



EVALUAR

Revista Evaluar

Laboratorio de Evaluación Psicológica y Educativa
Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de Córdoba

2021

VOL 21 - Nº2
ISSN 1667-4545



Validez de contenido del Cuestionario de Ciberagresión

Content validity of the Cyber Aggression Questionnaire

Silvana Best *¹, Nancy Ré², Lucie Corcoran³, Conor Mc Guckin⁴

1 - Universidad de Ciencias Empresariales y Sociales, Rafaela, Argentina.

2 - Universidad de Ciencias Empresariales y Sociales, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina.

3 - Dublin Business School, Dublin 2, Irlanda.

4 - Trinity College Dublin, Dublin 2, Irlanda.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 23/10/2020 Revisado: 22/12/2020 Aceptado: 11/01/2021

Resumen

El propósito de este trabajo es presentar el proceso de validación de contenido del Cuestionario de Ciberagresión diseñado en Irlanda por Corcoran y Mc Guckin (2014). En este estudio instrumental participaron 15 jueces locales, con experticia y trayectoria en la temática, quienes ponderaron cuantitativa y cualitativamente el cuestionario. Se han tomado en cuenta todas las aportaciones realizadas en el análisis cualitativo. Los datos cuantitativos se sistematizaron utilizando el coeficiente V de Aiken complementado con el uso de intervalos de confianza. Los resultados indican un amplio grado de acuerdo entre los jueces, en la medida en que presentan intervalos de confianza superiores a .50. Por todo ello, se concluye que el Cuestionario de Ciberagresión es una herramienta adecuada para medir dicho constructo en adolescentes escolarizados de Argentina. El presente estudio ofrece el primer instrumento en español válido para medir dicho fenómeno.

Palabras clave: *ciberagresión, evaluación psicológica, validez de contenido, juicio de expertos, coeficiente V de Aiken*

Abstract

The purpose of this work is to present the content validation process of the Cyberbullying Questionnaire designed in Ireland by Corcoran and Mc Guckin (2014). In this instrumental study, 15 judges with expertise and experience in the subject participated, who quantitatively and qualitatively weighted the questionnaire. Regarding the qualitative analysis, all contributions were taken into account. The quantitative data were systematized using Aiken's V coefficient supplemented with the use of confidence intervals. The results indicate a wide degree of agreement among the judges, as they present confidence intervals greater than .50. Therefore, it is concluded that the Cyber-aggression Questionnaire is an adequate tool to measure this construct in school-going adolescents in Argentina. This study offers the first valid instrument in Spanish to measure this phenomenon.

Keywords: *cyber-aggression, psychological assessment, content validity, expert judgment, Aiken validity coefficient*

*Correspondencia a: Silvana Best. 25 de Mayo 906, Rafaela, Santa Fe, Argentina. Tel. +54 3492 434198. E-mail: sbest@campus.uces.edu.ar

Cómo citar este artículo: Best, S., Ré, N., Corcoran, L., & Mc Guckin, C. (2021). Validez de contenido del Cuestionario de Ciberagresión. *Revista Evaluar*, 21(2), 1-16. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Julian Narvaja, Stefano Macri, Juan Cruz Balverdi, Alicia Molinari, Florencia Ruiz, Ricardo Hernández.

Introducción

El escenario de la comunicación se ha modificado vertiginosamente en los últimos tiempos debido a la proliferación de diversas pantallas: desde la aparición del televisor hasta las más recientes de los videojuegos, la computadora, internet, y el teléfono celular (Bringué-Sala, Sádaba-Chalezquer, & Artopoulos, 2014). Niños, adolescentes y jóvenes constituyen el segmento de edad que más rápida y precozmente incorpora en sus vidas un universo de posibilidades a través de herramientas tecnológicas con las que se relacionan de modo habitual. La popularización de los teléfonos inteligentes ha producido una fusión creciente de la telefonía celular e internet, convirtiendo a ambas en medios esenciales para la socialización de los adolescentes (Álvarez-García, Dobarro, & Núñez, 2015). En la actualidad, el uso de teléfonos móviles entre los adolescentes y jóvenes argentinos es prácticamente universal: el 96.8% afirma tener este aparato y utilizarlo para comunicarse con otros (Bringué-Sala et al., 2014; Secretaría de Evaluación Educativa, 2017). Es decir, los usos comunicativos de la tecnología destacan sobre las demás posibilidades de uso de estas.

En este sentido, si bien tanto el teléfono móvil como internet son herramientas útiles para establecer y mantener relaciones sociales de diversas características, no siempre se hace un uso adecuado de ellas, lo que da lugar a ciertos riesgos potenciales. Uno de ellos es el empleo de estos medios para molestar, ofender o perjudicar de manera deliberada a otras personas. El término *cyberbullying* fue inicialmente una denominación conveniente para designar las conductas abusivas y agresivas perpetradas a través de teléfonos móviles e internet (Corcoran, Mc Guckin, & Prentice, 2015). Fue Olweus (2012) quien advirtió acerca de la dificultad que acarrearía utilizar el mis-

mo vocablo para apresar fenómenos que pueden presentar características diferentes: el *bullying* implica una modalidad de relación específica, por lo cual no sería conveniente utilizarlo para denominar cualquier acto agresivo o negativo (Hunter, Boyle, & Warden, 2004; Olweus, 2010). Como señala Garaigordobil (2011), existe un problema con la definición de *cyberbullying*, por ser un término complejo y, por lo tanto, difícil de operacionalizar conforme con los criterios consensuados por la comunidad científica para el *bullying* tradicional: intención de dañar, repetición de las conductas y desequilibrio de poder.

Algunos investigadores que han estudiado el *cyberbullying* han puesto el énfasis en el carácter específico de este fenómeno, diferenciándolo de la ciberagresión en general (Zych, Ortega-Ruiz, & Marín-López, 2016). Sin embargo, otros, como Bauman, Underwood y Card (2013), sugieren, por el contrario, que los estudios sobre el *cyberbullying* no son lo suficientemente específicos y, por lo tanto, el concepto que actualmente está en estudio es el de ciberagresión.

Dorothy Grigg (2010), con su trabajo “Cyber-Aggression: Definition and Concept of Cyberbullying”, inauguró esta nueva línea de investigación que coloca el foco de atención en la amplia gama de conductas negativas que pueden ocurrir en el ciberespacio. La autora define la ciberagresión como “daño intencional efectuado a través de medios electrónicos a una persona o grupo de personas independientemente de su edad, quienes perciben esos actos como ofensivos, despectivos, perjudiciales o no deseados” (p. 152). Retomando dicha conceptualización, Corcoran et al. (2015) definen a la ciberagresión como cualquier conducta realizada a través de las nuevas tecnologías de la información y la comunicación que tiene la intención de dañar a una o varias personas, quienes desean evitar esta situación. La intención de dañar deberá ser juzgada sobre la base de cómo

una persona razonable percibe dicha conducta. Si bien no existe aún consenso respecto de si la ciberagresión es una conducta que puede ser identificada como acoso en los entornos cibernéticos, lo valioso del constructo reside en su carácter general, que posibilita explorar el conjunto de las conductas negativas *online*. En el estudio realizado en Irlanda por [Corcoran \(2013\)](#) con una muestra de 2747 adolescentes irlandeses escolarizados, donde se analizó la prevalencia y características de la ciberagresión, el *cyberbullying* y el *bullying*, se observó que las experiencias de ciberagresión presentaban una tasa mayor que las de *cyberbullying*. En el caso de la ciberagresión sufrida, el 57% de los encuestados declaró haberla padecido en los últimos tres meses mientras que respecto de la cibervictimización solo el 14% expresó haberla vivenciado. Es decir, resulta factible que la ciberagresión constituya uno de los riesgos online más extendidos entre la población adolescente.

Los entornos a través de los cuales se desarrollan estos comportamientos les otorgan determinadas características e impacto en el desarrollo psicosocial de los adolescentes, que los hacen especialmente problemáticos y dignos de atención ([Álvarez-García, Barreiro-Collazo, & Nuñez, 2017](#)). Los entornos cibernéticos favorecen el anonimato por parte del agresor y, con ello, la desinhibición en su conducta. El agresor suele no presenciar las consecuencias sobre quien sufre la agresión, lo que dificulta la empatía. Sumado a ello, las agresiones pueden ocurrir en cualquier momento y lugar, lo que complica la supervisión y control por parte de los adultos. Además, el contenido dañino puede ser enviado a mucha gente en muy poco tiempo, con la consecuente multiplicación del daño ([Hinduja & Patchin, 2015](#)). Entre los efectos negativos de estas conductas, se ha observado que sufrir agresiones *online* se asocia a un aumento de problemas emocionales, especialmente aquellos relacionados con sintomatolo-

gía depresiva, que en adolescentes puede afectar negativamente la concentración y el rendimiento académico ([Kowalski, Giumetti, Schroeder, & Lattanner, 2014](#)). Quienes perpetran agresiones en línea pueden ver incentivado este comportamiento, favoreciendo su generalización a otros ámbitos y situaciones ([Álvarez-García et al., 2017](#); [Yahner, Dank, Zweig, & Lachman, 2015](#)). La ciberagresión, cuando es detectada, puede conllevar importantes consecuencias legales para quienes la ejercen o posibilitan ([Paul, Smith, & Blumberg, 2012](#)).

Con respecto a la prevalencia de las conductas agresivas *online*, no hemos hallado estudios de este tipo desarrollados en Argentina. El Ministerio de Educación incluyó en las evaluaciones *Aprender* para estudiantes primarios y secundarios un breve apartado sobre su percepción de las distintas expresiones de violencia escolar, entre ellas, las cibernéticas. Los datos de 2017 respecto de estudiantes del último año de educación secundaria revelaron que un 54% de la población adolescente evaluada describía agresiones a través de las redes sociales ([Secretaría de Evaluación Educativa, 2017](#)). El escaso interés de la investigación en este campo es un hecho constatable también en otros países de América Latina ([Lacunza, Conti, Caballero, & Mejail, 2019](#); [Smith & Berkkun, 2017](#); [Zych, Ortega-Ruiz, & del Rey, 2015](#)). La situación planteada abona la hipótesis de que una mejor aproximación a la medición del comportamiento agresivo en entornos cibernéticos apoyaría los esfuerzos destinados a reducir la incidencia de este tipo de comportamientos dañinos ([Corcoran et al., 2015](#)). Un estudio realizado por el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia ([Paolini & Ravalli, 2016](#)) señala el valor de investigar el vínculo de los adolescentes con la tecnología a fin de generar evidencia que posibilite la toma de decisiones sobre políticas referidas a ciudadanía digital y alfabetización digital ([Lacunza et al.,](#)

2019). En los últimos años se ha acrecentado el interés por la adaptación de instrumentos de medición en todos los ámbitos de la evaluación psicológica, reflejo de un medio social marcado por los contactos entre culturas e idiomas diferentes. Sin embargo, se observa en nuestro país una gran escasez de estudios empíricos respecto de la temática objeto del presente estudio, que obedecería en parte a la falta de instrumentos validados en él. Ello afecta la práctica de los actores involucrados en diversos campos profesionales, puesto que los tests y cuestionarios asisten diariamente en los ámbitos educativo, social, jurídico y clínico, en la toma de decisiones (Muñiz & Hambleton, 1996). Resulta, por lo tanto, imperioso disponer de instrumentos de evaluación validados en población argentina, que permitan comprender el fenómeno, detectar posibles casos, diseñar intervenciones y evaluar la eficacia de las mismas.

