

Psychometric evaluation of the Self-Injury Risk Questionnaire (CRA) in adolescents from Colombia and Mexico

Modesto Solís-Espinoza¹ , Claudia Valle-García^{2,3} , Marly Johana Bahamón⁴ ,
Julián Javela⁵  & Lorena Cudris-Torres⁶ 

¹Comisión Nacional de Salud Mental y Adicciones, Ciudad de México (México). ²Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México (México). ³Universidad Autónoma del Estado de Morelos, Morelos (México). ⁴Fundación Universitaria del Área Andina, Bogotá (Colombia). ⁵Universidad Militar Nueva Granada, Bogotá (Colombia). ⁶Universidad de la Costa, Barranquilla (Colombia)

Received:

October 24, 2025

Accepted:

January 15, 2026

Corresponding author:

Claudia Valle-García
(cvalleg22@gmail.com)

Cite as:

Solís-Espinoza, M., Valle-García, C., Bahamón, M. J., Javela, J., & Cudris-Torres, L. (2026). Evaluación psicométrica del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA) en adolescentes de Colombia y México. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes* / *Journal of Clinical Psychology in Childhood and Adolescence*, 13(2), 71-84. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2026.13.2.8>

Abstract

Given the high frequency of non-suicidal self-injury behavior (NSSI) and the diversity of instruments and adaptations for its measurement, we proposed to evaluate the psychometric properties of the Self-Injury Risk Questionnaire (CRA) through two independent studies conducted in Colombia and Mexico, in order to examine its transnational replication. In Study 1, the factor structure, internal consistency, and criterion validity of the instrument were examined in Colombians with a history of NSSI ($n = 133$) between the ages of 15 and 18 ($M = 16.65$; $SD = 1.18$), the majority being women (78.4%). A two-factor structure (frequency and self-harm impulse) was obtained with 78% of total variance. In Study 2, Mexicans with at least one self-injury in their lifetime participated ($n = 229$) ($M = 16.26$ years; $SD = .97$), with a majority of women (72.1%). The same factor structure was obtained as in Study 1. In both studies, internal consistency was high (calculated using Cronbach's alpha and McDonald's Omega). The differences in the magnitude of the relationship between NSSI and depressive symptoms and social support are discussed. The resulting instrument can be applied equally to adolescents in Colombia and Mexico, which could represent an important step toward strengthening the study of NSSI in both contexts.

Keywords: depression, suicide prevention, students, mental health, self-destructive behavior.

Evaluación psicométrica del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA) en adolescentes de Colombia y México

Resumen

Debido a la alta frecuencia del comportamiento autolesivo y la diversidad de instrumentos y adaptaciones para su medición, se propuso evaluar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA) mediante dos estudios independientes realizados en Colombia y México, con el fin de examinar su replicación transnacional. En el Estudio 1 se examinó la estructura factorial, la consistencia interna y la validez de criterio del instrumento en colombianos con antecedentes de autolesión ($n=133$) entre los 15 y los 18 años ($M = 16.65$; $DE = 1.18$), siendo la mayoría mujeres (78.4%). Se obtuvo una estructura de dos factores (frecuencia e impulso autolesivo) con 78% de varianza total. En el estudio 2 participaron mexicanos con al menos una autolesión en su vida ($n=229$) entre 15 y 18 años ($M=16.26$; $DE=.97$), con mayoría de mujeres (72.1%), se obtuvo la misma estructura factorial que en el Estudio 1. En ambos estudios la consistencia interna fue alta (calculada mediante alfa de Cronbach y Omega de McDonald). Se discute sobre las diferencias en ambas muestras en la magnitud de la relación entre autolesiones y los síntomas depresivos y apoyo social. El instrumento obtenido puede aplicarse de igual forma a adolescentes de Colombia y México, lo que podría representar un paso importante para fortalecer el estudio de las autolesiones en ambos contextos. **Palabras clave:** depresión, prevención del suicidio, estudiantes, salud mental, conducta autodestructiva.

Las autolesiones son un problema de salud pública (Mayer et al., 2016) por su prevalencia. En México, se ha documentado una alta prevalencia de esta conducta en la población adolescente. Por ejemplo, Albores-Gallo et al. (2014) informaron una prevalencia de 17.1% en estudiantes de secundaria, mientras que datos más recientes indicaron que el 29.41% de adolescentes reportó conductas autolesivas (Solís-Espinoza & Gómez-Peresmitré, 2020).

En Colombia, también existe una presencia relevante de autolesiones en adolescentes. Se ha estimado una prevalencia de una autolesión en el último año en 14.4% en un Estudio Nacional (Rangel et al., 2022), así como una prevalencia del 22.4% en adolescentes escolarizados del departamento de Caldas (Cañón-Buitrago et al., 2021).

Por otro lado, las autolesiones son clínicamente relevantes por su estrecha relación con el riesgo suicida (Vázquez-López et al., 2023). Aunque en muchos casos las autolesiones se realizan como mecanismo para expresar dolor emocional o como un escape pasajero, la ausencia de atención oportuna puede favorecer su evolución hacia comportamientos con intención suicida (Bolaños-López & Hurtado-Ordoñez, 2024; Muehlenkamp et al., 2023).

En población adolescente, a nivel internacional, un metaanálisis mostró que cerca de la mitad de las personas con conductas autolesivas han experimentado ideación suicida, especialmente cuando las autolesiones son repetitivas o de mayor gravedad (Gillies et al., 2018). En esta línea, Muehlenkamp et al. (2023), a partir del seguimiento longitudinal de jóvenes adultos, observaron que los comportamientos autolesivos pueden modificarse a lo largo del tiempo y acompañarse de incrementos en la ideación y planeación suicida. Estos hallazgos subrayan la importancia de la identificación temprana y el monitoreo sistemático de las autolesiones como un componente clave en la prevención del suicidio.

En este contexto, contar con instrumentos válidos y confiables es esencial para detectar y monitorear la conducta autolesiva. Por ello, se requiere mayor información local y nacional sobre su ocurrencia (González-Suárez et al., 2016; Vázquez-López et al., 2023). Estos datos facilitarían el desarrollo de mecanismos de seguimiento y derivación oportuna desde la atención primaria (Grupo de trabajo del OPBE, 2022).

Sin embargo, pese a esta necesidad, hay pocos instrumentos validados en población latinoamericana para evaluar la conducta autolesiva en adolescentes, lo que dificulta el diagnóstico temprano y el diseño de estrategias de intervención. Si bien algunos han arrojado evidencias positivas de sus propiedades psicométricas, se requieren más estudios que amplíen y fortalezcan dicha evidencia en distintos contextos y poblaciones (Faura-García et al., 2021). Asimismo, resulta necesario contar con investigaciones de carácter transcultural que permitan evaluar la estabilidad de los instrumentos entre países y culturas (Anjum & Aziz, 2024).

En México, destacan la validación de la Cédula de Autolesión de Marín (2013), adaptada por Duarte-Tánori et al. (2022), y la adaptación al español del *Self-Harm Questionnaire* (Ougrin & Boege, 2013) realizada por García-Mijares et al. (2015).

En esta línea, el Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA; Solís-Espinoza & Gómez-Peresmitré, 2020) es un instrumento desarrollado en México con personas de 11 a 15 años, el cual ha sido utilizado en distintos contextos latinoamericanos. Por

ejemplo, en Argentina se ha utilizado para analizar la relación entre autolesión y dificultades emocionales (Aizcorbe & Gallo, 2024), así como para estudiar su asociación con estilos parentales en población escolarizada (Padilla, 2023).

En Colombia son pocos los estudios que han evaluado o adaptado instrumentos para medir la autolesión en adolescentes. Entre los trabajos disponibles, destaca la adaptación del *Alexian Brothers Urge to Self-Injure* (ABUSI; Washburn et al., 2010) realizada por Bahamón et al. (2023), la cual se centra en el impulso de autolesionarse desde una perspectiva emocional y cognitiva.

Asimismo, Ferro-Valencia et al. (2020) analizaron la relación entre depresión y autolesión utilizando el *Self-Harm Questionnaire* adaptado en México (García-Mijares et al., 2015). Por su parte, Albarracín-Gómez y González-Suárez (2020) estudiaron a mujeres adolescentes de Pereira utilizando la versión española del *Self-Injurious Thoughts and Behaviors Interview* (SITBI; García-Nieto et al., 2013; Nock et al., 2007).

El CRA fue desarrollado originalmente en México y ha demostrado ser un instrumento útil para la evaluación de la conducta autolesiva en contextos escolares. Hasta la fecha, es la única escala, de la que se tiene conocimiento, que evalúa el impulso por autolesionarse y la dificultad para dejar de hacerlo (Solís-Espinoza & Gómez-Peresmitré, 2020). Además, la evidencia de sus propiedades psicométricas se ha obtenido sólo en su primera validación. Por ello, resulta pertinente replicar y ampliar su evidencia psicométrica en una muestra mexicana con un rango etario distinto (15–18 años) al del estudio original (11–15 años).

En Colombia, la limitada disponibilidad de instrumentos validados para población adolescente hace necesario contar con medidas breves, válidas y confiables. Si bien el CRA ha mostrado utilidad en otros contextos latinoamericanos (Aizcorbe & Gallo, 2024; Padilla, 2023), no se cuenta con evidencia psicométrica en adolescentes de Colombia.

En este sentido, el presente estudio tuvo como objetivo principal evaluar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA) en población adolescente de Colombia y México, mediante dos estudios independientes. Este enfoque permite fortalecer la validez del instrumento en su país de origen y explorar la replicación transnacional de su estructura y funcionamiento. Esto facilita futuras comparaciones del mismo fenómeno en contextos distintos, lo cual es esencial para comprender el comportamiento humano a través del lente de diferentes culturas (Anjum & Aziz, 2024).

Por tanto, esta investigación surge de la necesidad de contar con instrumentos psicométricamente sólidos y transculturales que permitan comparaciones entre países, así como de la urgencia de detectar oportunamente las autolesiones, las cuales pueden asociarse posteriormente con comportamientos suicidas.

Además, la escasez de estudios transculturales limita la implementación de estrategias efectivas de promoción y prevención de la salud mental frente a esta problemática de creciente preocupación. Cabe destacar que las autolesiones han sido reconocidas como un foco de atención clínica en el DSM-5-TR (American Psychiatric Association, 2022) y constituyen un objeto prioritario de intervención en estrategias recientes de la Organización Mundial de la Salud y UNICEF (2021).

Para cumplir con el objetivo planteado, se realizaron dos estudios independientes que se presentan a continuación.

Ambos estudios adoptaron un enfoque cuantitativo, de tipo transversal y psicométrico, ya que se examinó la estructura factorial, la consistencia interna y la validez de criterio del cuestionario en un único momento de medición.

Estudio 1. Validación psicométrica del Cuestionario de Riesgo de Autolesión en adolescentes colombianos de 15 a 18 años

Método

Participantes

La muestra fue seleccionada mediante un muestreo no probabilístico e intencional. Dada la dificultad para identificar adolescentes con historial de autolesiones, se aplicaron los instrumentos con el objetivo de obtener al menos 100 casos, considerado un tamaño mínimo adecuado para realizar el análisis factorial exploratorio (Kyriazos, 2018). La muestra total estuvo conformada por 553 adolescentes de dos escuelas en Colombia. Del total, 64.2% eran mujeres, con edades comprendidas entre los 15 y los 18 años ($M = 16.78$; $DE = 1.10$).

Para los análisis psicométricos del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA), se filtraron únicamente aquellos participantes que respondieron afirmativamente a la pregunta 3 del CRA (“¿Alguna vez te has lastimado a propósito?”), ya que esta respuesta activaba la sección completa del instrumento. Este grupo estuvo compuesto por 134 adolescentes, de los cuales el 21.6% eran hombres y el 78.4% eran mujeres con un promedio de edad de 16.65 años ($DE = 1.18$). La distribución por sexo difirió significativamente entre quienes reportaron al menos una autolesión y quienes no la reportaron (Tabla 1). Del total de hombres incluidos en la muestra ($n = 201$), el 14.4% ($n = 29$) reportó al menos una autolesión, mientras que en las mujeres ($n = 352$) esta proporción fue del 29.8% ($n = 105$), lo que indica una mayor presencia de autolesión en mujeres.

Tabla 1. Distribución por sexo según reporte de autolesiones en población colombiana

Reporte de autolesión	Hombres		Mujeres		Total	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Sin autolesiones	172	41	247	59	419	100
Con autolesiones	29	21.6	105	78.4	134	100
Total	201	36.3	352	63.7	553	100

Nota. En $\chi^2(1) = 15.82$, $p < .05$

Instrumentos

Se utilizaron tres instrumentos previamente validados en población hispanohablante, cuyas características generales y propiedades psicométricas se resumen en la Tabla 2.

Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA; Solís-Espinoza & Gómez-Peresmitré, 2020).

Es un instrumento desarrollado en México y validado en población adolescente que explora frecuencia, impulso y contagio social de autolesiones. Cuenta con 16 ítems dicotómicos y politómicos. En su construcción y validación original mostró una estructura factorial coherente con el modelo teórico propuesto y adecuados indicadores de consistencia interna.

Patient Health Questionnaire 9 para adolescentes (PHQ-9; Spitzer et al., 1999 adaptado por Borghero et al., 2018).

Es un instrumento ampliamente utilizado que evalúa sintomatología depresiva durante las últimas dos semanas. En estudios previos con adolescentes chilenos mostró adecuadas propiedades psicométricas en este grupo etario, lo que respalda su uso como medida de criterio en este estudio.

Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (Zimet, 1988; validada para adolescentes colombianos por Trejos-Herrera et al., 2018).

Es una escala que evalúa la percepción de apoyo social desde tres fuentes específicas. En su validación con población adolescente en Colombia mostró una adecuada consistencia interna y evidencia de validez estructural, confirmando una estructura de tres factores.

Tabla 2. Características de los instrumentos utilizados en el Estudio 1

Instrumento y autores	Dimensiones y número de ítems	Tipo de escala	Ejemplo de ítem	Propiedades psicométricas reportadas en otros estudios
Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA). Solís-Espinoza y Gómez-Peresmitré (2020)	Frecuencia de autolesión, componente adictivo y contagio social. 16 ítems.	Dicotómica y politómica (2-7 opciones de respuesta)	¿Qué tan difícil es dejar de lastimarte?	α ordinal = .94, $\omega = .94$; $\chi^2/gf = 2.05$, CFI = .94, RMSEA = .066 (México, adolescentes 11-15 años, $N=241$).
Patient Health Questionnaire-9 para adolescentes (PHQ-9). Spitzer et al. (1999); adaptado por Borghero et al. (2018)	Unidimensional. 9 ítems	Likert de 4 puntos (0 = Nunca, 1 = Algunos días, 2 = Más de la mitad de los días, 3 = Casi todos los días)	¿Has sentido poco interés o placer al hacer las cosas?	$\alpha = .78$; Sensibilidad = 86.2%, Especificidad = 82.9%, punto de corte = 11 (Chile, adolescentes 15-19 años, $N=245$).
Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (MSPSS). Zimet et al. (1988); validada por Trejos et al. (2018)	Familia, amigos y otros significativos. 12 ítems.	Likert 7 puntos (1 = Muy en desacuerdo, 7 = Muy de acuerdo)	Existe una persona especial que está cerca de mí cuando la necesito	$\alpha = .84$; α Familia = .82, α Amigos = .84, α Otros = .75; AGFI = 31,680.98, CFI = .975, RMSEA = .049 (Colombia, adolescentes 14-18 años, $N=763$)

Nota. En el presente estudio, el PHQ-9 y la Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido se utilizaron como instrumentos de referencia para la evaluación de evidencia de validez de criterio.

Procedimiento

Se realizó un estudio psicométrico e instrumental (Ato et al., 2013). Previo a la aplicación del instrumento en la muestra colombiana, se llevó a cabo un piloteo del Cuestionario de Riesgo de Autolesión con el objetivo de evaluar la claridad lingüística de los ítems y la adecuación del formato de respuesta. El piloteo se realizó con 50 adolescentes de entre 15 y 18 años, con características similares a la muestra objetivo. A las personas que participaron se les solicitó valorar la claridad de las oraciones y proporcionar sugerencias mediante dos preguntas abiertas. Posteriormente, se obtuvieron las autorizaciones de las autoridades escolares correspondientes y se realizaron las gestiones necesarias para contar con el consentimiento informado del padre, madre o tutor.

El equipo de investigación asistió a los salones de clase designados por las autoridades, al estudiantado que participó se le solicitó leer el asentimiento informado, ubicado al inicio del instrumento, y expresar su voluntad de participar en el estudio. Además, se les explicó el objetivo del estudio y enfatizó que la participación era voluntaria, anónima y confidencial, asegurando que la información sería utilizada únicamente con fines de investigación. Los consentimientos y asentimientos informados se llevaron a cabo siguiendo los principios éticos de la American Psychological Association (2010) y el estudio contó con el aval de un comité de ética.

Análisis estadísticos

Se utilizaron los programas SPSS, versión 25, R versión 4.5.1 (R Core Team, 2025) para el análisis de datos. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) se llevó a cabo en R mediante el paquete psych (versión 2.3.6; Revelle, 2023), utilizando el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y rotación oblimin. Para estimar la matriz de correlaciones policóricas, se empleó la función hetcor del paquete polycor (versión 0.8-1; Fox, 2021). La determinación del número de factores se realizó a través de análisis paralelo con la función fa.parallel del paquete psych (versión 2.3.6; Revelle, 2023).

La normalidad de los datos fue evaluada mediante la prueba de Shapiro-Wilk, adecuada para muestras menores a 200 participantes (Shapiro & Wilk, 1965). Dado que los datos no presentaron una distribución normal, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio con extracción de mínimos cuadrados no ponderados (Ferrando et al., 2022) y rotación oblicua oblimin.

Dado que los ítems son de naturaleza ordinal y presentan un número variable de categorías de respuesta, se empleó una matriz de correlaciones policóricas, que permite una estimación más adecuada de las relaciones entre ítems en estas condiciones (Holgado-Tello et al., 2010).