El Cuestionario de Ciberagresión de Corcoran y Mc Guckin (2014) constituye un autoinforme diseñado para medir, en sujetos de 12 a 18 años de edad, con qué frecuencia el informante es víctima o perpetrador de agresiones a través del teléfono móvil e internet, además del tipo de agresión que sufre o comete. Sus áreas de aplicación son la investigación y el *screening*. Este tipo de instrumentos tiene la ventaja de poder evaluar a una gran cantidad de personas en un lapso corto de tiempo, lo cual resulta muy eficaz no solo como medida de *screening* sino, sobre todo, en estudios epidemiológicos. No se han hallado otros antecedentes de cuestionarios que evalúen de forma específica el constructo ciberagresión en sus dos modalidades: ciberagresión sufrida y ciberagresión perpetrada. Los cuestionarios desarrollados hasta el momento se abocan a medir el *cyberbullying*, considerando a la ciberagresión como una dimensión de este junto con la cibervictimización. Entre los cuestionarios no específicos de ciberagresión hallados, algunos han

sido diseñados para evaluar con qué frecuencia el informante es agresor o víctima de acoso a través del teléfono móvil o internet. Este es el caso del European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire (ECIPQ) de Brighi et al. (2012), el Cyberbullying Questionnaire (CBQ) de Gámez-Guadix, Villa-George y Calvete (2014) y la Cyberbullying Scale (CS) de Menesini, Nocentini y Calussi (2011). Cabe señalar que el European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire (ECIPQ) fue adaptado y validado en población colombiana por Herrera-López, Casas, Romera, Ortega-Ruiz y del Rey (2017). Otros han sido diseñados para evaluar con qué frecuencia el informante es agresor, víctima u observador de violencia a través del teléfono móvil e internet. Tal es el caso del test Cyberbullying (Garaigordobil, 2013), validado en población mexicana escolarizada por Laca-Arocena, Pérez-Verduzco, Luna-Bernal, Carrillo-Ramírez y Garaigordobil (2020); o de la Subescala de Agresión Virtual en Escolares de Jiménez, Castillo y Cisternas (2012). Por esta razón, el Cuestionario de Ciberagresión de Corcoran y Mc Guckin (2014) constituye una importante fuente de información para delimitar de manera empírica los indicadores que conforman el constructo y analizar la posible existencia de tipos diferenciados. Fue confeccionado a partir del cuestionario denominado “Copying with Cyberbullying Questionnaire (CWCBQ)”, diseñado por Fabio Sticca et al. (2015) en el marco del Estudio netTEEN (Suiza) y financiado por la Swiss National Science Foundation (SNF No. 100014_130193/1). El CWCBQ fue utilizado y validado en Suiza (N = 803), Italia (N = 755) e Irlanda (N = 2412) con muestras de adolescentes de entre 12 y 18 años. Utilizando el Cuestionario CWCBQ (Copying with Cyberbullying Questionnaire) de Sticca como antecedente, Corcoran y Mc Guckin (2014) lo adaptaron para población irlandesa en estrecha colaboración con el equipo

suizo. Sin embargo, el Cuestionario de Ciberagresión permite medir un constructo diferente al del Cuestionario de Sticca y colaboradores (Machmutow, Perren, Sticca, & Alsaker, 2012; Sticca et al., 2015), ya que se centra en la ciberagresión.

La investigación efectuada en Irlanda con el Cuestionario de Ciberagresión de Corcoran y Mc Guckin (2014) con una muestra de 2474 estudiantes irlandeses comprendidos en un rango de edad de entre 12 y 18 años, arrojó un coeficiente alfa de Chronbach de .82 para la Escala Ciberagredido y un .78 para la Escala Ciberagresor. Estos resultados alientan su validación y desarrollo en nuevos estudios con muestras poblacionales de otras geografías. No obstante, debe señalarse como limitación que los autores del Cuestionario de Ciberagresión no han realizado ningún otro tipo de estudio acerca de la validez de este. Hasta el momento, no se han encontrado investigaciones en las que se haya utilizado el citado cuestionario y se haya realizado un estudio acabado de su validez ni de sus propiedades psicométricas, como el que aquí se propone. La fase de adaptación transcultural del cuestionario implicó el desarrollo de cinco acciones (Best, Ré, Mc Guckin, Corcoran, & Casasnovas, 2017):

1. Traducción inicial del inglés al español a cargo del equipo de investigación.
2. Análisis de la equivalencia lingüística y semántica del término *cyberaggression* y de las palabras anglosajonas asociadas *cyberbullying* y *bullying*, con vocablos del idioma español. Para esta fase, se desarrollaron cuatro grupos focales con adolescentes escolarizados de 13 a 18 años de CABA y Rafaela. Asimismo, se administró un cuestionario complementario a una muestra por conveniencia de estudiantes de la misma franja etaria de ambas ciudades.
3. Traducción y retraducción inversa a cargo de dos traductores matriculados. La versión en inglés producto de la traducción inversa fue evalua-

da por los autores del cuestionario.

4. Elaboración de la versión argentina preliminar del Cuestionario y análisis de la validez de apariencia de esta a través de la aplicación de una prueba piloto.

5. Juicio de expertos.

El objetivo del presente trabajo es analizar la validez de contenido del Cuestionario de Ciberagresión de Corcoran y Mc Guckin (2014) por medio de la valoración de jueces expertos desde el enfoque de los intervalos de confianza. El propósito de este análisis es encontrar indicadores rigurosos de la representatividad de los ítems de cada escala y realizar los cambios necesarios a nivel lingüístico para hacer viable su uso en nuestro medio, dado que, en la actualidad, tal como se ha mencionado, no se cuenta con instrumentos adaptados y validados con población argentina que posibiliten el estudio de la ciberagresión.

Metodología

Tipo de estudio

Se trata de un estudio instrumental, destinado a la adaptación y estudio de las propiedades psicométricas de un cuestionario (Montero & León, 2002).

Participantes

Tanto la selección como la determinación del número de los expertos se ha realizado conforme a criterios establecidos por la comunidad científica. Para Cabero-Almenara y Llorente-Cejudo (2013), si se tiene en cuenta que “el concepto de experto es bastante polisémico”, su correcta aplicación depende de los criterios de selección y del número adecuado de los mismos.

En la presente investigación participaron 15

jueces locales expertos en la temática. Los jueces se seleccionaron de acuerdo con los criterios enunciados por Skjong y Wentworth (2001): experticia (grados, investigaciones, publicaciones y experiencia), reputación, disponibilidad para participar e imparcialidad. Se atendió además al criterio formulado por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008) para los casos de traducciones y adaptaciones de pruebas: se requiere por lo menos un experto en lingüística. Se conformó un panel de expertos con las siguientes características: el 90% de los jueces seleccionados posee título de doctor; el 10% posee título de máster y/o especialista; cuatro son expertos en medición y evaluación psicológica; uno es experto en lingüística; cinco son expertos en el campo de problemáticas que releva el Cuestionario y cinco poseen experticia en Psicología de la Adolescencia y Psicología Educacional.

Procedimiento

La estimación de la validez de contenido del Cuestionario de Ciberagresión de Corcoran y McGuckin (2014) se realizó, tal como se ha mencionado, utilizando la técnica del juicio de expertos. Tal como afirman Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008), en el caso de la psicología dicho juicio se ha convertido en la estrategia principal para la estimación de la validez de contenido. El juicio de expertos se define como una opinión informada de personas con trayectoria en el tema, que son reconocidas por otros como expertos cualificados en este, y que pueden dar información, evidencia, juicios y valoraciones (McGartland-Rubio, Berg-Weger, Tebb, Lee, & Rauch, 2003).

Se realizó un contacto inicial con los expertos del ámbito local a través de correo electrónico, exponiéndoles el objetivo de la validación, así como una explicación acerca de la tarea que

implicaba la valoración de la escala por parte de ellos mediante un formato de cuestionario online.

Se elaboró una planilla de calificación *online* para los expertos respetando los lineamientos metodológicos sugeridos por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008). La misma brinda al juez información acerca del objetivo del juicio de expertos, características del Cuestionario de Ciberagresión, definición conceptual y operativa del constructo e indicaciones para su completamiento. La aplicación utilizada fue Google Docs.

Cada juez realizó una valoración de cada ítem del Cuestionario, atendiendo a tres categorías: a) Pertinencia: *¿El ítem apunta a obtener la información que se está buscando?*; b) Claridad: *¿El ítem es claro y no admite más de una interpretación posible?*, y c) Redacción: *¿El ítem está correctamente formulado? ¿El lenguaje es apropiado?*

Al cierre, se consignó un apartado de observaciones que quedó abierto para incluir las sugerencias que los jueces creyeran pertinentes, puesto que el análisis cualitativo se considera un requisito indispensable en el desarrollo de un instrumento (Bulger & Housner, 2007; McGartland-Rubio et al., 2003). Las aportaciones realizadas por los jueces en este apartado fueron cuidadosamente discutidas y analizadas por los investigadores.

Los resultados cuantitativos se sistematizaron utilizando para ello el coeficiente de validez V de Aiken (Aiken, 1980; Ecurra-Mayaute, 1988) para la validación por criterio de jueces, complementada con el uso de intervalos de confianza, requerido en la actualidad por estándares internacionales (Fidler, 2002) y desarrollado por Penfield y Giacobbi (2004).

El coeficiente de validez V se calculó sobre las valoraciones del conjunto de jueces respecto de cada ítem. Las valoraciones asignadas fueron politómicas, con una escala de valores de uno a

cinco. El coeficiente V de Aiken indica el grado de acuerdo entre los jueces respecto a la adecuación del ítem al criterio evaluado. Un valor V mayor a .7 puede considerarse indicador de validez de contenido, valores menores a .7 indican la necesidad de reconsiderar el ítem y/o reformularlo. Sin embargo, dado que el coeficiente V podría estar influido por error muestral, se recomienda utilizar este coeficiente considerando simultáneamente los límites superior e inferior del intervalo de confianza, que indican los máximos y mínimos valores que podría asumir el parámetro. Se ha sugerido que valores del límite inferior superiores a .5 señalan que el ítem es representativo, mientras que valores inferiores requieren considerar con mayor precaución la validez del mismo (Cicchetti, 1994; Merino-Soto, 2018; Merino-Soto & Livia-Segovia, 2009).

Instrumento

Se utilizó el Cuestionario de Ciberagresión diseñado y validado en Irlanda por Corcoran y McGuckin (2014), autoinforme diseñado para medir, en sujetos de 12 a 18 años de edad, con qué frecuencia el informante es víctima o perpetrador de agresiones a través del teléfono móvil e internet, además del tipo de agresión que sufre o comete.

El constructo está compuesto por dos dimensiones que son exploradas respectivamente en cada subescala: agresión sufrida (Escala Ciberagredido) y agresión perpetrada (Escala Ciberagresor). En la adaptación argentina del Cuestionario, se las denomina Escala Ciberagredido y Escala Ciberagresor, para evitar confundir la ciberagresión sufrida con cibervictimización.

Tal como se muestra en las Tablas 1 y 2, en cada escala se exploran diversos tipos de ciberagresión clasificados según las tipologías de Nocentini et al. (2010) y Langos (2012).

El informante valora la frecuencia con que sufrió o perpetró cada tipo de conducta agresiva *online* durante los últimos tres meses mediante una escala de respuesta tipo Likert. El ítem 9 de ambas escalas constituye un ítem de respuesta abierta donde se pregunta a cada encuestado si ha experimentado cualquier otra forma de agresión cibernética no mencionada en los ítems anteriores. También se le solicita que indique la frecuencia de estas situaciones utilizando la misma escala tipo Likert de los anteriores ítems. De este modo, se reconoce e incluye el rasgo dinámico y cambiante del ciberespacio que, por ejemplo, al desarrollar nuevos dispositivos o aplicaciones posibilita la emergencia de conductas negativas aún no estudiadas.

Resultados

Escala Ciberagredido

La Escala Ciberagredido está conformada por los siguientes ítems:

1. *¿Alguien te envió mensajes desagradables o amenazantes a través del teléfono celular o internet?*
2. *¿Alguien te envió imágenes o videos ofensivos o amenazantes a través del teléfono celular o internet?*
3. *¿Alguien envió mensajes escritos ofensivos o divulgó rumores sobre vos a través del teléfono celular o internet?*
4. *¿Alguien envió imágenes o videos ofensivos o amenazantes sobre vos a través del teléfono celular o internet?*
5. *¿Alguien publicó mensajes escritos ofensivos o divulgó rumores sobre vos a través del teléfono celular o internet?*
6. *¿Alguien publicó imágenes o videos ofensivos o amenazantes sobre vos a través del teléfono celular o internet?*

7. ¿Alguien usó tu nombre de usuario y contraseña e hizo cosas ofensivas o amenazantes?
8. ¿Alguien te impidió participar, sin motivo, de alguna actividad en línea (por ej. de un juego o grupo creado en una red social)?
9. ¿Alguien te agredió de alguna otra manera usando Internet o el teléfono celular? Si la respuesta es sí, describí lo que pasó y marcá la casilla correspondiente.

Las tablas a continuación dan cuenta de las V de Aiken y los intervalos de confianza al 90% de los ítems que componen la Escala Ciberagredido.

En la Tabla 3 se incluyen los valores medios obtenidos en cada ítem para cada uno de los crite-

rios evaluados (pertinencia, claridad, redacción) y, por último, los puntajes medios obtenidos por cada ítem. Junto a las medias se adjunta el coeficiente V de Aiken que indica el grado de acuerdo entre los jueces respecto a la adecuación del ítem al criterio evaluado. Un valor V mayor a .7 puede considerarse indicador de validez de contenido, valores menores indican la necesidad de reconsiderar el ítem y/o reformularlo.

En la Escala Ciberagredido, los índices generales de Aiken denotan amplio acuerdo entre los jueces, con valores de .72 hasta .80. Es importante destacar que los ítems están bien calificados en cuanto al criterio de pertinencia: los índices de Aiken van de .77 hasta .83.

En la Tabla 4 se señalan los límites superiores e inferiores para un intervalo de confianza de

Tabla 1
Tipos de ciberagresión sufrida.