Se evaluó la adecuación de la muestra mediante el índice KMO (Kaiser, 1974), que se consideró aceptable con valores superiores a .80, y la prueba de esfericidad de Bartlett (Calleja & Mason, 2020), la cual debía ser significativa ($p < .05$ para rechazar la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones observada es una matriz identidad. La cantidad de factores a retener fue establecida mediante el análisis paralelo (Lloret-Segura et al., 2014) mediante R. Para decidir la inclusión de ítems en cada factor, se consideraron comunales $\geq .50$ (Hair et al., 1999) y cargas factoriales $\geq .40$ (Lloret-Segura et al., 2014).

La fiabilidad interna de la escala se evaluó mediante el coeficiente alfa de Cronbach, adoptando valores $\geq .80$ como aceptables (De Vellis, 2016). Para evaluar la contribución individual de cada ítem-total corregida, considerándose valores $\geq .30$ (Kline, 2000). Asimismo, se examinó el alfa si se elimina el ítem para verificar si la consistencia interna aumentaría en caso de eliminar algún ítem.

Adicionalmente, se calculó el índice omega de confiabilidad compuesta (McDonald, 1999), mediante R utilizando el paquete MBESS, lo que permitió obtener también intervalos de confianza mediante remuestreo bootstrap.

Finalmente, para evaluar validez de criterio se realizaron análisis de correlación de Spearman entre los puntajes promedio de las variables evaluadas.

Resultados

Estudio piloto

El estudio piloto del CRA indicó un alto nivel de comprensión de los ítems por parte de los participantes. El 96% de los participantes ($n = 48$) reportó que las oraciones eran claras y comprensibles. Dos participantes sugirieron ampliar las opciones de respuesta en los ítems de frecuencia de autolesión y uno señaló cierta redundancia percibida entre algunos ítems. Dado que las observaciones se relacionaron con preferencias de formato más que con dificultades de comprensión, se decidió mantener el instrumento en su versión original, con el fin de preservar la comparabilidad con el estudio de validación realizado en México.

Análisis factorial exploratorio

La normalidad multivariada se evaluó mediante la prueba de Shapiro-Wilk, la cual mostró una desviación significativa de la distribución normal ($W = .918, p < .001$). Debido a esta falta de normalidad, se optó por realizar un Análisis Factorial Exploratorio utilizando el método de mínimos cuadrados no ponderados y rotación oblimin.

Inicialmente se incluyeron 11 ítems (CRA5 a CRA15). El análisis de adecuación muestral mostró un valor muy bajo en el índice Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .17$). Aunque la prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ($p < .001$), el valor de KMO indicó que no era adecuado continuar con el análisis factorial en esta etapa. Por lo que se examinó el índice de adecuación muestral individual (MSA) de cada ítem, y se identificó que los ítems CRA9, CRA13, CRA14 y CRA15 presentaban valores $< .10$, lo cual indicaba que no compartían suficiente varianza con los demás ítems (Kaiser, 1974). Por lo tanto, se eliminaron del análisis. Estos ítems corresponden a la dimensión de contagio social (CRA13 a CRA15) y el otro pertenece al efecto adictivo de la autolesión (CRA9).

Al eliminar los ítems problemáticos, se repitió el análisis. El nuevo valor de KMO fue .84 y la prueba de esfericidad de Bartlett continuó siendo significativa ($p < .001$), lo cual indicó que la estructura de los datos era adecuada para realizar un AFE.

Los resultados del análisis paralelo indicaron una solución de dos factores. De esta forma, el AFE explicó el 78% de la varianza total. En el factor 1, correspondiente a la frecuencia de autolesión, explicó el 47%, mientras que el factor 2, rela-

cionado con el efecto adictivo, explicó el 31%. Todos los ítems mostraron comunalesidades $> .50$ y cargas factoriales $> .40$, lo cual respalda su pertinencia (Tabla 3).

Tabla 3. Estructura factorial, cargas factoriales y comunalesidades del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA) en población colombiana

Ítems del CRA	Cargas factoriales (λ)	Comunalesidades (h^2)
Factor 1: Frecuencia de autolesión		
CRA5. ¿Cuándo fue la última vez que lo hiciste?	.72	.70
CRA6. ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último mes?	.71	.78
CRA7. ¿Qué tan seguido te has lastimado en los últimos seis meses?	1.05	.98
CRA8. ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último año?	.76	.63
Factor 2: Efecto adictivo de la autolesión		
CRA10. ¿Qué tan probable es que te vuelvas a lastimar?	.76	.81
CRA11. ¿Qué tanto quisieras volver a lastimarte?	.96	.82
CRA12. ¿Qué tan difícil es dejar de lastimarte?	.52	.71

Nota. El método de extracción fue el de mínimos cuadrados no ponderados con una rotación oblimin.

En la solución factorial, el ítem CRA7 (“¿Qué tan seguido te has lastimado en los últimos seis meses?”) presentó una carga factorial superior a 1.0 ($\lambda = 1.05$), lo que en otros contextos podría considerarse una solución impropia o caso Heywood. Sin embargo, según lo señalado por Brown (2015), en modelos factoriales exploratorios con factores correlacionados y rotación oblicua, las cargas pueden interpretarse como coeficientes de regresión estandarizados, y en tales casos valores superiores a 1.0 pueden ser admisibles.

En este análisis, no se observaron otros indicadores de mal ajuste: la unicidad fue positiva y baja ($u^2 = .02$), la comunalidad fue alta pero dentro del rango aceptable ($h^2 = .98$), y la solución mostró un buen ajuste global. Por tanto, se decidió conservar el ítem CRA7, dada su asociación con los demás ítems del factor de frecuencia y su importancia teórica para el constructo medido.

El ítem CRA12 (“Dificultad para dejar de autolesionarse”) presentó cargas cruzadas moderadas en ambos factores ($\lambda_1 = .42$; $\lambda_2 = .52$), lo que indica que refleja tanto la frecuencia como el deseo o impulso de autolesión. Dado su valor clínico y su comunalidad aceptable ($h^2 = .71$), se optó por mantenerlo en el modelo en el factor de efecto adictivo de la autolesión.

Consistencia interna

El índice de consistencia interna para el factor de frecuencia de autolesión fue $\alpha = .82$, IC 95% [.77, .87] y para el factor de efecto adictivo de la autolesión fue de $\alpha = .83$, IC 95% [.78, .87], lo que indica una alta fiabilidad en ambos casos.

El análisis de las correlaciones ítem-total corregidas mostró que fueron superiores a .65 en todos los ítems de ambos factores (Tabla 4). Para el factor de frecuencia de autolesión, las correlaciones oscilaron entre .666 (CRA8) y .790 (CRA7),

mientras que para el efecto adictivo variaron de .657 (CRA12) a .751 (CRA10), superando el criterio mínimo de .30 (Kline, 2000). Por tanto, se demostró la adecuada contribución de los ítems a la consistencia de la escala.

Con respecto al “alfa si se elimina el ítem”, no se identificaron ítems con un valor de alfa superior al alfa total en ninguno de los dos factores (Tabla 4). En el factor de frecuencia de autolesión, los valores de alfa si se elimina el ítem (.721-.808) fueron inferiores al alfa total del factor ($\alpha = .827$). De manera similar, en el efecto adictivo, los valores (.720-.817) no superaron el alfa total ($\alpha = .835$). Estos resultados respaldan la homogeneidad interna de cada factor y la contribución positiva de cada ítem a su respectiva dimensión.

Tabla 4. Estadísticas de fiabilidad de los ítems del CRA para población colombiana

Ítems del CRA	Correlación ítem-total (I/H_c)	α si se elimina
Factor 1: Frecuencia de autolesión		
CRA5. ¿Cuándo fue la última vez que lo hiciste?	.748	.808
CRA6. ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último mes?	.690	.808
CRA7. ¿Qué tan seguido te has lastimado en los últimos seis meses?	.790	.721
CRA8. ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último año?	.666	.791
Factor 2: Efecto adictivo de la autolesión		
CRA10. ¿Qué tan probable es que te vuelvas a lastimar?	.751	.720
CRA11. ¿Qué tanto quisieras volver a lastimarte?	.690	.779
CRA12. ¿Qué tan difícil es dejar de lastimarte?	.657	.817

También se estimó el índice omega de McDonald, obteniéndose $\omega = .86$, IC 95% [.79, .90] para el factor de frecuencia, y $\omega = .83$, IC 95% [.77, .88] para el efecto adictivo, lo que corrobora la consistencia interna del instrumento.

Validez de criterio

Se evaluó la validez de criterio del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA) mediante el análisis de correlación de Spearman con variables teóricamente relacionadas (depresión y apoyo social percibido) (Tabla 5).

La puntuación total del CRA mostró una correlación positiva moderada y significativa con la depresión, lo cual indica que un mayor riesgo de autolesión se asocia con mayores niveles de sintomatología depresiva. Asimismo, se encontró una correlación baja negativa y significativa con el apoyo social percibido, lo que sugiere que menores niveles de apoyo social se relacionan con mayor riesgo de autolesión. Estos resultados respaldan la validez convergente y divergente del instrumento.

Al analizar los factores por separado, la dimensión de efecto adictivo de la autolesión mostró una correlación ligeramente más fuerte con la depresión ($\rho = .580$) que la dimensión de frecuencia de autolesión ($\rho = .427$), mientras que ambos factores se asociaron negativamente con el apoyo social ($\rho =$

Tabla 5. Índices de correlación entre el CRA y la puntuación total de constructos asociados con el riesgo de autolesión en población colombiana

Variable	Cuestionario de Riesgo de Autolesión	Frecuencia de autolesión	Efecto adictivo de la autolesión
PHQ-9	.542**	.427**	.580**
Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido	-.316**	-.294**	-.288**

Nota. Se presentan coeficiente rho de Spearman. La magnitud del efecto se interpreta según Cohen (1988): $|p| = .10-.29$ (pequeña), $|p| = .30-.49$ (moderada), $|p| \geq .50$ (grande).

** $p < .001$ * $p < .05$.

-.288 y -.294, respectivamente). Estas relaciones están en línea con lo esperado teóricamente, sugiriendo que ambos factores capturan componentes relevantes del riesgo de autolesión.

Estudio 2. Validación factorial, de consistencia interna y de criterio del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA) en adolescentes mexicanos de 15 a 18 años

Método

Participantes

La muestra fue seleccionada mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia. Debido a la dificultad para identificar adolescentes con historial de autolesiones, se realizó la aplicación de instrumentos con el objetivo de obtener al menos 100 casos con antecedentes de autolesión, considerado un tamaño mínimo adecuado para realizar análisis factorial exploratorio (Kyriazos, 2018).

La muestra quedó conformada por 645 estudiantes de dos escuelas públicas de nivel medio superior ubicadas en el estado de Morelos, México (44.3 % mujeres), con edades entre los 15 y los 18 años ($M = 16.30$; $DE = 1.09$).

Para el análisis psicométrico del instrumento se seleccionó el grupo de estudiantes que respondieron afirmativamente a la pregunta 3 del CRA: *¿Alguna vez te has lastimado a propósito?*

Este subgrupo estuvo compuesto por 229 adolescentes, con un 72.1 % de mujeres y un 27.9 % de hombres, cuya edad promedio fue de 16.26 años ($DE = .97$).

La distribución por sexo difirió significativamente entre quienes reportaron autolesiones y quienes no la reportaron (Tabla 6). Del total de mujeres incluidas en la muestra ($n = 359$), el 46% ($n = 165$) reportó al menos una autolesión, mientras que en los hombres la proporción fue del 22.4% ($n = 64$), lo que indica una mayor presencia de autolesión en mujeres.

Tabla 6. Distribución por sexo según reporte de autolesiones en población mexicana

Reporte de autolesión	Hombres		Mujeres		Total	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Sin autolesiones	222	53.4	194	46.6	416	100
Con autolesiones	64	27.9	165	72.1	229	100
Total	286	44.3	359	55.7	645	100

Nota. En $\chi^2(1) = 38.66$, $p < .05$

Instrumentos

Se utilizaron los mismos tres instrumentos que en el Estudio 1 (ver Tabla 7 para características detalladas): el Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA), el Patient Health Questionnaire-9 para adolescentes (PHQ-9) y la Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (MSPSS). El CRA,

Tabla 7. Características de los instrumentos utilizados en el Estudio 2

Instrumento y autores	Dimensiones y número de ítems	Tipo de escala	Ejemplo de ítem	Propiedades psicométricas reportadas en otros estudios
Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA). Solís-Espinoza y Gómez Peresmitré (2020)	Frecuencia de autolesión, componente adictivo y contagio social. 16 ítems.	Dicotómica y poltómica (2-7 opciones de respuesta)	¿Qué tan difícil es dejar de lastimarte?	α ordinal = .94, $\omega = .94$; $\chi^2/df = 2.05$, CFI = .94, RMSEA = .066 (México, adolescentes 11-15 años, $N = 241$).
Patient Health Questionnaire-9 para adolescentes (PHQ-9). Spitzer et al. (1999); adaptado por Borghero et al. (2018)	Unidimensional. 9 ítems	Likert de 4 puntos (0 = Nunca, 1 = Algunos días, 2 = Más de la mitad de los días, 3 = Casi todos los días)	¿Has sentido poco interés o placer al hacer las cosas?	$\alpha = .78$; Sensibilidad = 86.2%, Especificidad = 82.9%, punto de corte = 11 (Chile, adolescentes 15-19 años, $N = 245$).
Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (MSPSS). Zimet et al. (1988); validada por Trejos et al. (2018)	Familia, amigos y otros significativos. 12 ítems.	Likert 7 puntos (1 = Muy en desacuerdo, 7 = Muy de acuerdo)	Existe una persona especial que está cerca de mí cuando la necesito	$\alpha = .84$; α Familia = .82, α Amigos = .84, α Otros = .75; AGFI = 31,680.98, CFI = .975, RMSEA = .049 (Colombia, adolescentes 14-18 años, $N = 763$)

Nota. En el presente estudio, el PHQ-9 y la Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido se utilizaron como instrumentos de referencia para la evaluación de evidencia de validez de criterio.

desarrollado originalmente en México (Solís-Espinoza & Gómez-Peresmitré, 2020), se aplicó en su versión completa de 16 ítems para replicar el proceso de validación en una muestra mexicana con rango etario distinto (15-18 años) al del estudio original (11-15 años). El PHQ-9 y la MSPSS se emplearon como instrumentos de criterio para evaluar la validez convergente y divergente del CRA.

Procedimiento

Se realizó un estudio psicométrico e instrumental (Ato et al., 2013) con las mismas características del Estudio 1, con la única diferencia de ser otro contexto de aplicación.

Análisis estadísticos

Los análisis estadísticos realizados en este segundo estudio siguieron el mismo procedimiento general del Estudio 1, con la diferencia de que, debido al tamaño muestral ($n > 200$), la normalidad de los datos fue evaluada mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov, en lugar de la de Shapiro-Wilk.

Posteriormente, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio utilizando el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados con rotación oblimin, empleando una matriz de correlaciones policóricas, dado que los ítems son de tipo ordinal y no presentan distribución normal. También se calcularon los índices de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett (1951) para evaluar la factibilidad del AFE. La cantidad de factores a retener se determinó mediante análisis paralelo.

La confiabilidad interna se evaluó a través de los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, empleando como punto de corte valores $\geq .80$ (De Vellis, 2016). Se analizó la correlación ítem-total corregida, con un criterio $\geq .30$, propuesto por Kline (2000) y se examinó el alfa si se elimina el ítem para identificar posibles ítems problemáticos. De manera complementaria, se obtuvo el índice omega de confiabilidad compuesta (McDonald, 1999) mediante R con el paquete MBESS, donde se calcularon los intervalos de confianza a través de remuestreo bootstrap.

Para la validez de criterio, se emplearon correlaciones de Spearman entre los puntajes promedio de las variables incluidas en el estudio.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

La prueba de Kolmogorov-Smirnov indicó que los puntajes del Cuestionario de Riesgo de Autolesión no siguen una distribución normal ($D(229) = .108, p < .001$), por lo que se utilizaron procedimientos estadísticos no paramétricos en los análisis posteriores.

Para evaluar la pertinencia de realizar un Análisis Factorial Exploratorio, se examinó el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett. El primer análisis, que incluyó los 11 ítems del CRA (CRA5 a CRA15), arrojó un valor de KMO global de .77, que es inferior al umbral mínimo recomendado de .80 (Kaiser, 1974). Por lo que se analizaron los valores individuales de adecuación

muestral (MSA) y se identificó que el ítem CRA15 presentó un valor bajo (.31), lo cual indica que no comparte suficiente varianza común con el resto de los ítems. Por esta razón, se decidió eliminarlo y recalcular los indicadores. Tras su exclusión, el nuevo valor de KMO fue de .83. No obstante, los ítems CRA13 y CRA14 también mostraron valores bajos de MSA (.46 y .47, respectivamente), por lo que fueron igualmente eliminados.

Posteriormente, se volvió a calcular el KMO, que resultó en un valor de .88. La prueba de esfericidad de Barlett fue significativa ($\chi^2(28) = 1545.81, p < .001$ y todos los ítems presentaron $MSA \geq .80$, confirmando la adecuación de la matriz para el análisis factorial.

El análisis paralelo sugirió la retención de dos factores, por lo que se llevó a cabo un AFE utilizando el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados con rotación oblimin. Esta solución explicó el 72% de la varianza total: el primer factor (Frecuencia de autolesión) explicó el 42% y el segundo (Efecto adictivo de la autolesión), el 30%. No obstante, se observó que el ítem CRA9 (“¿Has pensado en lastimarte en el último mes?”) presentó una comunalidad baja (.35), por debajo del criterio mínimo de .50 (Hair et al., 1999), por lo que se decidió eliminarlo.

Finalmente, con los siete ítems restantes, se obtuvo un valor de KMO de .88 y la prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ($\chi^2(21) = 1445.97, p < .001$). El análisis paralelo volvió a sugerir la retención de dos factores. El AFE, utilizando el método de mínimos cuadrados no ponderados y rotación oblimin, explicó el 77%, distribuyéndose en 47% para el primer factor y 30% para el segundo. La correlación entre factores fue de .71, lo que justifica el uso de rotación oblicua. Las cargas factoriales fueron todas superiores a .60 y las comunalidades oscilaron entre .58 y .91, lo que indica una adecuada representación de los ítems en sus respectivos factores (Tabla 8).