Dimensión Agresión Sufrida - Escala Ciberagredido			
Forma	Explicitación		
	<i>Directo</i>		<i>Indirecto</i>
<i>Verbal</i>	Recibir mensajes escritos ofensivos o amenazantes a través del teléfono celular o internet.		
		Una persona envía mensajes escritos ofensivos o divulga rumores sobre ti entre otras personas a través del teléfono celular o internet.	Una persona sube mensajes escritos ofensivos o amenazantes sobre ti en internet.
<i>Visual</i>	Recibir imágenes ofensivas o amenazantes a través del celular e internet.		
		Una persona envía fotos o videos ofensivos o vergonzosos sobre ti a otros, a través del teléfono celular o internet.	Una persona sube fotos o videos ofensivos o vergonzosos sobre ti a través del teléfono celular o internet.
<i>Suplantación</i>			Una persona usa tu nombre de usuario y contraseña para hacer cosas ofensivas o amenazantes en tu nombre a través del celular e internet.
<i>Exclusión</i>			Una persona, sin motivos, no te deja participar en las redes sociales, juegos o chats online.

Tabla 2

Tipos de ciberagresión perpetrada.

Dimensión Agresión Perpetrada - Escala Ciberagresor		
Forma	Explicitación	
	Directo	Indirecto
Verbal	Enviar mensajes escritos ofensivos o amenazantes a través del teléfono celular o internet.	Enviar mensajes escritos ofensivos o divulgar rumores sobre una persona, a través del teléfono celular o internet. Subir mensajes escritos ofensivos o amenazantes sobre una persona en internet.
	Enviar imágenes ofensivas o amenazantes a través del celular e internet.	Enviar fotos o videos ofensivos o vergonzosos sobre una persona a través del teléfono celular o internet. Subir fotos o videos ofensivos o vergonzosos sobre una persona a través del teléfono celular o internet.
Suplantación		Usar el nombre de usuario y contraseña de otro para hacer cosas ofensivas o amenazantes en su nombre a través del celular e internet.
Exclusión		Sin motivo, no dejar participar a una persona o personas en las redes sociales, juegos o chats online.

Tabla 3

Valores medios y V de Aiken de cada ítem.

ESCALA CIBERAGREDIDO								
Ítem	Pertinencia		Claridad		Redacción		Índices Generales	
	Media	V de Aiken	Media	V de Aiken	Media	V de Aiken	Media	V de Aiken
1	4.27	.82	4.13	.78	4.07	.77	4.15	.79
2	4.33	.83	4.13	.78	4.13	.78	4.20	.80
3	4.20	.80	3.87	.72	3.80	.70	3.96	.74
4	4.27	.82	4.00	.75	4.20	.80	4.15	.79
5	4.13	.78	3.60	.65	3.87	.72	3.87	.72
6	4.27	.82	3.80	.70	4.07	.77	4.04	.76
7	4.07	.77	3.93	.73	3.80	.70	3.93	.73
8	4.20	.80	4.07	.77	4.13	.78	4.13	.78
9	4.20	.80	4.20	.80	4.13	.78	4.17	.79

90%, para los valores obtenidos por cada ítem en cada uno de los criterios evaluados.

Los puntajes inferiores del intervalo de confianza de cada ítem de la escala corroboran el am-

plio acuerdo entre los jueces respecto de los tres criterios estudiados, ya que todos son mayores a .50.

Respecto de la pregunta abierta respondida

Tabla 4

Valores inferiores y superiores del intervalo de confianza.

ESCALA CIBERAGREDIDO														
Ítem	Pertinencia				Claridad				Redacción				General	
	M	V	90		M	V	90		M	V	90		M	V
1	4.27	.82	.72	.89	4.13	.78	.68	.86	4.07	.77	.67	.84	4.15	.79
2	4.33	.83	.74	.90	4.13	.78	.68	.86	4.13	.78	.68	.86	4.20	.80
3	4.20	.80	.70	.87	3.87	.72	.61	.80	3.80	.70	.60	.79	3.96	.74
4	4.27	.82	.72	.89	4.00	.75	.65	.83	4.20	.80	.70	.87	4.15	.79
5	4.13	.78	.68	.86	3.60	.65	.54	.74	3.87	.72	.61	.80	3.87	.72
6	4.27	.82	.72	.89	3.80	.70	.60	.79	4.07	.77	.67	.84	4.04	.76
7	4.07	.77	.67	.84	3.93	.73	.63	.81	3.80	.70	.60	.79	3.93	.73
8	4.20	.80	.70	.87	4.07	.77	.67	.84	4.13	.78	.68	.86	4.13	.78
9	4.20	.80	.70	.87	4.20	.80	.70	.87	4.13	.78	.68	.86	4.17	.79

por los jueces con sus observaciones acerca de los ítems, se obtuvieron las siguientes sugerencias: dos jueces señalaron que los ítems 3 y 5 podrían indagar por separado las dos conductas que los ítems recogen dentro de la categoría agresión verbal indirecta respectivamente (envío/ publicación de mensajes escritos ofensivos y divulgación de rumores). Dos jueces señalaron la posibilidad de incluir en el ítem 7 otra conducta como es la creación de cuentas falsas en redes sociales. Tras una discusión y análisis con los autores del cuestionario, se acordó que *enviar y/o publicar mensajes ofensivos* constituye una conducta diferente a divulgar rumores, por lo que se atendió a la sugerencia de los jueces al respecto. El ítem 7 no fue reformulado, dado que la *suplantación de identidad* constituye una conducta distinta a la *asunción de una identidad digital falsa*.

Escala Ciberagresor

La Escala Ciberagresor está conformada por los siguientes ítems:

1. *¿Enviaste mensajes escritos ofensivos*

o amenazantes a través del teléfono celular o internet?

2. *¿Enviaste imágenes o videos ofensivos o amenazantes a través del teléfono celular o internet?*
3. *¿Enviaste mensajes escritos ofensivos o divulgaste rumores sobre alguien a través del teléfono celular o internet?*
4. *¿Enviaste imágenes o videos ofensivos o amenazantes sobre alguien a través del teléfono celular o internet?*
5. *¿Publicaste mensajes escritos ofensivos o amenazantes, o divulgaste rumores sobre alguien a través del teléfono celular o internet?*
6. *¿Publicaste imágenes o videos ofensivos o amenazantes sobre alguien a través del teléfono celular o internet?*
7. *¿Utilizaste el nombre de usuario y contraseña de alguien e hiciste cosas ofensivas o amenazantes?*
8. *¿Impediste participar, sin motivo, a alguien de alguna actividad en línea (por ej. de un juego o grupo creado en una red social)?*

9. *¿Usaste Internet o el teléfono celular para agredir a otros adolescentes de alguna otra manera? Si la respuesta es sí, describí lo que pasó y marcá la casilla correspondiente.*

Las tablas a continuación dan cuenta de las V de Aiken y los intervalos de confianza al 90% de los ítems que componen la Escala Ciberagresor. En la Tabla 5 se incluyen los valores medios obtenidos por cada ítem para cada uno de los criterios evaluados y, por último, los puntajes medios obtenidos por cada ítem. Junto a las medias se adjunta el coeficiente V de Aiken.

En la Escala Ciberagresor se replica la situación hallada en la Escala Ciberagredido: los índices generales de Aiken denotan amplio acuerdo entre los jueces, con valores de .72 hasta .80. Es importante destacar que los ítems están bien calificados en los tres criterios estudiados.

En la Tabla 6 se señalan los límites superiores e inferiores para un intervalo de confianza de 90%, para los valores obtenidos por cada ítem en cada uno de los criterios evaluados.

Los puntajes inferiores del intervalo de con-

fianza de cada ítem de la escala, todos mayores a .50, corroboran el amplio acuerdo entre los jueces respecto de los tres criterios estudiados.

Respecto de la pregunta abierta respondida por los jueces con sus observaciones acerca de los ítems, se replicaron los mismos comentarios que para la Escala Ciberagredido. Conforme al consenso con los autores del Cuestionario, se tomó la misma decisión respecto de los ítems 3, 5 y 7 de la presente escala.

Discusión

La vertiginosa incorporación de las tecnologías de la información y la comunicación a la sociedad, y los consecuentes riesgos a los que los adolescentes se enfrentan en internet y las redes sociales ponen en evidencia la urgente necesidad de contar con instrumentos de evaluación que posibiliten el estudio y comprensión de estos fenómenos. El Cuestionario de Ciberagresión de [Corcoran y Mc Guckin \(2014\)](#) es un instrumento específico para medir este fenómeno en este grupo etario. Considerando que la adaptación de instrumentos es valorada como una estrategia más

Tabla 5

Valores medios y V de Aiken de cada ítem.

ESCALA CIBERAGRESOR								
Ítem	Pertinencia		Claridad		Redacción		Índices Generales	
	Media	V de Aiken	Media	V de Aiken	Media	V de Aiken	Media	V de Aiken
1	4.13	.78	4.20	.80	4.13	.78	4.15	.79
2	4.20	.80	4.13	.78	4.00	.75	4.11	.78
3	4.20	.80	3.87	.72	3.93	.73	4.00	.75
4	4.13	.78	3.93	.73	4.00	.75	4.02	.76
5	4.20	.80	3.60	.65	3.80	.70	3.87	.72
6	4.07	.77	3.80	.70	4.00	.75	3.96	.74
7	4.27	.82	4.00	.75	4.00	.75	4.09	.77
8	4.27	.82	4.20	.80	4.20	.80	4.22	.80
9	4.33	.83	4.13	.78	4.07	.77	4.17	.79

Tabla 6

Valores inferiores y superiores del intervalo de confianza.

ESCALA CIBERAGRESOR														
Ítem	Pertinencia				Claridad				Redacción				General	
	M	V	90		M	V	90		M	V	90		M	V
1	4.13	.78	.68	.86	4.20	.80	.70	.87	4.13	.78	.68	.86	4.15	.79
2	4.20	.80	.70	.87	4.13	.78	.68	.86	4.00	.75	.65	.83	4.11	.78
3	4.20	.80	.70	.87	3.87	.72	.61	.80	3.93	.73	.63	.81	4.00	.75
4	4.13	.78	.68	.86	3.93	.73	.63	.81	4.00	.75	.65	.83	4.02	.76
5	4.20	.80	.70	.87	3.60	.65	.54	.74	3.80	.70	.60	.79	3.87	.72
6	4.07	.77	.67	.84	3.80	.70	.60	.79	4.00	.75	.65	.83	3.96	.74
7	4.27	.82	.72	.89	4.00	.75	.65	.83	4.00	.75	.65	.83	4.09	.77
8	4.27	.82	.72	.89	4.20	.80	.70	.87	4.20	.80	.70	.87	4.22	.80
9	4.33	.83	.74	.90	4.13	.78	.68	.86	4.07	.77	.67	.84	4.17	.79

rápida, práctica y económica que la construcción de cuestionarios y test nuevos (Cardoso-Ribeiro, Gómez-Conesa, & Hidalgo-Montesinos, 2010) y, ante la vacancia de instrumentos con esta característica y la fiabilidad demostrada por este en población irlandesa, se considera valiosa su adaptación a la lengua y cultura argentina. Tras un riguroso proceso de adaptación transcultural se arribó a la versión argentina preliminar del cuestionario. El juicio de expertos permitió concluir la fase de adaptación de un instrumento creado para otra población, a la nuestra, garantizando así su equivalencia cultural. Su validación en términos de contenido posibilitó la determinación de indicadores rigurosos de la representatividad de cada uno de los ítems de cada escala.

Uno de los aportes de la fase de adaptación del cuestionario a nuestro contexto ha sido la denominación de las escalas que lo componen: Escala Ciberagredido y Escala Ciberagresor. La expresión Ciberagredido evita confundir a la ciberagresión sufrida con cibervictimización. El respeto por el carácter específico del constructo ciberagresión, evitando su solapamiento con el *cyberbullying*, torna valiosa esta contribución.

En el juicio de expertos, cada juez realizó

una valoración cuantitativa y cualitativa de cada ítem del cuestionario, atendiendo a tres categorías: pertinencia, claridad y redacción. Los resultados cuantitativos se sistematizaron utilizando el coeficiente de validez V de Aiken complementado con el uso de intervalos de confianza. En la Escala Ciberagredido, los índices generales de Aiken denotan amplio acuerdo entre los jueces, con valores que varían desde .72 hasta .80, evidenciando el alto grado de consenso de los expertos consultados respecto de la representatividad y adecuación lingüística de cada ítem. Asimismo, los puntajes inferiores del intervalo de confianza de cada ítem ratifican la alta conformidad entre los jueces respecto de los tres criterios estudiados ya que todos son mayores a .50. En la Escala Ciberagresor se replica la situación descrita para la Escala Ciberagredido. Estos resultados permiten concluir que los ítems que componen ambas escalas del Cuestionario de Ciberagresión presentan evidencias contundentes acerca de la validez de contenido de este.