Tabla 8. Estructura factorial, cargas factoriales y comunalidades del Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA) en población mexicana

Ítems del CRA	Carga factorial (λ)	Comunalidades (h^2)
Factor 1: Frecuencia de autolesión		
CRA5. ¿Cuándo fue la última vez que lo hiciste?	.86	.80
CRA6. ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último mes?	.95	.78
CRA7. ¿Qué tan seguido te has lastimado en los últimos seis meses?	.93	.91
CRA8. ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último año?	.71	.74
Factor 2: Efecto adictivo de la autolesión		
CRA10. ¿Qué tan probable es que te vuelvas a lastimar?	.65	.74
CRA11. ¿Qué tanto quisieras volver a lastimarte?	.98	.87
CRA12. ¿Qué tan difícil es dejar de lastimarte?	.69	.58

Nota. El método de extracción fue el de mínimos cuadrados no ponderados con una rotación oblimin.

Los factores encontrados se interpretaron como Frecuencia de autolesión (CRA5, CRA6, CRA7, CRA8) y Efecto adictivo (CRA10, CRA11, CRA12).

Consistencia interna

La confiabilidad interna de la escala se evaluó mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald para cada uno de los factores identificados. El índice alfa de Cronbach fue de $\alpha = .86$ (IC 95% [.83, .89]) para el factor frecuencia de autolesión y de $\alpha = .84$ (IC 95% [.80, .87]) para el factor de efecto adictivo, indicando una alta consistencia interna en ambos casos.

Las correlaciones ítem total corregida mostraron valores superiores a .50 en todos los ítems (Tabla 9). En el factor de frecuencia de autolesión, las correlaciones variaron entre .555 (CRA6) y .719 (CRA7), mientras que en la dimensión de efecto adictivo oscilaron entre .663 (CRA12) y .743 (CRA11). Todos los valores superaron el criterio mínimo de .30 propuesto por Kline (2000), por lo que no se identificaron ítems con baja discriminación y confirmó la contribución adecuada de los ítems a la consistencia de la escala.

Respecto al análisis del alfa si se elimina el ítem, ningún ítem mostró un valor superior al alfa total de su factor correspondiente (Tabla 9). Para el factor de frecuencia los valores oscilaron entre .786 (CRA7) y .853 (CRA5), mientras que en el efecto adictivo estuvieron entre .740 (CRA11) y .825 (CRA12). Estos hallazgos respaldan la homogeneidad de los ítems y su contribución positiva a la consistencia interna de sus respectivas dimensiones.

Tabla 9. Estadísticas de fiabilidad de los ítems del CRA para población mexicana

Ítems del CRA	Correlación ítem-total (<i>IHC</i>)	α si se elimina
Factor 1: Frecuencia de autolesión		
CRA5. ¿Cuándo fue la última vez que lo hiciste?	.653	.853
CRA6. ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último mes?	.555	.849
CRA7. ¿Qué tan seguido te has lastimado en los últimos seis meses?	.719	.786
CRA8. ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último año?	.604	.843
Factor 2: Efecto adictivo de la autolesión		
CRA10. ¿Qué tan probable es que te vuelvas a lastimar?	.715	.770
CRA11. ¿Qué tanto quisieras volver a lastimarte?	.743	.740
CRA12. ¿Qué tan difícil es dejar de lastimarte?	.663	.825

El índice omega de McDonald corroboró estos resultados, obteniéndose $\omega = .86$ (IC 95% [.79, .91]) para el factor de frecuencia y $\omega = .83$ (IC 95% [.77, .88]) para el efecto adictivo. En conjunto, los resultados mostraron una adecuada consistencia interna del CRA.

Validez de criterio

Se evaluó la validez de criterio del CRA mediante análisis de correlación de Spearman con variables teóricamente relacionadas, específicamente depresión y apoyo social percibido (Tabla 10).

Tabla 10. Índices de correlación entre el CRA y la puntuación total de constructos asociados con el riesgo de autolesión en población mexicana

Variable	Cuestionario de Riesgo de Autolesión	Frecuencia	Efecto adictivo de la autolesión
PHQ9	.467**	.334**	.529**
Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido	-.057	-.055	-.037

Nota. Se presentan coeficiente rho de Spearman. La magnitud del efecto se interpreta según Cohen (1988): $|\rho| = .10-.29$ (pequeña), $|\rho| = .30-.49$ (moderada), $|\rho| \geq .50$ (grande).

** $p < .001$ * $p < .05$.

Los resultados del análisis de correlación de Spearman mostraron una relación positiva moderada y significativa entre los puntajes del CRA y los niveles de depresión evaluados mediante el PHQ-9. Al analizar por factores, tanto la subescala de frecuencia de autolesión como el efecto adictivo mostraron correlaciones moderadas con la depresión, lo que respalda la validez convergente del instrumento.

En cuanto al apoyo social percibido, no se encontraron correlaciones significativas con la escala total ni con sus factores ($p > .05$), lo que podría sugerir una independencia relativa entre la percepción de apoyo y la conducta de autolesión en esta muestra, a diferencia de lo observado en la muestra de Colombia.

Discusión

El presente estudio evaluó la estructura interna, la consistencia y la validez de criterio del Cuestionario de Riesgo de Autolesión en muestras independientes de adolescentes de una región de Colombia y de México. En ambos contextos se replicó una solución de dos factores: frecuencia de autolesión y efecto adictivo de la autolesión, con cargas factoriales y comunalidades adecuadas. Además, la consistencia interna en ambos países fue alta con resultados similares, lo que respalda la estabilidad del instrumento en ambos contextos.

En conjunto, los hallazgos indicaron que esta versión del CRA es aplicable en ambos contextos y, por su brevedad y propiedades psicométricas, resulta útil para coadyuvar en la detección y monitoreo de personas que se han autolesionado. Asimismo, puede aportar elementos relevantes para la prevención, ya que permite identificar la intensidad del impulso autolesivo. Esto podría facilitar la detección de casos con mayor riesgo que requieran una intervención oportuna, antes de que pudieran evolucionar hacia conductas suicidas.

Respecto a la estructura factorial del instrumento, se eliminaron los mismos cuatro ítems en ambos estudios, de los cuales tres pertenecían a la dimensión de contagio social, la cual, aunque se ha asociado con la conducta autolesiva, pre-

senta una relación compleja cuya forma de operación no es del todo clara (Paris, 2025). Si bien existe evidencia de que una parte de adolescentes que se autolesionan tienen amistades que también lo hacen, este patrón no se observa en todos los casos (Yates et al., 2008) y el contagio parece ser particularmente relevante al inicio de la conducta (Jarvi et al., 2013). Asimismo, se ha señalado que el contagio social resulta particularmente relevante en las etapas iniciales de la conducta autolesiva (Jarvi et al., 2013). Adicionalmente, es posible que el contagio social opere de manera distinta según la edad, considerando que en la muestra original de construcción del instrumento la edad promedio fue de 12.37 años, correspondiente a una etapa temprana de la adolescencia, distinta a la de las muestras del presente estudio (15–18 años), lo que podría contribuir a explicar el bajo desempeño psicométrico de los ítems de contagio social en adolescentes de mayor edad.

Por otro lado, el ítem 9 “¿Cuando te has lastimado lo has hecho con la intención de quitarte la vida?” hace alusión a intento suicida, constructo que por definición es incompatible con el constructo de autolesión no suicida (Walsh, 2006), lo que podría explicar su desajuste en los análisis. No obstante, dada su relevancia clínica, se recomienda mantenerlo como pregunta de tamizaje complementaria al CRA, para identificar casos con ideación o intentos suicidas que requieren derivación inmediata, aunque no como parte de su estructura factorial.

Asimismo, se renombró la dimensión previamente denominada “efecto adictivo de la autolesión” como “impulso autolesivo”, dado que este último término refleja con mayor precisión el fenómeno descrito en la literatura como *urge to self-injure* (Schleicher et al., 2022) y evita las connotaciones de dependencia asociadas al término “adictivo”.

El instrumento definitivo con la estructura obtenida se presenta en el Apéndice A, incluyendo la pregunta de filtro inicial, los siete ítems que conforman las dos dimensiones (frecuencia de autolesión e impulso autolesivo) y las seis preguntas complementarias que proporcionan información clínica relevante para la evaluación integral del caso.

En cuanto a la validez de criterio, se observó una relación positiva y significativa entre conductas autolesivas y síntomas depresivos, lo cual coincide con lo reportado por Ferro-Valencia et al., (2020), quienes discuten que la autolesión puede operar como autocastigo (Linehan, 1993) o como evitación (Lazarus & Folkman, 1986).

Desde el enfoque transaccional del estrés y el afrontamiento, este último se concibe como un proceso dinámico que surge de la interacción entre las demandas del entorno y los recursos personales, más que como un rasgo fijo de la persona. En las perspectivas contemporáneas del afrontamiento en la adolescencia no hay estrategias “buenas” o “malas” en términos absolutos, sino respuestas con distinta funcionalidad según el contexto. Por ejemplo, se distinguen estilos productivo, no productivo y con referencia a otros; el primero implica abordar activamente el problema, el segundo se orienta a la evitación y el tercero se centra en compartir las preocupaciones con otras personas (Frydenberg et al., 2008 en Barcelata & Rodríguez, 2021).