Respecto de los resultados cualitativos, cabe destacar que las aportaciones realizadas por los jueces fueron cuidadosamente discutidas y analizadas por los investigadores. En el caso de los

ítems 3 y 5 de ambas escalas, los jueces aportaron que se podrían indagar por separado las dos conductas que estos recogen dentro de la categoría *agresión verbal indirecta* (envío/ publicación de mensajes escritos ofensivos y divulgación de rumores respectivamente). Del análisis practicado, se concluye que *enviar y/o publicar mensajes ofensivos* constituye una conducta diferente a *divulgar rumores* dado que esta última implica la difamación a través de la divulgación de información que puede no ser fidedigna. Si bien ambas conductas persiguen como objetivo dañar la posición social del ciberagredido a través del uso de textos escritos que se dirigen o comparan con terceros, se cristalizan mediante acciones cualitativamente distintas. Se resolvió atender a la sugerencia de los jueces dado que esta respeta y enriquece la tipología de ciberagresión verbal indirecta que se utiliza en el cuestionario. En el caso del ítem 7 de ambas escalas, los jueces señalaron la posibilidad de incluir en esta otra conducta como es la creación de cuentas falsas en redes sociales. Sin embargo, en este caso, los investigadores decidieron no reformular este ítem, por concluir que esta conducta no se ajusta a la definición de esta tipología, considerando que la suplantación de identidad se refiere a situaciones en las que alguien se hace pasar por el ciberagredido a través del teléfono móvil o internet, para burlarse de él o causarle problemas (Nocentini et al., 2010).

Se reconoce como una de las limitaciones del presente estudio la ausencia de validación de contenido del cuestionario en su contexto original de producción; sin embargo, consideramos a esta investigación como un valioso aporte dado que ofrece el primer instrumento en español válido para medir la ciberagresión en adolescentes escolarizados. Lacunza et al. (2019) señalan, en su estudio bibliométrico en torno al comportamiento agresivo de adolescentes latinoamericanos me-

diado por la virtualidad, la vacancia de investigaciones sobre este tópico en nuestro país, así como la ausencia de instrumentos de evaluación validados a nivel local. Este estudio, al aportar un instrumento validado científicamente en nuestra población, resuelve algunas de dichas vacancias. La investigación continuará, en colaboración con los autores del cuestionario, con el análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario. Este hecho posibilitará no solo el estudio del fenómeno en nuestro país sino también la realización de futuras investigaciones comparativas.

Uno de los resultados esperados es contribuir con la realización de estudios empíricos que arrojen mayor claridad sobre los vínculos entre los jóvenes y la tecnología, posibilitando el diseño de políticas educativas en torno a ciudadanía y alfabetización digital.

Referencias

- Aiken, L. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955-959. doi: [10.1177/001316448004000419](https://doi.org/10.1177/001316448004000419)
- Álvarez-García, D., Barreiro-Collazo, A., & Núñez, J. C. (2017). Cyberaggression among adolescents: Prevalence and gender differences. *Comunicar*, 25(50), 89-97. doi: [10.3916/c50-2017-08](https://doi.org/10.3916/c50-2017-08)
- Álvarez-García, D., Dobarro, A., & Núñez, J. C. (2015). Validez y fiabilidad del Cuestionario de Cibervictimización en Estudiantes de Secundaria. *Aula Abierta*, 43(1), 32-38. doi: [10.1016/j.aula.2014.11.001](https://doi.org/10.1016/j.aula.2014.11.001)
- Bauman, S., Underwood, M., & Card, N. (2013). Definitions: Another perspective and a proposal for a beginning with cyberaggression. En S. Bauman, D. Cross & J. Walker (Eds.), *Principles of Cyberbullying Research: Definitions, Measures, and Methodology* (pp. 41-46). Londres: Routledge. ISBN: 978-0-415-89749-5

- Best, S., Ré, N., Mc Guckin, C., Corcoran, L., & Casasnovas, A. (2017). Retos y desafíos de la adaptación transcultural del Cuestionario de Ciberagresión en una muestra de estudiantes argentinos. *Subjetividad y Procesos Cognitivos*, 21(2), 17-41. ISSN: 1852-7310. Recuperado de http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1852-73102017000200001&lng=es&tlng=es
- Brighi, A., Ortega, R., Scheitauer, H., Smith, P. K., Tsormpatzoudis, C., Barkoukis, V., ... & Thompson, J. (2012). *European Bullying Intervention Project Questionnaire* (ECIPQ). University of Bologna. Unpublished manuscript.
- Bringué-Sala, X., Sádaba-Chalezquer, C., & Artopoulos, A. (2014). La generación interactiva en Argentina: Niños y adolescentes ante las pantallas. *Education Policy Analysis Archives/Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 22,1-19. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/2750/275031898066.pdf>
- Bulger, S. M., & Housner, L. D. (2007). Modified delphi investigation of exercise science in physical education teacher education. *Journal of Teaching in Physical Education*, 26(1), 57-80. doi: 10.1123/jtpe.26.1.57
- Cabero-Almenara, J., & Llorente-Cejudo, M. del C. (2013). La aplicación del juicio de experto como técnica de evaluación de las tecnologías de la información (TIC). *Eduweb: Revista de Tecnología de Información y Comunicación en Educación*, 7(2), 11-22. Recuperado de <http://servicio.bc.uc.edu.ve/educacion/eduweb/v7n2/art01.pdf>
- Cardoso-Ribeiro, C., Gómez-Conesa, A., & Hidalgo-Montesinos, M. D. (2010). Metodología para la adaptación de instrumentos de evaluación. *Revista Fisioterapia*, 32(6), 264-270. doi: 10.1016/j.ft.2010.05.001
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290. doi: 10.1037/1040-3590.6.4.284
- Corcoran, L. (2013). *Traditional Bullying and Cyberbullying at Post-Primary School Level in Ireland: Countering the Aggression and Buffering its Negative Psychological Effects*. (Tesis doctoral). Recuperado de <http://www.tara.tcd.ie/handle/2262/85396>
- Corcoran, L., & Mc Guckin, C. (2014). The incidence of bullying and aggression in Irish post-primary schools: An investigation of school and cyber settings. In *Proceedings of Annual Conference of the Educational Studies Association of Ireland, Sheraton Hotel, Athlone, Ireland, 10-12 April 2014*.
- Corcoran, L., Mc Guckin, C., & Prentice, G. (2015). Cyberbullying or cyber aggression? A review of existing definitions of cyber-based peer-to-peer aggression. *Societies*, 5(2), 245-255. doi: 10.3390/soc5020245
- Escobar-Pérez, J., & Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6, 27-36. Recuperado de http://www.humanas.unal.edu.co/lab_psicometria/revista-avances-en-medicion/avances-en-medicion-no6
- Escurra-Mayaute, L. M. (1988). Cuantificación de la Validez de Contenido por Criterio de Jueces. *Revista de Psicología - PUCP*, 6(1-2), 103-111. Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/4555>
- Fidler, F. (2002). The fifth edition of the APA Publication Manual: Why its statistics recommendations are so controversial. *Educational and Psychological Measurement*, 62(5), 749-770. doi: 10.1177/001316402236876
- Gámez-Guadix, M., Villa-George, F., & Calvete, E. (2014). Psychometric properties of the Cyberbullying Questionnaire (CBQ) among Mexican adolescents. *Violence and Victims*, 29(2), 232-247. doi: 10.1891/0886-6708.vv-d-12-00163r1
- Garaigordobil, M. (2011). Prevalencia y consecuencias del cyberbullying: Una revisión. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 11(2) 233-254. Recuperado de <https://www.ijpsy.com/volumen11/num2/295.html>
- Garaigordobil, M. (2013). *Cyberbullying. Screening de acoso entre iguales*. Madrid: TEA.

- Grigg, D. W. (2010). Cyber-Aggression: Definition and concept of cyberbullying. *Australian Journal of Guidance and Counselling* 20(2), 143-156. doi: [10.1375/ajgc.20.2.143](https://doi.org/10.1375/ajgc.20.2.143)
- Herrera-López, M., Casas, J. A., Romera, E. M., Ortega-Ruiz, R., & del Rey, R. (2017). Validation of the European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire for Colombian adolescents. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20(2), 117-125. doi: [10.1089/cyber.2016.0414](https://doi.org/10.1089/cyber.2016.0414)
- Hinduja, S., & Patchin, J. W. (2015). *Bullying Beyond the Schoolyard* (2^a ed.). Thousand Oaks, CA: Corwin.
- Hunter, S. C., Boyle, J. M. E., & Warden, D. (2004). Help seeking amongst child and adolescent victims of peer-aggression and bullying: The influence of schoolstage, gender, victimisation, appraisal, and emotion. *British Journal of Educational Psychology*, 74(3), 375-390. doi: [10.1348/0007099041552378](https://doi.org/10.1348/0007099041552378)
- Jiménez, A. E., Castillo, V. D., & Cisternas, L. C. (2012). Validación de la escala de agresión entre pares, y subescala de agresión virtual en escolares chilenos. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales Niñez y Juventud*, 10(2), 825-840. Recuperado de <http://revistaumanizales.cinde.org.co>
- Kowalski, R. M., Giumetti, G. W., Schroeder, A. N., & Lattanner, M. R. (2014). Bullying in the digital age: A critical review and meta-analysis of cyberbullying research among youth. *Psychological Bulletin*, 140(4), 1073-1137. doi: [10.1037/a0035618](https://doi.org/10.1037/a0035618)
- Laca-Arocena, F. A. V., Pérez-Verduzco, G., Luna-Bernal, A. C. A., Carrillo-Ramírez, E., & Garaigordobil, M. (2020). Propiedades psicométricas del Test Cyberbullying en una muestra de adolescentes mexicanos estudiantes de bachillerato. *Revista Evaluar*, 20(2), 1-19. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Lacunza, A. B., Contini, E. N., Caballero, S. V., & Mejail, S. M. (2019). Agresión en las redes y adolescencia: Estado actual en América Latina desde una perspectiva bibliométrica. *Investigación y Desarrollo*, 27(2), 6-32. Recuperado de <https://rcientificas.uninorte.edu.co>
- Langos, C. (2012). Cyberbullying: The challenge to define. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 15(6), 285-289. doi: [10.1089/cyber.2011.0588](https://doi.org/10.1089/cyber.2011.0588)
- Machmutow, K., Perren, S., Sticca, F., & Alsaker, F. D. (2012). Peer victimisation and depressive symptoms: Can specific coping strategies buffer the negative impact of cybervictimisation? *Emotional and Behavioural Difficulties*, 17(3-4), 403-420. doi: [10.1080/13632752.2012.704310](https://doi.org/10.1080/13632752.2012.704310)
- McGartland-Rubio, D., Berg-Weger, M., Tebb, S. S., Lee, E. S., & Rauch, S. (2003). Objectifying content validity: Conducting a content validity study in social work research. *Social Work Research*, 27(2), 94-104. doi: [10.1093/swr/27.2.94](https://doi.org/10.1093/swr/27.2.94)
- Menesini, E., Nocentini, A., & Calussi, P. (2011). The measurement of cyberbullying: Dimensional structure and relative item severity and discrimination. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 14(5), 267-274. doi: [10.1089/cyber.2010.0002](https://doi.org/10.1089/cyber.2010.0002)
- Merino-Soto, C. (2018). Confidence interval for difference between coefficients of content validity (Aiken's V): A SPSS syntax. *Anales de Psicología*, 34(3), 587-590. doi: [10.6018/analesps.34.3.283481](https://doi.org/10.6018/analesps.34.3.283481)
- Merino-Soto, C., & Livia-Segovia, J. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de Psicología*, 25(1), 169-171. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps>
- Montero, I., & León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 503-508. Recuperado de <http://www.aepc.es/ijchp>
- Muñiz, J., & Hambleton, R. K. (1996). Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Papeles del Psicólogo*, 66, 63-70. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es>
- Nocentini, A., Calmaestra, J., Schultze-Krumbholz, A., Scheithauer, H., Ortega, R., & Menesini, E. (2010). Cyberbullying: Labels, behaviours and definition

- in three European countries. *Australian Journal of Guidance and Counselling*, 20(2), 129-142. doi: [10.1375/ajgc.20.2.129](https://doi.org/10.1375/ajgc.20.2.129)
- Olweus, D. (2010). Understanding and researching bullying: Some critical issues. En S. R. Jimerson, S. M. Swearer & D. L. Espelage (Eds.), *Handbook of Bullying in Schools: An International Perspective* (pp. 9-33). UK: Routledge/Taylor & Francis.
- Olweus, D. (2012). Cyberbullying: An overrated phenomenon? *European Journal of Developmental Psychology*, 9(5), 520-538. doi: [10.1080/17405629.2012.682358](https://doi.org/10.1080/17405629.2012.682358)
- Paolini, P., & Ravalli, M. J. (2016). *Kids online. Chic@s conectados: Investigación sobre percepciones y hábitos de niños, niñas y adolescentes en internet y redes sociales*. Buenos Aires, Argentina: Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia. Recuperado de <https://www.unicef.org/argentina/informes/kids-online-chics-conectados>
- Paul, S., Smith, P. K., & Blumberg, H. H. (2012). Investigating legal aspects of cyberbullying. *Psicothema*, 24(4), 640-645. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- 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. doi: [10.1207/s15327841mpee0804_3](https://doi.org/10.1207/s15327841mpee0804_3)
- Secretaría de Evaluación Educativa. (2017). *Aprender 2017: Informe de resultados - Secundaria*. Buenos Aires, Argentina: Ministerio de Educación. Recuperado de <https://www.argentina.gob.ar/noticias/aprender-2017-accede-los-resultados-de-primaria-y-secundaria-nivel-nacional>
- Skjong, R., & Wentworth, B. H. (2001). Expert judgement and risk perception. *The Eleventh International Offshore and Polar Engineering Conference*. Recuperado de <http://research.dnv.com/skj/Papers/SkjWen.pdf>
- Smith, P. K., & Berkun, F. (2017). How research on cyberbullying has developed. En C. Mc Guckin & L. Corcoran (Eds.). *Bullying and cyberbullying: Prevalence, psychological impacts and intervention strategies* (pp. 11-17). Hauppauge, NY: Nova Science.
- Sticca, F., Machmutow, K., Stauber, A., Perren, S., Palladino, B., Nocentini, A., ... & Guckin, C. (2015). The Coping with Cyberbullying Questionnaire: Development of a new measure. *Societies*, 5(2), 515-536. doi: [10.3390/soc5020515](https://doi.org/10.3390/soc5020515)
- Yahner, J., Dank, M., Zweig, J. M., & Lachman, P. (2015). The co-occurrence of physical and cyber dating violence and bullying among teens. *Journal of Interpersonal Violence*, 30(7), 1079-1089. doi: [10.1177/0886260514540324](https://doi.org/10.1177/0886260514540324)
- Zych, I., Ortega-Ruiz, R., & Marín-López, I. (2016). Cyberbullying: A systematic review of research, its prevalence and assessment issues in Spanish studies. *Revista Psicología Educativa*, 22(1), 5-18. doi: [10.1016/j.pse.2016.03.002](https://doi.org/10.1016/j.pse.2016.03.002)
- Zych, I., Ortega-Ruiz, R., & del Rey, R. (2015). Scientific research on bullying and cyberbullying: Where have we been and where are we going. *Aggression and Violent Behavior*, 24, 188-198. doi: [10.1016/j.avb.2015.05.015](https://doi.org/10.1016/j.avb.2015.05.015)

Percepción del síndrome de Hubris en una muestra de empleados en Puerto Rico

Perception of Hubris syndrome in a sample of employees in Puerto Rico

Miguel Ángel Colón-Negrón *¹, Adam Rosario-Rodríguez¹, Andrés Cruz-Santos¹

1 - Universidad Albizu, San Juan, Puerto Rico.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 06/10/2020 **Revisado:** 07/12/2020 **Aceptado:** 16/12/2020

Resumen

En esta investigación se analizó la percepción de la existencia del síndrome de Hubris y su relación con el síndrome de Cronos y los estilos de liderazgo. La muestra estuvo compuesta por 298 trabajadores en Puerto Rico entre 21 a 64 años. Se administró la Escala de Percepción del Síndrome de Hubris (PSH-25), la Escala de Percepción del Síndrome de Cronos y el Cuestionario de Estilos de Liderazgo (CELID-S). Se identificaron cuatro factores: *aspecto narcisista y exaltación de la autoimagen* ($\alpha = .94$), *trato y consideración hacia sus subordinados* ($\alpha = .94$), *cercanía o aislamiento del líder respecto de sus subordinados* ($\alpha = .91$) y *sentimiento de grandiosidad del líder* ($\alpha = .85$). Por último, se encontró que el síndrome de Hubris se correlaciona tanto con el síndrome de Cronos como con los estilos de liderazgo.

Palabras clave: *síndrome de Hubris, liderazgo, estilos de liderazgo, síndrome de Cronos, Hubris, empleados, trabajadores*

Abstract

In this investigation we analyzed the perception of the existence of the Hubris syndrome, its relationship with the Cronos syndrome and leadership styles. The sample consisted of 298 employees from Puerto Rico between the ages of 21 and 64. The Hubris Syndrome Perception Scale (PSH-25), the Cronos Syndrome Perception Scale and the Questionnaire of Leadership Styles (CELID-S) were administered. Four factors were identified: *narcissistic aspect and exaltation of self-image* ($\alpha = .94$), *treatment and consideration towards their subordinates* ($\alpha = .94$), *closeness or isolation of the leader towards his subordinates* ($\alpha = .91$) and the *leader's feeling of grandiosity* ($\alpha = .85$). Finally, Hubris syndrome was found to correlate with both Cronos syndrome and leadership styles.

Keywords: *Hubris syndrome, leadership, leadership style, Cronos syndrome, Hubris, employees, workers*

*Correspondencia a: Miguel A. Colón-Negrón, Universidad Albizu. P. O. Box 9023711 San Juan, PR 00902-3711. Tel.: +1-787-696-5524. E-mail: mcolon384@sju.albizu.edu

Cómo citar este artículo: Colón-Negrón, M. A., Rosario-Rodríguez, A., & Cruz-Santos, A. (2021). Percepción del síndrome de Hubris en una muestra de empleados en Puerto Rico. *Revista Evaluar*, 21(2), 17-32. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Rita Hoyos, Andrea Suárez, Alicia Molinari, Eugenia Barrionuevo, Florencia Ruiz, Benjamín Casanova, Ricardo Hernández

Introducción

El ambiente laboral es un universo en sí mismo. Es en este lugar donde los empleados pasan la mayoría de su tiempo. A causa de esto, se generan interacciones de todo tipo: profesionales, personales, recreacionales, entre otras y emergen sentimientos, emociones y diferentes tipos de personalidad. En este marco, se podría dar también la competencia entre pares por escalar posiciones en la empresa. Esto abre la posibilidad a que empleados con características particulares accedan a puestos de poder en los que manifiestan plenamente su personalidad dominante, la que, en ocasiones, genera inestabilidad en el ambiente laboral.

Para [Petit y Bollaert \(2012\)](#), existe un fenómeno que está altamente cargado con el peso de la tradición y con la visión de poder como algo que corrompe a aquellos que lo padecen. Estas autoras indican además, que los líderes en las corporaciones son los herederos de este síndrome y que, si deciden asumir ese modo de actuar, a menudo, las empresas donde trabajan tienen consecuencias desastrosas. Por otro lado, [Li y Tang \(2013\)](#) sugieren que este fenómeno puede ser un tipo de problema a nivel psicológico y que su origen puede darse por la personalidad del individuo y a causa del estímulo social al que haya sido expuesto. Estos autores incluso insinúan que la exposición en los medios de comunicación o redes sociales puede hacer que se exacerbe el comportamiento de estos líderes.

Si bien la palabra Hubris todavía no es un término médico aceptado, se ha usado desde la antigüedad. [Owen \(2008\)](#) señala que Platón hace referencia a este término en la obra Fedro e indica que “cuando el deseo irracional nos arrastra hacia los placeres y nos domina por dentro, ese poder recibe el nombre de Hubris” (Platón, citado en [Owen, 2008](#)). Este mismo autor es quien desarro-

lla los criterios propuestos para este trastorno y los basa en dos grandes y conocidos trastornos de la personalidad: el narcisista y el antisocial.

Los líderes que experimentan el síndrome de Hubris lo manifiestan a través de su estilo de liderazgo. En esta investigación consideramos tres de ellos: el estilo transaccional, el transformacional y el *laissez-faire*. En el estilo transaccional, según [Rodas-Tobar y Carchi-Arias \(2014\)](#), el líder guía y motiva a los empleados de acuerdo con las metas establecidas. Estos líderes utilizan programas de intercambio de recompensas para premiar a sus subordinados. En el estilo transformacional, el líder concientiza a los empleados sobre la importancia y el valor que tienen los resultados obtenidos tras realizar las tareas asignadas ([Rodas-Tobar & Carchi-Arias, 2014](#)). Por último, en el estilo *laissez-faire*, según [Fiaz, Su, Amir y Saqib \(2017\)](#), el líder no controla ni regula y, muchas veces, cede el control a los empleados. Los empleados viven y trabajan con cualquier estructura establecida sin sugerencias ni críticas. La intervención de estos líderes en la organización afecta la cultura laboral y la manera en que los trabajadores se ajustan a ella. Cuanto más se ajustan los trabajadores a la cultura, existe más satisfacción y cooperación y menos deseo de abandono de la organización. (Davis, 2006, citado en [Ramos, Jordão, & Morais, 2012](#)).

Trastorno de personalidad narcisista

La [Asociación Americana de Psiquiatría \(2013\)](#) en su Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales DSM-5 (5ta ed.) establece que “la característica esencial del trastorno de personalidad narcisista es un patrón general de grandiosidad, necesidad de admiración y falta de empatía que se inicia en la edad adulta temprana

y que está presente en una variedad de contextos” (p. 670):

Muchas veces la persona tiene sentimientos de grandeza y prepotencia: se queda absorto en fantasías de éxito, poder, brillantez, belleza o amor ideal; cree que es “especial” y único, y que solo pueden comprenderlo o solo puede relacionarse con otras personas o instituciones especiales o de alto estatus; tiene una necesidad excesiva de admiración, muestra un sentimiento de privilegio; explota las relaciones interpersonales (se aprovecha de los demás para sus propios fines); carece de empatía y con frecuencia envidia a los demás o cree que éstos sienten envidia por él; muestra comportamientos o actitudes arrogantes de superioridad (Asociación Americana de Psiquiatría, 2013).

Dashineau, Edershile, Simms y Wright (2019) señalan que el narcisismo patológico puede debilitar a la persona y tener serias consecuencias, como la grandiosidad narcisista y la vulnerabilidad narcisista. La grandiosidad se caracteriza por una sensación exagerada de sentirse único, indecencia y deseo de recibir grandes elogios. Además, la vulnerabilidad se caracteriza por experiencias de profunda vergüenza con respecto a las necesidades, expectativas y amenazas a la autoestima. Normalmente, los que padecen de este síndrome tienen el objetivo general de mantener una autoimagen positiva a través de la validación, la intensificación del ser y las estrategias defensivas.

En el ámbito empresarial, el narcisismo ha sido investigado especialmente en relación con los líderes de las empresas. Oesterle, Elosge y Elosge (2016), indagaron sobre el rol que cumple el narcisismo de algunos directores ejecutivos (*chief executive officer* o CEO) en las decisiones de internacionalización de las empresas. En este estudio se encontró que el narcisismo influye de manera positiva y significativa sobre el creci-

miento de las ventas totales foráneas. Chatterjee y Pollock (2017), evaluaron cómo algunos directores ejecutivos se asociaban con personas poderosas para cubrir su necesidad de reconocimiento y contrataban personas más jóvenes y menos experimentadas que dependiesen más de ellos para cubrir su necesidad de dominar a los demás. Por otro lado, Ingersoll, Glass, Cook y Olsen (2019), compararon las diferencias entre hombres y mujeres en puestos de directores ejecutivos y el nivel de narcisismo. Según el estudio, las mujeres son menos narcisistas que los hombres, ya que se espera que las mujeres líderes actúen de acuerdo con las normas de calidez y compasión. Incluso sugieren que, las mujeres directoras ejecutivas tienen menos probabilidad de poner a sus empresas en mayor riesgo debido a que evitan conductas cuestionables y tienen una mayor inclinación ética que los hombres.

Por otra parte, Cragun, Olsen y Wright (2020) encontraron que los directores ejecutivos narcisistas afectan el desempeño de la empresa, aunque según su revisión, los resultados de otras investigaciones no son consistentes. Por un lado, Chatterjee y Hambrick (2007) encontraron que el desempeño de estos directores ejecutivos narcisistas afecta positivamente el rendimiento promedio de las acciones e inversiones de las empresas; mientras que Ham, Seybert y Wang (2018) concluyen que este tipo de líder afecta negativamente la rentabilidad de las empresas.

Cragun et al. (2020) indican, además, que otros aspectos afectados por el narcisismo de los directores ejecutivos son la innovación y el crecimiento de las empresas. Los directores narcisistas tienden a innovar con nuevos productos y con transformaciones radicales en sus carteras de productos (Zhang, Tsui, & Wang, 2017). Sus decisiones son firmes, invierten más en investigación y desarrollo y adquieren nuevas empresas de manera más agresiva. Estos autores indican también

que los directores narcisistas tienden a tomar más riesgos, a veces, para que se les reconozca y hasta manipulan las políticas empresariales para lograr los resultados deseados. Finalmente, [Cragun et al. \(2020\)](#) sugieren que algunos directores ejecutivos narcisistas pueden presentar comportamientos cuestionables, categorizados como inmorales, fraudulentos, ilegales, imprudentes o meramente egoístas.

Trastorno de personalidad antisocial

El otro trastorno que se asocia con el síndrome de Hubris es el trastorno de personalidad antisocial. Según la [Asociación Americana de Psiquiatría \(2013\)](#):

la característica esencial del trastorno de la personalidad antisocial es un patrón general de desprecio y de violación de los derechos de los demás que comienza en la infancia o en la adolescencia temprana y que continúa en la edad adulta. (p. 659).