Bajo esta lectura, las conductas autolesivas pueden aliviar transitoriamente el malestar, lo que refuerza un ciclo que lleva a los y las adolescentes a reincidir en la autolesión. Además, al estar ligadas a patrones evitativos que resultan no productivos,

dificultan el desarrollo de otras estrategias alternativas para enfrentar la situación.

Respecto del apoyo social percibido, en la muestra mexicana no se observaron asociaciones significativas con el CRA, mientras que en la colombiana la relación fue negativa y significativa.

La ausencia de relación en el caso mexicano podría vincularse con factores contextuales propios del entorno escolar. En uno de los planteles participantes ocurrió un suicidio meses antes de la aplicación de los instrumentos, situación que pudo influir en la dinámica emocional del estudiantado. La respuesta institucional incluyó actividades de acompañamiento y espacios de diálogo, que posiblemente modificaron la percepción de apoyo social entre los y las estudiantes. Esta confluencia de un mayor malestar emocional junto con intervenciones de soporte podría haber reducido, a nivel muestral, la magnitud de la asociación esperada entre apoyo social y autolesión. No obstante, esta interpretación debe considerarse con cautela, dado que el diseño del estudio no permite establecer relaciones causales.

Adicionalmente, una revisión documental sobre autolesiones vinculadas a retos virales en adolescentes señala que las redes sociales y las amistades pueden influir en estas conductas, al presentarlas como generadoras de beneficios mediante recomendaciones, imágenes o audios (Jiménez, 2020). Este tipo de dinámicas ilustra cómo ciertos vínculos sociales pueden, en determinados contextos, reforzar la conducta autolesiva en lugar de inhibirla.

Más allá del contexto mexicano, la complejidad de esta relación también ha sido documentada en la revisión de Cabrera-Romero (2024). Esta autora señala que no existe consenso sobre la dirección de la asociación entre las conductas autolesivas y el apoyo social. Algunos estudios sugieren que esta relación es indirecta y está mediada por rasgos del trastorno límite de la personalidad (Méndez et al., 2022).

Asimismo, informar a otras personas sobre las autolesiones constituye un fenómeno complejo, ya que puede facilitar el acceso al apoyo, pero también activar el temor al estigma (Simone & Hamza, 2021) y reforzar indirectamente el aislamiento. En esta línea, un estudio reciente con adolescentes sudamericanos encontró que quienes reportaron mayor apoyo social percibido también presentaron mayor riesgo suicida, lo que subraya la necesidad de considerar variables moderadoras en esta relación (Bahamón et al., 2025).

Estos hallazgos indican que la relación entre apoyo social y autolesión es compleja. Si bien se ha identificado una asociación entre autolesiones y bajo apoyo social percibido (Del Carpio et al., 2020), la magnitud y dirección de estos efectos pueden variar según el contexto cultural, lo que hace necesario profundizar en cómo el apoyo social, sus fuentes, calidad y contexto, se relaciona con la conducta autolesiva.

En conjunto, los resultados del presente estudio sugieren dos patrones diferenciados. La asociación entre riesgo de autolesión y sintomatología depresiva se mantiene de manera consistente en ambos países. Sin embargo, la relación con el apoyo social percibido muestra variaciones según el contexto. Esta diferencia entre países apunta a la posible influencia de factores culturales, institucionales y situacionales en la forma en que el apoyo social se vincula con la conducta autolesiva. No obstante, dado el carácter transversal del estudio y la ausencia de análisis comparativos formales entre países, estas diferen-

cias deben interpretarse como exploratorias y constituyen una línea para investigaciones futuras.

Fortalezas y limitaciones

Este trabajo también aporta datos sobre la frecuencia de autolesiones en adolescentes escolares en Colombia, ante la escasa información disponible (Ferro-Valencia et al., 2020). Contar con estos datos es clave para diseñar rutas de atención y programas preventivos. Diversos autores han señalado la necesidad de detección oportuna en los ámbitos clínico y educativo para prevenir dificultades emocionales y autolesiones (González-Suárez et al., 2016). Esta detección es esencial, pues las autolesiones constituyen un factor de riesgo para otras psicopatologías y aumentan la probabilidad de suicidio (Ferreira-Gonçalves et al., 2012; Hamza et al., 2012; Mollá et al., 2015).

Además, los resultados de este estudio se suman a los esfuerzos recientes por fortalecer la evaluación psicométrica de la autolesión no suicida en población adolescente hispanohablante. Faura-García et al. (2021) señalan que muchos de los instrumentos disponibles en español presentan limitaciones en validez estructural, fiabilidad y comparabilidad intercultural, lo que dificulta su aplicación clínica y preventiva. En este sentido, la validación del CRA en dos países latinoamericanos representa un avance relevante, al ofrecer una medida breve, confiable y culturalmente pertinente para el tamizaje y seguimiento de conductas autolesivas en contextos escolares.

La correlación reportada en esta investigación, entre las autolesiones y los síntomas depresivos, refuerzan la premisa de enfocarse en los síntomas depresivos, como una intervención adecuada para trabajar con personas con autolesiones (Bautista et al., 2022). Esto subraya la necesidad de atender la conducta autolesiva no como la problemática “central”, sino como un síntoma de sufrimiento y de dificultades en la regulación emocional.

Sin embargo, el estudio tiene algunas limitaciones. El diseño fue transversal y el muestreo no probabilístico, lo que limita la inferencia causal y la generalización de los resultados por lo que no fue posible observar cambios en las conductas autolesivas a lo largo del tiempo. Por otro lado, dadas las dificultades operativas para identificar muestras grandes de personas con autolesiones, no se lograron equivalencias por sexo y edad, lo que podría proponerse como objetivo en otros estudios.

Además, futuras investigaciones deberían realizar Análisis Factorial Confirmatorio para confirmar la estructura de la escala, así como probar la invarianza de medición entre países. Asimismo, resulta pertinente profundizar en el estudio de las autolesiones en contextos latinoamericanos, incorporando otras poblaciones y examinando variables adicionales vinculadas con el contexto cultural, así como de características socioeconómicas y familiares que permitan entender más la conducta autolesiva.

Conclusiones

La replicación de una estructura bifactorial, la consistencia interna elevada y las asociaciones con criterios externos apoyan el uso del CRA en los contextos evaluados. Por su brevedad y adecuadas propiedades psicométricas, el instrumento constituye una herramienta útil para el tamizaje y al monitoreo de

conductas autolesivas en el ámbito escolar, además de ofrecer información relevante para el diseño de intervenciones preventivas dirigidas a adolescentes.

Financiación

Este proyecto no obtuvo financiación.

Conflicto de intereses

Los autores declaran que no existe conflicto de intereses.

Agradecimientos

Los autores agradecen a las personas que participaron en el estudio y al personal académico y administrativo de las instituciones educativas donde se realizó la recopilación de datos.

Referencias

- Aizcorbe, G., & Gallo, M. N. (2024). Regulación emocional y riesgo de autolesión en adolescentes [Emotional regulation and self-harm risk in adolescents]. *Vertex Revista Argentina de Psiquiatría*, 35(165), 33–41. <https://doi.org/10.53680/vertex.v35i165.658>
- Albarracín-Gómez, L., & González-Suárez, L. F. (2020). Vínculos afectivos familiares en mujeres adolescentes con conductas autolesivas no suicidas [Family affective bonds in female adolescents with non-suicidal self-injurious behaviors]. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 19(1), 1–18. <https://doi.org/10.18270/chps.v19i1.2977>
- Albores-Gallo, L., Méndez-Santos, J. L., Luna, A., Delgadillo-González, Y., Chávez-Flores, C. I., & Martínez, O. L. (2014). Nonsuicidal Self-Injury in a Community Sample of Older Children and Adolescents of Mexico City. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 42(4), 159–168. <https://actaspsiquiatria.es/index.php/actas/article/view/539>
- American Psychological Association (2010). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. <https://www.apa.org/ethics/code/>
- American Psychiatric Association (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders, 5th Edition*, text revision. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Anjum, G., & Aziz, M. (2024). Advancing equity in cross-cultural psychology: Embracing diverse epistemologies and fostering collaborative practices. *Frontiers in psychology*, 15, 1368663. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1368663>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). A classification system for research designs in psychology. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bahamón, M. J., Javela, J. J., Barraza-López, R., Bonilla-Cruz, N. J., Ortega Bechara, A., Cabezas Corcione, A., & Marín-Escobar, J. C. (2025). Apoyo social y su impacto en el impulso a la conducta autolesiva y el riesgo suicida en adolescentes latinoamericanos [Social support and its impact on the drive to self-harm and suicide risk in Latin American adolescents]. *Gaceta Médica de Caracas*, 133(1), 7–22. https://saber.ucv.ve/ojs/index.php/rev_gmc/article/view/30742
- Bahamón, M. J., Javela, J. J., Bonilla-Cruz, N. J., Rivera, D., Vinaccia, S., & Forgion-Santos, J. (2023). Psychometric properties of the Alexian Brother Urge to Self-Injure (ABUSI) Spanish version for adolescents. *Heliyon*, 9(6), e16167. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e16167>