De igual forma, la [Asociación Americana de Psiquiatría \(2013\)](#) indica que:

Los individuos con este trastorno con frecuencia carecen de empatía y tienden a ser crueles, cínicos y despectivos con los sentimientos, derechos y sufrimientos de los demás. Pueden tener una concepción elevada de sí mismos y mostrarse arrogantes, y pueden ser excesivamente obstinados, seguros de sí mismos o engreídos (p. 660).

Además, una persona con trastorno de personalidad antisocial presenta un patrón dominante de inatención y vulneración de los derechos de los demás, que se produce desde antes de los 15 años. Se manifiesta porque incumple las normas sociales, además que engaña y dice mentiras repetidas, utiliza alias o estafa para provecho o pla-

cer personal. Tiene impulsividad o fracasa cuando intenta planear con antelación. Padece de irritabilidad y agresividad y las manifiesta por peleas o agresiones físicas repetidas. Sufre desatención imprudente de la seguridad propia o de los demás y se comporta de manera irresponsable constantemente mostrando ausencia de remordimiento.

Este patrón de desprecio y violación de los derechos de los demás se da también en el lugar de trabajo. [Desrumaux, Machado, Vallery y Michel \(2016\)](#) evaluaron una muestra de empleados y descubrieron que cuando era necesario colaborar y ayudar a los compañeros, la intención de ayudar era más alta en personas con comportamientos prosociales y más baja en aquellos que presentaban rasgos antisociales. Por otro lado, [Mulder, Pouwelse, Lodewijkx, Bos y van Dam \(2016\)](#) utilizaron un modelo de atribución-emoción en el cual afirman que el comportamiento prosocial hacia una persona necesitada se ve afectado por el grado con que esa persona es percibida como responsable de una situación. Este efecto está mediado por la simpatía y la ira. Una alta responsabilidad percibida produce mayor ira y menos simpatía hacia la persona en cuestión, lo que a su vez estimula el comportamiento antisocial (por ejemplo, la evitación). Por el contrario, una baja responsabilidad percibida disminuye la ira y aumenta la simpatía por lo que se promueve un comportamiento más prosocial (por ejemplo, proveer apoyo o ayuda).

Además, en un estudio sobre las interacciones entre compañeros de trabajo, [Struthers, Miller, Boudens y Briggs \(2001\)](#) encontraron que un juicio negativo sobre el esfuerzo de un compañero de trabajo con un pobre desempeño laboral está asociado a comportamientos antisociales como excluirlo de compartir el almuerzo, no compartir los recursos o esfuerzos con él y hasta dejar de hablarle, mientras que un juicio positivo se relacionó con comportamientos prosociales como

brindar consuelo, consejos y aliento. Tokarev, Phillips, Hughes e Irwing (2017) establecen que existen unos rasgos oscuros en algunos líderes que influyen en la salud mental de sus empleados. Esos rasgos oscuros se engloban en tres categorías: la psicopatía, el narcisismo y el maquiavelismo. Los líderes con estos rasgos en las empresas pueden afectar la producción y el rendimiento de los empleados, incluso, los autores señalan que pueden ser motivo del desarrollo o el incremento de la depresión en esos mismos empleados. Estos autores ponen como ejemplo el hecho de que el llamado *bullying/mobbing* que se da en las empresas es utilizado por los líderes como un mecanismo con el que influyen en la salud mental de los empleados de manera negativa.

Síndrome de Hubris

Como se ha mencionado previamente, estos dos tipos de trastornos de la personalidad; narcisista y antisocial, especialmente relacionados con el ambiente laboral, son la base para un fenómeno que se ha ido desarrollando conceptualmente con el pasar de los años: el síndrome de Hubris. El Diccionario de Psicología de la Asociación Americana de Psicología (APA, 2007) define Hubris como orgullo arrogante o presunción. El Diccionario Merriam-Webster (s. f.) define Hubris como un exagerado orgullo y autoconfianza. Por otro lado, Hayward y Hambrick (1997), señalan que las personas que manifiestan el síndrome de Hubris son excesivamente seguras, presuntuosas, ciegamente ambiciosas o arrogantes. Picone, Dagnino y Minà (2014) indican que el síndrome de Hubris en primer lugar identifica un sesgo cognitivo que afecta las decisiones ejecutivas haciendo presente la arrogancia y el exceso de confianza que impiden que alguien pueda entender o acep-

tar los límites humanos. Además, Claxton, Owen y Sadler-Smith (2015) indican que el síndrome de Hubris está asociado a la falta de humildad y es una forma de ser intoxicada por el poder.

Por otro lado, Eckhaus y Sheaffer (2018) indican que el síndrome de Hubris es la causa común de fallos en el liderazgo y de pérdidas en los negocios. Owen (2008) establece que el significado básico de un acto hubristico es cuando una figura poderosa, llena de orgullo excesivo y exceso de confianza en sí misma, trata a los demás con insolencia y desprecio. A su vez, Owen (2006) establece que Hubris encuentra su expresión a través de la exageración de los prejuicios y el rechazo de la opinión de los colegas. Algunas investigaciones sugieren que no todo es malo cuando un líder padece de Hubris. Por ejemplo, Tang, Crossan y Rowe (2011) reconocen que los directores ejecutivos que lo padecen pueden ser vistos como los héroes o salvadores de las empresas, porque pueden ayudar a los equipos en el complicado proceso de toma de decisiones logrando que se lleven a cabo de manera eficiente y a tiempo. Chatterjee y Hambrick (2007) sugieren que los directores ejecutivos narcisistas favorecen un ambiente de dinamismo y grandiosidad, en lugar de ir estableciendo una estrategia o promover la estabilidad en la compañía. Como resultado, estos líderes tienden a obtener resultados extremos: grandes ganancias o pérdidas y un desempeño fluctuante en sus organizaciones.

Para Malmendier y Tate (2005) los directores ejecutivos que manifiestan el síndrome de Hubris podrían poner en peligro a las empresas ya que tienen una creencia inquebrantable de que son los mejores en beneficio de los accionistas, incluso cuando participan en actividades destructivas. Por otro lado, Li y Tang (2010) argumentan que estos directores ejecutivos tienden a tomar decisiones arriesgadas ya que sobreestiman su propia capacidad para resolver problemas o subestiman

los recursos y las incertidumbres. A esto añaden [Petit y Bollaert \(2012\)](#) que tales directores ejecutivos podrían tomar decisiones que no sean éticas ya que el síndrome de Hubris puede ser visto como el vicio del tirano. [Littlewood-Zimmerman y Bernal-García \(2016\)](#) sugieren que este tipo de personas tratan de saciar un deseo de ser más importantes o atractivos que los demás sintiéndose mejores y capaces de superar a otros.

Un común denominador en este fenómeno es el ansia de poder. Incluso, [Owen \(2008\)](#) señala que el poder es un prerrequisito del síndrome de Hubris y que cuando la persona ya no ostenta el poder, el síndrome normalmente remite. Uno de los factores externos clave para padecer el síndrome de Hubris, es precisamente ejercer un poder sustancial con restricciones mínimas durante el período en que se lo ejerce. [Cormier, Lapointe-Antunes y Magnan \(2016\)](#) argumentan que para que el poder de los líderes se convierta en Hubris se tiene que desarrollar cierta ceguera en su relación consigo mismo, con los demás y con el mundo. De esa combinación de elementos dependen las percepciones, las interpretaciones y las evaluaciones que el líder desarrollará bajo el síndrome de Hubris. [Sadler-Smith, Robinson, Akstinaite y Wray \(2018\)](#) señalan que en el ejercicio del poder por parte de los líderes de las organizaciones con frecuencia se genera una sensación de impotencia por parte de quienes sienten que no pueden influir en lo que está sucediendo. Incluso, es poco probable que los miembros de esa organización, aun creyendo que su líder está yendo demasiado lejos, se atrevan a desafiarlo.

Estilos de liderazgo

Si bien el denominador común es el poder, cada líder cuenta con características propias. Esto entonces nos lleva a considerar que, con base en

estas características, puede que esos líderes ejerzan el poder con diferentes estilos en sus lugares de trabajo. Los estilos de liderazgo más conocidos son: el liderazgo autoritario, el democrático y el pasivo. [Lin y Wu \(2018\)](#) sugieren que un buen líder asume diferentes estilos para ejercer su liderazgo, según las circunstancias, tiempos y situaciones. [Jiménez-Collante y Villanueva-Flores \(2018\)](#) indican que los líderes autoritarios se basan en su poder para obligar y persuadir a sus subalternos. Por otro lado, [Schuh, Zhang y Tian \(2013\)](#) señalan que los líderes autoritarios utilizan la diferencia que hay entre su poder y el de los demás para asegurar el dominio personal y centralizar el control ([Tsui, Wang, Xin, Zhang & Fu, 2004](#)). Respecto al líder democrático, [Fiaz et al. \(2017\)](#), señalan citando a [Bhatti et al.](#), que este estilo se centra más en las personas y que permite una mayor interacción dentro del grupo. Las funciones de liderazgo se comparten con los miembros del grupo y el líder es más parte del equipo. Con este estilo, se da de manera natural que las personas sean confiables, estén automotivadas y se sientan alentadas por las condiciones de la organización para fomentar el trabajo en equipo, un alto rendimiento y satisfacción ([Jones et al., 2016](#), citado en [Fiaz et al., 2017](#)). Finalmente, sobre el liderazgo pasivo, [Harold y Holtz \(2015\)](#) señalan que este estilo implica un patrón de inacción del líder. Normalmente evita tomar decisiones, descuida los problemas que surgen en el lugar de trabajo y falla a la hora de modelar o reforzar el comportamiento apropiado. Incluso puede hasta ignorar actos ilícitos que cometen los subordinados y no provee una presencia que evoque la norma para que los empleados cumplan las expectativas y se comporten.

Síndrome de Cronos

En relación con estos posibles escenarios, existe la probabilidad de que se desarrolle un fenómeno interesante que se podría dar en algunos líderes: el síndrome de Cronos. Flores-Sandí (2011) lo define como el miedo patológico que tiene una persona que ocupa un puesto superior a promover a sus subalternos por temor a ser desplazado o sustituido. Estas personas tienen una necesidad exagerada de mantenerse seguras en sus puestos y evitan que los subordinados crezcan o se desarrollen en el área de trabajo. Esta autora incluso señala que los directivos con este tipo de conductas, tarde o temprano ven realizados sus temores y evitan expresar sus emociones, exhibir sus carencias, hablar de sus temores y, por otro lado, ostentar cualquier manifestación de poder. Estos líderes elaboran explicaciones y excusas para justificar la ausencia de incrementos salariales, ascensos, traslados o cualquier otro tipo de mejora que acerque o iguale al subordinado a su superior.

Con base en lo expuesto, el presente trabajo tuvo como punto de partida los siguientes objetivos: (a) examinar las propiedades psicométricas de la escala de percepción del síndrome de Hubris (PSH-25); y (b) analizar la relación entre el síndrome de Hubris, el síndrome de Cronos y los estilos de liderazgo. A través de estos se analizaron las percepciones de los participantes acerca de la existencia del síndrome de Hubris y su relación con el síndrome de Cronos y los estilos de liderazgo.

Método

La presente investigación tuvo un diseño no experimental, transversal, instrumental y ex-

ploratorio-correlacional. La propuesta fue evaluada y aprobada por un Comité de Ética para la Investigación en Puerto Rico. Como parte de sus requisitos se entregó una hoja de consentimiento informado a cada participante. La selección de los participantes fue por disponibilidad, de tipo no probabilístico y el muestreo fue por conveniencia. Debido a que la etapa de recolección de datos se realizó durante la emergencia internacional relacionada con la COVID-19, todos los datos se recopilaban de manera virtual a través de la plataforma PsychData. Se recibió autorización para promocionar la investigación en las redes sociales de mayor uso al momento del estudio: Facebook, Twitter e Instagram.

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 298 trabajadores de Puerto Rico, de entre 21 y 64 años ($M = 35.48$, $DE = 11.75$). La muestra incluyó mayormente mujeres (80.2%), personas solteras (56.4%), heterosexuales (86.9%), pertenecientes a la religión católica (45.0%), latinos/hispanos (95.6%), en su mayoría universitarios (51.0%), con ingresos anuales entre \$0 y \$25,000 (44.3%), residentes del área metro de Puerto Rico (62.8%). En la Tabla 1 pueden observarse los datos sociodemográficos completos.

Instrumentos

En esta investigación se utilizaron cuatro instrumentos principales: una hoja de datos sociodemográficos, la Escala del Síndrome de Hubris, la Escala del Síndrome de Cronos y el Cuestionario de Estilos de Liderazgo. La hoja de datos sociodemográficos es un cuestionario en el que se

Tabla 1
Datos sociodemográficos.

	<i>f</i>	%			
<i>Sexo</i>			<i>Raza/Etnia</i>		
Mujer	239	80.2	Latino/Hispano	285	95.6
Hombre	59	19.8	Blanco Americano	6	2.0
			Otra (sin especificar)	7	2.3
<i>Estado civil</i>			<i>Preparación académica</i>		
Casado/a	81	27.2	Escuela Superior	18	6.0
Soltero/a	168	56.4	Bachillerato	152	51.0
Divorciado/a	30	10.1	Maestría	85	28.5
Viudo/a	1	0.3	Doctorado	21	7.0
Otro (conviviendo)	18	6.0	Post Doctorado	1	0.3
			Otro (grado asociado)	21	7.0
<i>Orientación sexual</i>			<i>Ingreso anual aproximado</i>		
Heterosexual	259	86.9	\$0 a \$25,000	132	44.3
Gay	14	4.7	\$26,000 a \$50,000	107	35.9
Lesbiana	7	2.3	\$51,000 a \$100,000	37	12.4
Bisexual	15	5.0	\$101,000 o más	22	7.4
Otro (pansexual)	3	1.0			
<i>Creencia religiosa</i>			<i>Área de residencia</i>		
Católico/a	134	45.0	Metro	187	62.8
Cristiano/a protestante	73	24.5	Norte	33	11.1
Judío	2	0.7	Sur	21	7.0
Budista	1	0.3	Este	29	9.7
Ateo/Agnóstico	24	8.1	Oeste	11	3.7
Ninguna	53	17.8	Central	17	5.7
Otro (espiritista, testigo de Jehová)	11	3.7			

Nota. *f* = frecuencia.

les solicitaba a los participantes información relacionada a su edad, género, nivel socioeconómico, estado civil, religión, orientación sexual, raza/etnia, preparación académica, trabajo en alguna empresa en Puerto Rico y zona de residencia.

Síndrome de Hubris. La Escala de Percepción del Síndrome de Hubris (PSH-25) es un instrumento desarrollado por los investigadores principales de este estudio. Su propósito es determinar si los participantes reconocen en sus líderes actuales las

características del síndrome de Hubris. La escala cuenta con 25 reactivos y se responde mediante respuestas de tipo escala Likert (1 = *Nunca*, 2 = *Casi nunca*, 3 = *A veces*, 4 = *Casi siempre* y 5 = *Siempre*). Las propiedades psicométricas de esta escala se discuten en los resultados.

Síndrome de Cronos. La Escala de Percepción del Síndrome de Cronos fue diseñada por Mercado et al. (2020), y mide la percepción que tienen los empleados del síndrome de Cronos en sus je-

fes actuales. Cuenta con 13 reactivos y se responde con una escala tipo Likert de cuatro puntos (1 = *Totalmente en desacuerdo*, 2 = *En desacuerdo*, 3 = *De acuerdo* y 4 = *Totalmente de acuerdo*). Los resultados obtenidos demuestran que la escala posee una estructura factorial de dos factores donde el Factor 1 es *control* ($\alpha = .92$) y el Factor 2 es *miedo* ($\alpha = .90$), con propiedades psicométricas adecuadas. La escala posee un coeficiente alfa de Cronbach de .95.

Estilos de Liderazgo. El Cuestionario de Estilos de Liderazgo (CELID-S) fue diseñado por Castro-Solano, Nader y Casullo (2004) y se deriva de la prueba Multifactor Leadership Questionnaire (MLQ, Bass & Avolio, 1995, citado en Castro-Solano et al. 2004). Evalúa los estilos de liderazgo predominantes y las dimensiones que lo componen. Consta de 34 reactivos y se responde mediante una escala tipo Likert de cinco puntos (1 = *Totalmente en desacuerdo*, 2 = *En desacuerdo*, 3 = *Ni de acuerdo ni en desacuerdo*, 4 = *De acuerdo* y 5 = *Totalmente de acuerdo*). El instrumento cuenta con tres factores: el primer factor es el *liderazgo transformacional* ($\alpha = .97$), compuesto por carisma ($\alpha = .93$), estimulación intelectual ($\alpha = .92$), inspiración ($\alpha = .91$) y consideración ($\alpha = .79$). El segundo factor es el *liderazgo transaccional* ($\alpha = .83$), compuesto por recompensa contingente ($\alpha = .77$) y dirección por excepción ($\alpha = .77$). Finalmente, el tercer factor es *laissez faire* ($\alpha = .71$).

Análisis de datos

Se utilizó el programa IBM SPSS Statistics (IBM Corp., 2019) para el análisis de los datos. Se realizó un análisis factorial exploratorio para la Escala del Síndrome de Hubris con una ex-

tracción de principal axis factoring (PAF) y una rotación oblimin directa. Se estimó que el tamaño de la muestra era adecuado en relación con la cantidad de reactivos de la escala mediante la prueba KMO (Keiser-Meyer-Olkin) y el test de esfericidad de Bartlett. La prueba de KMO debe tener un valor de .50 o más para considerarse adecuada, mientras que la prueba de esfericidad de Bartlett debe ser estadísticamente significativa ($p < .05$; Field, 2018). Estos parámetros se cumplieron en el análisis adecuadamente. Como criterio de eliminación de reactivos en el análisis factorial exploratorio se estableció que todo reactivo que compartiera carga factorial, que no estuviera clasificado dentro de algún factor y que tuviera cargas negativas sería eliminado. Como parte de los análisis psicométricos, se examinó la consistencia interna y la discriminación de los reactivos para la Escala de Percepción del Síndrome de Hubris (PSH-25), así como para el Cuestionario de Estilos de Liderazgo (CELID-S) y la Escala del Síndrome de Cronos. Finalmente, se realizó un análisis de correlación producto-momento de Pearson entre las dimensiones del síndrome de Hubris, el liderazgo transformacional, el liderazgo transaccional, el liderazgo *laissez faire*, y el síndrome de Cronos.

Resultados

Propiedades psicométricas

Para examinar las propiedades psicométricas de la Escala del Síndrome de Hubris se realizó un análisis factorial exploratorio. En la primera fase del análisis se identificaron seis factores que explicaban un 70.08% de la varianza. Sin embargo, se tuvieron que eliminar varios reactivos (4, 5, 11, 19, 22, 24, 26, 27, 43) porque compartían carga factorial con otros factores. En la segunda fase del análisis se identificaron cinco facto-

res, que explicaban un 68.64% de la varianza del constructo. En esta fase se tuvieron que eliminar otros reactivos (7, 14, 20) porque compartían carga factorial con otros factores. En la tercera fase se identificaron cinco factores, que explicaban un 69.65% de la varianza. Para esta fase solo se eliminó el reactivo 6 porque compartía carga factorial con el Factor 1 y con el 4. En la cuarta fase se identificaron nuevamente cinco factores, que explicaban un 69.63% de la varianza. En esta fase se eliminó el reactivo 10 por compartir carga factorial. En la quinta fase se identificaron cinco factores, que explicaban un 69.75% de la varianza. En esta fase, se eliminó el reactivo 29 porque presentaba una carga factorial negativa. En la sexta fase se identificaron cuatro factores, que explicaban un 67.54% de la varianza, pero fue necesario eliminar el reactivo 30 porque tenía una carga factorial negativa. En la séptima fase se mantuvieron cuatro factores, que explicaban un 69.40% de la varianza, y se eliminó el reactivo 13 porque no presentó cargas en ninguno de los factores. Finalmente, en la octava fase no fue necesario eliminar más reactivos y se obtuvo una escala con una estructura factorial de cuatro factores, que explicaban un 69.88% de la varianza.

Los factores quedaron conformados por los siguientes reactivos: El Factor 1, compuesto por los reactivos 2, 3, 9, 17, 25, 39, 40, 41 y 42 referidos al narcisismo y a la autoexaltación. El Factor 2, compuesto por los reactivos 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37 y 38 enfocados en la consideración y amabilidad con los empleados. El Factor 3 quedó compuesto solamente por los reactivos 15 y 16, reactivos de aislamiento referidos a la situación del jefe que se aleja de sus compañeros de trabajo. Finalmente, el Factor 4 estuvo compuesto por los reactivos 8, 12, 18, 21, 23 y 28, reactivos referidos a no tener que rendirle cuentas a nadie sobre las propias acciones y decisiones, sin mostrar arrepentimiento.

Consistencia interna y discriminación

Para los factores de la Escala del Síndrome de Hubris se estimaron los coeficientes de consistencia interna y los índices de discriminación para cada factor. El Factor 1 tuvo buenos índices de discriminación, que fluctuaron entre .68 y .83, logrando un coeficiente alfa de Cronbach excelente de .94. El Factor 2 obtuvo índices de discriminación entre .56 y .89, alcanzando un coeficiente alfa de Cronbach de .94. El Factor 3 logró índices de discriminación de .84 para sus dos reactivos, y un coeficiente alfa de Cronbach de .91. Y el Factor 4 obtuvo índices de discriminación entre .49 y .73, con un coeficiente alfa de Cronbach de .85.

Correlaciones

Se examinó la relación entre los factores del síndrome de Hubris, los estilos de liderazgo (transformacional, transaccional y *laissez faire*) y el síndrome de Cronos mediante la correlación de Pearson. Todas las correlaciones fueron significativas, excepto la relación entre *laissez faire* y liderazgo transaccional. Las relaciones entre los propios factores del síndrome de Hubris fueron positivas (entre *moderada alta* y *alta*) y estadísticamente significativas. Las relaciones entre los factores del síndrome de Hubris y el liderazgo transformacional fueron negativas (entre *moderada alta* y *alta*) y estadísticamente significativas. De forma similar se observó la relación entre los factores del síndrome de Hubris y el liderazgo transaccional, la cual obtuvo relaciones negativas (*moderadas bajas*) y estadísticamente significativas. Por otro lado, la relación entre los factores del síndrome de Hubris y el liderazgo de estilo *laissez faire* fue positiva (entre *moderada baja* y *moderada alta*) y estadísticamente significati-

va. Finalmente, la relación entre los factores del síndrome de Hubris y el síndrome de Cronos fue positiva (entre *moderada baja* y *moderada alta*) y estadísticamente significativa. En la Tabla 2 se presentan los detalles de estas correlaciones.

Discusión

La lucha del ser humano por mantener el poder ha estado presente desde el inicio de la humanidad y sigue hasta nuestros días. Este fenómeno impacta en todos los ámbitos de las relaciones interpersonales, particularmente, en los lugares de trabajo. Esta investigación tuvo como objetivo analizar las percepciones de los participantes de la presencia en sus líderes del síndrome de Hubris y su relación con el síndrome de Cronos y con los estilos de liderazgo, con el fin de (a) examinar las

propiedades psicométricas de la Escala de Percepción del Síndrome de Hubris (PSH-25); y (b) analizar la relación entre el síndrome de Hubris, el síndrome de Cronos y los estilos de liderazgo.

Los resultados de los análisis permitieron arribar a una Escala de Percepción del Síndrome de Hubris con un total de 25 reactivos que, bajo una estructura factorial, se englobaron en cuatro factores: (1) aspecto narcisista y exaltación de la autoimagen ($\alpha = .94$), (2) trato y consideración hacia sus subordinados ($\alpha = .94$), (3) cercanía o aislamiento del líder respecto a sus subordinados ($\alpha = .91$) y (4) sentimiento de grandiosidad del líder ($\alpha = .85$). Todos los factores contaron con evidencia de propiedades psicométricas adecuadas.

Según la literatura consultada, no se encontró ningún estudio con el que se pudieran comparar los resultados de esta investigación. Sin embargo, los cuatro factores identificados coinciden

Tabla 2
Correlaciones.

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Hubris: F1	(.94)							
2. Hubris: F2	.570**	(.94)						
3. Hubris: F3	.555**	.388**	(.91)					
4. Hubris: F4	.746**	.503**	.525**	(.85)				
5. Transformacional	-.639**	-.746**	-.528**	-.583**	(.97)			
6. Transaccional	-.386**	-.387**	-.309**	-.348**	.587**	(.83)		
7. <i>Laissez Faire</i>	.262**	.557**	.324**	.245**	-.531**	-.022 ^{ns}	(.71)	
8. Síndrome de Cronos	.639**	.615**	.492**	.539**	-.741**	-.414**	.469**	(.95)

Nota. ** $p < .001$; ns: no significativo. Los valores dentro de los paréntesis representan el alfa de Cronbach de cada una de las medidas.

plenamente con las teorías y los criterios establecidos por los investigadores y autores citados.