- Barcelata, B., & Rodríguez, R. (2021). *Salud emocional y afrontamiento en la adolescencia [Emotional health and coping in adolescence]*. Universidad Nacional Autónoma de México. Facultad de Estudios Superiores de Zaragoza.
- Bartlett, M. S. (1951). The effect of standardization on a Chi-square approximation in factor analysis. *Biometrika*, 38(3/4), 337-344.
- Bautista, G., Vera, J. A., Machado, F. A., & Rodríguez, C. K. (2022). Depresión, desregulación emocional y estrategias de afrontamiento en adolescentes con conductas de autolesión [Depression, emotional dysregulation and coping strategies in adolescents with self-injurious behaviors]. *Acta Colombiana de Psicología*, 25(1), 137-150. <https://doi.org/10.14718/ACP.2022.25.1.10>
- Bolaños-López, M., & Hurtado-Ordoñez, L. (2024). Autolesiones en jóvenes universitarios sobrevivientes del suicidio [Self-harm in young college suicide survivors]. *Revista Estudios Psicológicos*, 4(3), 28-45. <https://doi.org/10.35622/j.rep.2024.03.002>
- Borghero, F., Martínez, V., Zitko, P., Vöhringer, P., Cavada, G., & Rojas, G. (2018). Tamizaje de episodio depresivo en adolescentes. Validación del instrumento PHQ-9 [Screening depressive episodes in adolescents. Validation of the Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9)]. *Revista Médica de Chile*, 146(4), 479-486. <https://doi.org/10.4067/s0034-98872018000400479>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Cabrera-Romero, A. S. (2024). *El comportamiento autolesivo y el apoyo social percibido en adolescentes y adultos jóvenes [Self-harm behavior and perceived social support in adolescents and young adults]* [Trabajo de suficiencia profesional, Universidad de Lima]. Repositorio Institucional de la Universidad de Lima. <https://hdl.handle.net/20.500.12724/20385>
- Calleja, N., & Mason, T. A. (2020). Escala de Bienestar Subjetivo (EBS-20 y EBS-8): Construcción y Validación [Subjective Well-being Scale (EBS-20 and EBS-8): Construction and Validation]. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 2(55), 185-201. <https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2.14>
- Cañón-Buitrago, S. C., Castaño-Castrillón, J. J., Garzón-González, K. N., Orrego-Quintero, M. F., Vásquez-Díez, J. D., Peña-Bahos, D. A., & Ibañi-Delgado, K. (2021). Frecuencia de conductas autolesivas y factores asociados en adolescentes escolarizados [Frequency of self-injurious behaviors and associated factors in school adolescents from Manizales, Colombia]. *Archivos de Medicina (Manizales)*, 21(2):403-415. <https://doi.org/10.30554/archmed.21.2.4097.2021>
- Del Carpio, L., Rasmussen, S., & Paul, S. (2020). A theory-based longitudinal investigation examining predictors of self-harm in adolescents with and without bereavement experiences. *Frontiers in Psychology*, 11, 1153. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01153>
- De Vellis, R. F. (2016). *Scale development: Theory and applications*. (4th ed.). Sage.
- Duarte-Tánori, K., Vera-Noriega, J., Fregoso-Borrego, D., & Bautista-Hernández, G. (2022). Evaluación psicométrica de la escala de autolesión y depresión en adolescentes mexicanos [Psychometric evaluation of the self-harm and depression scale in mexican adolescents]. *Revista de Psicología de la Universidad Autónoma del Estado de México*, 11(24), 203-231. <https://doi.org/10.36677/rpsicologia.v11i24.18555>
- Faura-García, J., Calvete-Zumalde, E., & Orue-Sola, I. (2021). Autolesión no suicida: Conceptualización y evaluación clínica en población hispanoparlante. [Non-suicidal self-injury: conceptualization and clinical assessment in the spanish-speaking population]. *Papeles del Psicólogo*, 42(3), 207-214. <https://doi.org/10.23923/pap.psicol.2964>
- Ferrando, P. J.; Lorenzo-Seva, U.; Hernández-Dorado, A. & Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test [Decalogue for the Factor Analysis of Test Items]. *Psicothema*, 34(1). 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Ferreira-Gonçalves, S., Martins, C., Rosendo, A.P., César-Machado, B., & Silva, E. (2012). Self-injurious behavior in Portuguese adolescents. *Psicothema*, 24(4), 536-541. <https://www.psicothema.com/pdf/4050.pdf>
- Ferro-Valencia, L. F., Franco-Maya, J., Izquierdo-Cubillos, G. V., González-Suárez, L. F., & Villegas-Moreno, M. J. (2020). Relación entre conductas autolesivas con fines no suicidas y depresión en población adolescente escolarizada [Relationship between self-injurious behavior with non-suicidal purposes and depression in a schooled adolescent population]. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 19(2), 1-25. <https://doi.org/10.18270/chps.v19i2.3149>
- Fox, J. (2021). *polycor: Polychoric and Polyserial Correlations* (Version 0.8-1). [R package] <https://CRAN.R-project.org/package=polycor>
- García-Mijares, J., Alejo-Galarza, G., Mayorga-Colunga, S., Guerrero-Herrera, L., & Ramírez-GarcíaLuna, J. (2015). Validation into Spanish language of the Self-Harm Questionnaire for detection of self-harming in adolescents. *Salud Mental*, 38(4), 287-292. <https://doi.org/10.17711/sm.0185-3325.2015.039>
- García-Nieto, R., Blasco-Fontecilla, H., Paz, M., & Baca-García, E. (2013). Traducción y validación de la Self-Injurious Thoughts and Behaviors Interview en población española con conducta suicida [Translation and validation of the “Self-Injurious Thoughts and Behaviors Interview” in a Spanish population with suicidal behaviour]. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 6(3), 101-108. <https://doi.org/10.1016/j.rpsm.2012.07.001>
- Gillies, D., Christou, M. A., Dixon, A. C., Featherston, O. J., Rapti, I., García-Anguila, A., Villasis-Keever, M., Reebye, P., Christou, E., Al Kabir, N., & Christou, P. A. (2018). Prevalence and characteristics of self-harm in adolescents: Meta-analyses of community-based studies 1990-2015. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 57(10), 733-741. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2018.06.018>
- González-Suárez, S. L. F., Vasco-Hurtado, I. C., & Nieto-Betancurt, L. (2016). Revisión de la literatura sobre el papel del afrontamiento en las autolesiones no suicidas en adolescentes [Literature review on the role of coping in non-suicidal self-injury in adolescents]. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 16(1), 41-56. <https://doi.org/10.18270/chps.v16i1.1968>
- Grupo de trabajo del OPBE sobre evaluación y manejo clínico de las autolesiones en la adolescencia (2022). *Protocolo basado en la evidencia. Evaluación y manejo clínico de las autolesiones en la adolescencia: protocolo basado en la evidencia*. Madrid: Ministerio de Sanidad; Santiago de Compostela: Agencia Gallega para la Gestión del Conocimiento en Salud, ACIS, Unidad de Asesoramiento Científico-técnico, Avalia-t.
- Hair, J., Anderson, R. Tatham, R. & Black W. (1999). *Análisis multivariante*. Prentice Hall.
- Hamza, C. A., Stewart, S. L., & Willoughby, T. (2012). Examining the link between nonsuicidal self-injury and suicidal behavior: A review of the literature and an integrated model. *Clinical Psychology Review*, 32(2012), 482-495. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2012.05.003>
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscote, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity*, 44(1), 153-166. <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Jarvi, S., Jackson, B., Swenson, L., & Crawford, H. (2013). The impact of social contagion on non-suicidal self-injury: A Review of the literature. *Archives of Suicide Research*, 17(1), 1-19. <https://doi.org/10.1080/13811118.2013.748404>