El primer factor: *narcisismo y exaltación de la autoimagen*, se refiere a cuando el líder solamente habla de sí mismo y de sus logros, le preocupa su imagen, tiene excesiva confianza en sí mismo, busca que su opinión predomine y busca mantenerse en el poder. El segundo factor: *trato y consideración con sus subordinados*, se refiere a cuando el líder no reconoce el esfuerzo de los demás, es interesado, no toma en consideración a los demás, no es empático, no es amable, es impulsivo y no consulta antes de tomar decisiones. El tercer factor: *aislamiento con respecto a sus subordinados*, se refiere a cuando el líder está la mayoría del tiempo aislado de sus compañeros por temor a que puedan robarle sus ideas o porque les considera inferiores. El cuarto factor: *sentimiento de grandiosidad del líder*, se refiere a que los líderes son personas que tienden a hablar de sí mismos en tercera persona, que sienten que solo tienen que rendirle cuentas a Dios o a la historia, ignoran los protocolos a la hora de formular políticas en las empresas, se sienten invencibles y muchas veces no muestran remordimiento por sus decisiones. Estos factores pueden ser corroborados en Owen (2008), quien desarrolla y propone los criterios para determinar si una persona padece de síndrome de Hubris. Esos componentes reflejan que estos líderes son en su mayoría narcisistas, y ven todo como una oportunidad para engrandecerse y buscar protagonismo. A su vez, al no reconocer el esfuerzo de los demás, se aíslan a modo de autoprotección y sienten una grandiosidad que para ellos justifica estar por encima del resto.

Owen y Davidson (2009) señalan además que, aunque los líderes que padecen Hubris pueden tener unas características que podrían ser positivas, ellos son impetuosos, se alejan de los demás, son irrespetuosos, impulsivos y no tienen

atención al detalle. No obstante, el mismo Owen (2008) señala que existen líderes que pueden evitar sucumbir ante el síndrome Hubris al mantenerse modestos, consultar a su equipo, reconocer los controles y respetar el equilibrio organizacional.

Por otro lado, los factores del síndrome de Hubris correlacionaron positivamente con el síndrome de Cronos y el estilo de liderazgo transaccional. Esto contrasta con los estilos de liderazgo transformacional y *laissez faire*, que son estilos más cercanos a los subordinados y que buscan la integración. Sudha y Shahnawaz (2020) señalaron que el narcisismo se relaciona de manera negativa y significativa con el desempeño de tareas y el trabajo en equipo. Por lo tanto, las personas narcisistas a menudo se desempeñan pobremente en sus áreas de trabajo. Además, estos líderes son considerados problemáticos para las organizaciones y pueden incluso ocasionar pérdidas en ellas. Por otro lado, Chan, Huang, Snape y Lam (2013) sugieren que las empresas deben proveer oportunidades de capacitación a los líderes que presentan estilos de liderazgo autoritarios para ayudarles a modificar tal conducta y ser más benevolentes, ya que si se mantienen tales conductas se afecta el desempeño y la moral de los empleados.

La presente investigación aporta a la comunidad científica y a la comunidad en general un instrumento capaz de medir el síndrome de Hubris desde la perspectiva de los subordinados. El mismo cuenta con evidencia de propiedades psicométricas adecuadas y, además, sirve para llenar un vacío, ya que hasta el momento, las investigaciones solo se han enfocado en la perspectiva de los líderes y en los efectos positivos o negativos de sus comportamientos en las empresas y dejan fuera los efectos sobre las relaciones interpersonales.

A nivel práctico, este instrumento desarrollado para medir la percepción del síndrome de Hubris desde la óptica de los subordinados puede

abrir paso a nuevas investigaciones y ser base para el impulso de herramientas, estrategias, capacitaciones, protocolos y guías que estimulen buenos estilos de liderazgo y promuevan la integración de todos los individuos en los lugares de trabajo.

Entre algunas limitaciones que pudimos identificar para este trabajo se encuentran: el tipo de muestreo, que fue por conveniencia; la recopilación de datos, que fue totalmente en línea y durante la emergencia internacional creada por la pandemia de la COVID-19; el análisis de datos, que incluyó solamente análisis factoriales exploratorios y no se pudo llegar a una fase confirmatoria. Por otra parte, no existen estudios o investigaciones relacionadas desde el punto de vista de los trabajadores. La mayoría de las investigaciones previas se enfocan en el desempeño de los líderes con síndrome de Hubris y su efecto positivo o negativo en las empresas a nivel de logros monetarios, alianzas o ventas; pero no consideran el impacto a nivel humano que provoca este tipo de comportamiento. Otra limitación es que, si bien, este síndrome es una conducta visible que los trabajadores pueden llegar a identificar en sus líderes y varios autores lo han investigado, todavía no cuenta con un reconocimiento oficial por las entidades competentes. Por último, este estudio se basa en la percepción y las observaciones de los participantes sobre el comportamiento de sus líderes, por lo que su interpretación se limita a la subjetividad del participante y no necesariamente permite que se puedan generalizar los resultados.

Sin embargo, aún con estas limitaciones, el estudio cuenta con fortalezas y brinda un espacio para futuras investigaciones sobre el síndrome de Hubris en otros ambientes como la política, las escuelas, las organizaciones y las entidades públicas, privadas o religiosas, como así también, dentro de una misma organización. Esto último ayudaría a superar la limitación de la subjetividad, ya que si los trabajadores de un mismo lugar, bajo un

mismo líder, pudiesen reconocer la conducta de su superior, se podría validar la misma entre múltiples participantes de una sola organización. Se recomienda también tomar una muestra representativa, trabajar en la adaptación del instrumento a otras culturas o países y considerar hacer estudios longitudinales. Por último, se sugiere incluir este instrumento como parte de estudios o capacitaciones relacionadas a los estilos de liderazgo.

Conclusión

El afán de poder es tan antiguo como el ser humano mismo y siendo este rasgo de personalidad uno tan marcado, es de esperarse que esté presente en las interacciones cotidianas de las personas. Ciertas de estas características se desarrollan más en unas personas que en otras, y por eso es tan importante estudiar el síndrome de Hubris. Es un fenómeno que está presente en empresas, agencias y organizaciones gubernamentales y privadas, donde directores, gerentes o líderes no temen tomar decisiones con tal de alcanzar lo que anhelan o se proponen. Hoy con más razón hay que investigar cómo estas personas afectan a sus subordinados creando situaciones incómodas, lugares de trabajo inestables, inseguros y tóxicos.

Esperamos que esta investigación inspire la consideración de la perspectiva del subordinado, porque para lograr el éxito de cualquier empresa u organización se debe considerar a todas las personas que la componen. En esta investigación se aporta un instrumento con buenas propiedades psicométricas para evaluar la percepción que tienen los empleados subordinados de su supervisor en cuanto a comportamientos relacionados al síndrome de Hubris. Con esto abrimos paso a que se desarrollen más investigaciones desde la perspectiva del subordinado.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5^a ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Association. doi: [10.1176/appi.books.9780890425596](https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596)
- American Psychological Association. (s. f.). En APA Dictionary of Psychology. Recuperado en junio de 2020, de <https://dictionary.apa.org>
- Castro-Solano, A., Nader, M., & Casullo, M. M. (2004). La evaluación de los estilos de liderazgo en población civil y militar argentina. *Revista de Psicología*, 22(1), 63-88. doi: [10.18800/psico.200401.004](https://doi.org/10.18800/psico.200401.004)
- Chan, S. C. H., Huang, X., Snape, E., & Lam, C. K. (2013). The Janus face of paternalistic leaders: Authoritarianism, benevolence, subordinates' organization-based self-esteem, and performance. *Journal of Organizational Behavior*, 34(1), 108-128. doi: [10.1002/job.1797](https://doi.org/10.1002/job.1797)
- Chatterjee, A., & Hambrick, D. C. (2007). It is all about me: Narcissistic chief executive officers and their effects on company strategy and performance. *Administrative Science Quarterly*, 52(3), 351-386. doi: [10.2189/asqu.52.3.351](https://doi.org/10.2189/asqu.52.3.351)
- Chatterjee, A., & Pollock, T. G. (2017). Master of puppets: How narcissistic C.E.O. construct their professional worlds. *The Academy of Management Review*, 42(4), 703-725. doi: [10.5465/amr.2015.0224](https://doi.org/10.5465/amr.2015.0224)
- Claxton, G., Owen, D., & Sadler-Smith, E. (2015). Hubris in leadership: A peril of unbridled intuition? *Leadership*, 11(1), 57-78. doi: [10.1177/1742715013511482](https://doi.org/10.1177/1742715013511482)
- Cormier, D., Lapointe-Antunes, P., & Magnan, M. (2016). CEO power and CEO hubris: A prelude to financial misreporting? *Management Decision*, 54(2), 522-554. doi: [10.1108/MD-04-2015-0122](https://doi.org/10.1108/MD-04-2015-0122)
- Cragun, O. R., Olsen, K. J., & Wright, P. M. (2020). Making CEO narcissism research great: A Review and meta-analysis of CEO narcissism. *Journal of Management*, 46(6), 908-936. doi: [10.1177/0149206319892678](https://doi.org/10.1177/0149206319892678)
- Dashineau, S. C., Edershile, E. A., Simms, L. J., & Wright, A. G. C. (2019). Pathological narcissism and psychosocial functioning. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 10(5), 473-478. doi: [10.1037/per0000347](https://doi.org/10.1037/per0000347)
- Desrumaux, P., Machado, T., Vallery, G., & Michel, L. (2016). Bullying of the manager and employees' pro-social or antisocial behaviors: Impacts on equity, responsibility judgments, and witnesses' help-giving. *Negotiation and Conflict Management Research*, 9(1), 44-59. doi: [10.1111/ncmr.12064](https://doi.org/10.1111/ncmr.12064)
- Eckhaus, E., & Sheaffer, Z. (2018). Managerial hubris detection: The case of Enron. *Risk Management*, 20, 304-325. doi: [10.1057/s41283-018-0037-0](https://doi.org/10.1057/s41283-018-0037-0)
- Fiaz, M., Su, Q., Amir, I., & Saqib, A. (2017). Leadership styles and employees' motivation: Perspective from an emerging economy. *The Journal of Developing Areas*, 51(4), 143-156. doi: [10.1353/jda.2017.0093](https://doi.org/10.1353/jda.2017.0093)
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (5^a ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Flores-Sandí, G. (2011). Síndrome de Cronos. *Acta Médica Costarricense*, 53(3), 121-128. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=43419242003>
- Ham, C., Seybert, N., & Wang, S. (2018). Narcissism is a bad sign: CEO signature size, investment, and performance. *Review of Accounting Studies*, 23(1), 234-264. doi: [10.1007/s11142-017-9427-x](https://doi.org/10.1007/s11142-017-9427-x)
- Harold, C. M., & Holtz, B. C. (2015). The effects of passive leadership on workplace incivility. *Journal of Organizational Behavior*, 36(1), 16-38. doi: [10.1002/job.1926](https://doi.org/10.1002/job.1926)
- Hayward, M. L. A., & Hambrick, D. C. (1997). Explaining the premiums paid for large acquisitions: Evidence of CEO Hubris. *Administrative Science Quarterly*, 42(1), 103-127. doi: [10.2307/2393810](https://doi.org/10.2307/2393810)
- IBM Corporation. (2019). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 26.0 [Software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Ingersoll, A. R., Glass, C., Cook, A., & Olsen, K. J. (2019). Power, status and expectations: How narcissism manifests among women CEOs. *Journal of Business*

- Ethics*, 158(4), 893-907. doi: [10.1007/s10551-017-3730-0](https://doi.org/10.1007/s10551-017-3730-0)
- Jiménez-Collante, A., & Villanueva-Flores, M. (2018). Los estilos de liderazgo y su influencia en la organización: Estudio de casos en el Campo de Gibraltar. *Gestión Joven*, 18, 183-195. Recuperado de <http://elcriterio.com>
- Li, J., & Tang, Y. (2010). CEO Hubris and firm risk taking in China: The moderating role of managerial discretion. *Academy of Management Journal*, 53(1), 45-68. doi: [10.5465/AMJ.2010.48036912](https://doi.org/10.5465/AMJ.2010.48036912)
- Li, J., & Tang, Y. (2013). The social influence of executive hubris: Cross-cultural comparison and indigenous factors. *Management International Review*, 53(1), 83-107. doi: [10.1007/s11575-012-0164-x](https://doi.org/10.1007/s11575-012-0164-x)
- Lin, Y., & Wu, J. (2018). A study of the effects of leadership styles on innovation management and organizational innovation in environmental protection industry. *Ekoloji*, 27(106), 771-777. Recuperado de <http://www.ekolojidergisi.com>
- Littlewood-Zimmerman, H. F., & Bernal-García, E. R. (2016). El perfil de la soberbia en el trabajo. *Revista de Investigación en Ciencias Contables y Administrativas*, 1(2), 178-195. Recuperado de <https://ricca.umich.mx/index.php/ricca/article/view/20/43>
- Malmendier, U., & Tate, G. (2005). Does overconfidence affect corporate investment? CEO overconfidence measures revisited. *European Financial Management*, 11(5), 649-659. doi: [10.1111/j.1354-7798.2005.00302.x](https://doi.org/10.1111/j.1354-7798.2005.00302.x)
- Mercado, U., Rosario-Rodríguez, A., Fuentes-Sumaza, A., Cruz-Félix, A. (2020). Desarrollo y validación de la escala de percepción del síndrome de Cronos en una muestra de empleados en Puerto Rico. *Revista Caribeña de Psicología*. 4(