- Jiménez, D. J. (2020). *Revisión documental sobre las autolesiones no letales influenciadas por los retos virales de Facebook en adolescentes* [Documentary review on non-lethal self-harm influenced by viral Facebook challenges in adolescents]. [Tesis de licenciatura]. Corporación Universitaria Minuto de Dios, Bello, Colombia. <https://repository.uniminuto.edu/server/api/core/bitstreams/ee9b065a-bbe6-43ec-af8b-9dd5a38b8bc5/content>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 35(4), 401-415. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kline, P. (2000). *A psychometrics primer*. Free Association Books.
- Kyriazos, T. (2018) Applied Psychometrics: Sample Size and Sample Power Considerations in Factor Analysis (EFA, CFA) and SEM in General. *Psychology*, (9)8, 2207-2230. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126>
- Lazarus, R.S., & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos* [Stress and cognitive processes.]. Martínez Roca.
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. Guilford press.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada [Exploratory Item Factor Analysis: A practical guide revised and updated]. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Marín, M. (2013). *Desarrollo y evaluación de una terapia cognitivo-conductual para adolescentes que se autolesionan* [Development and evaluation of a cognitive-behavioral therapy for adolescents who self-harm] [Doctoral Dissertation, Universidad Nacional Autónoma de México]. Repositorio institucional de la UNAM. <https://repositorio.unam.mx/contenidos/desarrollo-y-evaluacion-de-una-terapia-cognitivo-conductual-para-adolescentes-que-se-autolesionan-74308>
- Mayer, V. P. A., Morales, G. N., Victoria, F. G., & Ulloa, F. R. E. (2016). Adolescentes con autolesiones e ideación suicida: un grupo con mayor comorbilidad y adversidad psicosocial [Adolescents with self-harm and suicidal ideation: a group with greater comorbidity and psychosocial adversity]. *Salud Pública de México*, 58(3), 335-336. <https://doi.org/10.21149/spm.v58i3.7893>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Méndez, I., Sintés, A., Pascual, J. C., Puntí, J., Lara, A., Briones-Buixassa, L., Nicolaou, S., Schmidt, C., Romero, S., Fernández, M., Carmona I Farrés, C., Soler, J., Santamarina-Perez, P., & Vega, D. (2022). Borderline personality traits mediate the relationship between low perceived social support and non-suicidal self-injury in a clinical sample of adolescents. *Journal of Affective Disorders*, 302, 204-213. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.01.065>
- Mollá, L., Batle, S., Treen, D., López, J., Sanz, N., Martín, L., & Bulbena, A. (2015). Autolesiones no suicidas en adolescentes: revisión de los tratamientos psicológicos [Non-suicidal self-harm in adolescents: a review of psychological treatments]. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 20(1), 51-61. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.1.num.1.2015.14408>
- Muehlenkamp, J. J., Brausch, A. M., & Littlefield, A. (2023). Concurrent changes in nonsuicidal self-injury and suicide thoughts and behaviors. *Psychological Medicine*, 53(11), 4898-4903. <https://doi.org/10.1017/S0033291722001763>
- Nock, M. K., Holmberg, E. B., Photos, V. I., & Michel, B. D. (2007). Self-Injurious Thoughts and Behaviors Interview: development, reliability, and validity in an adolescent sample. *Psychological Assessment*, 19(3), 309-317. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1040-3590.19.3.309>
- Organización Mundial de la Salud & Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (2021). Helping adolescents thrive toolkit: strategies to promote and protect adolescent mental health and reduce self-harm and other risk behaviours. <https://iris.who.int/server/api/core/bitstreams/3aaaa939-fdcb-45b2-8ddf-f819da553a55/content>
- Ougrin, D., & Boege, I. (2013). Brief report: the Self Harm Questionnaire: a new tool designed to improve identification of self harm in adolescents. *Journal of adolescence*, 36(1), 221-225. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2012.09.006>
- Padilla, F. (2023). Estilos parentales de crianza y comportamientos autolesivos en adolescentes escolarizados [Parenting styles and self-harming behaviors in school-aged adolescents]. Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología. XXX Jornadas de Investigación. XIX Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. V Encuentro de Investigación de Terapia Ocupacional V Encuentro de Musicoterapia. Facultad de Psicología - Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires. <https://www.aacademica.org/000-009/133.pdf>
- Paris, J. (2025). Social contagion, the psychiatric symptom pool and non-suicidal self-injury. *BJPsych bulletin*, 49(5), 329-331. <https://doi.org/10.1192/bjb.2024.101>
- Rangel, N. H., Annicharico, L. J. H., & Martínez-Torres, J. (2022). Autolesiones deliberadas y consumo de sustancias psicoactivas en adolescentes escolarizados de Colombia 2016 [Deliberate self-harm and psychoactive substance use in colombian school adolescents]. *Revista médica de Chile*, 150(6), 736-743. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872022000600736>
- R Core Team. (2025). *R: A language and environment for statistical computing* (Version 4.5.1) [Software]. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.r-project.org/>
- Revelle, W. (2023). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research* (Version 2.3.6) [R package]. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Schleicher, D., Heidingsfelder, E., Kandsperger, S., Jarvers, I., Ecker, A., & Brunner, R. (2022). Non-suicidal self-injury and emotional burden among university students during the COVID-19 pandemic: cross-sectional online survey. *BJPsych open*, 9(1), e1. <https://doi.org/10.1192/bjo.2022.616>
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3-4), 591-611. <https://doi.org/10.1093/biomet/52.3-4.591>
- Simone, A. C., & Hamza, C. A. (2021). A longitudinal examination of predictors of nonsuicidal self-injury disclosures among university students. *Journal of Clinical Psychology*, 77(28), 1-18. <https://doi.org/10.1002/jclp.23277>
- Solis-Espinoza, M. & Gómez-Peresmitré, G. (2020). Cuestionario de Riesgo de Autolesión (CRA): propiedades psicométricas y resultados en una muestra de adolescentes [Self-harm risk questionnaire (SHRQ): psychometric properties and results in a sample of adolescents]. *Revista Digital Internacional de Psicología y Ciencia Social*, 6(1), 123-141. <https://doi.org/10.22402/j.rdiipycs.unam.6.1.2020.206.123-141>
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., & Williams, J. B. (1999). Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: the PHQ primary care study. Primary Care Evaluation of Mental Disorders. Patient Health Questionnaire. *JAMA*, 282(18), 1737-1744. <https://doi.org/10.1001/jama.282.18.1737>
- Trejos-Herrera, A. M., Bahamón, M. J., Alarcón-Vásquez, Y., Vélez, J. I., & Vinaccia, S. (2018). Validity and reliability of the multidimensional scale of perceived social support in Colombian adolescents. *Psychosocial Intervention*, 27, 56-63. <https://doi.org/10.5093/PI2018A1>

Vázquez-López, P., Armero-Pedreira, P., Martínez-Sánchez, L., García-Cruz, J. M., Bonetde-Luna, C., Notario-Herrero, F., Sánchez-Vázquez, A. R., Rodríguez-Hernández, P. J., & Díez-Suárez, A. (2023). Self-injury and suicidal behavior in children and youth population: Learning from the pandemic. *Anales de Pediatría*, 98(3), 204–212. <https://doi.org/10.1016/j.anpede.2022.11.005>

Walsh, W. B. (2006). *Treating self-injury. A practical guide*. The Guilford Press.

Washburn, J. J., Juzwin, K. R., Styer, D. M., & Aldridge, D. (2010). Measuring the urge to self-injure: preliminary data from a clinical sample. *Psychiatry research*, 178(3), 540–544. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2010.05.018>

Yates, T., Carlson, E., & Egeland, B. (2008). A prospective study of child maltreatment and self-injurious behavior in a community sample. *Development and Psychopathology*, 20, 651–671. <https://doi.org/10.1017/S0954579408000321>

Zimet, G. D., Dahlem, N. W., Zimet, S. G., & Farley, G. K. (1988). The Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Journal of Personality Assessment*, 52(1), 30–41. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5201_2

Apéndice A

CUESTIONARIO DE RIESGO DE AUTOLESIÓN

(Solís-Espinoza, Valle-García, Bahamón, Javela & Cudris-Torres)

Lee con cuidado cada una de las preguntas y opciones de respuesta que aparecen abajo y marca con una X aquella que más se aproxime a tu manera de ser o de pensar.

Pregunta de filtro		
0. ¿Alguna vez te has lastimado a propósito? (no por accidente)	SÍ	NO

Frecuencia de autolesión						
1 ¿Cuándo fue la última vez que te lastimaste a propósito?	Hoy	Esta semana	Este mes	Hace 6 meses	Este año	Hace más de un año

	0 veces	1 a 3 veces	4 a 6 veces	Más de 6 veces
2 ¿Qué tan seguido te has lastimado a propósito en el último mes?				
3 ¿Qué tan seguido te has lastimado en los últimos seis meses?				

4 ¿Qué tan seguido te has lastimado en el último año?	0 veces	5 veces en el último año	Más de 5 veces en el último año

Impulso de autolesión					
	Nada	Un poco	Regular	Bastante	Mucho
5 ¿Qué tan probable es que te vuelvas a lastimar?					
6 ¿Qué tanto quisieras volver a lastimarte?					
7 ¿Qué tan difícil es dejar de lastimarte?					

Preguntas complementarias					
1 ¿Alguna vez has pensado lastimarte a propósito (cortarte o marcarte la piel, golpearte...)?				SÍ	NO
2. ¿Alguna vez trataste de lastimarte pero te arrepentiste justo antes de hacerlo?				SÍ	NO
3. ¿Cuántos años tenías la primera vez que te lastimaste a propósito?				R=	
4. Cuando te has lastimado, ¿lo has hecho con la intención de quitarte la vida?	Nunca	Alguna vez	Algunas veces	Frecuente-mente	Siempre

5. ¿Cómo te has lastimado?

*Puedes marcar más de una opción.

- ☐ Cortadas
- ☐ Marcando o rayando la piel
- ☐ Rascando cicatrices
- ☐ Golpeándome a propósito
- ☐ Otras formas:

6. Cuando te has lastimado crees que lo has hecho por:

*Puedes marcar más de una opción.

- ☐ Tratar de sentirme mejor
- ☐ Distraerme de lo que me está molestando
- ☐ Llamar la atención
- ☐ Por presión de compañeros
- ☐ Por experimentación (saber qué se sentía)
- ☐ Por soledad
- ☐ Por tristeza
- ☐ Por ansiedad/nervios
- ☐ Por enojo
- ☐ Por culpa
- ☐ Otros: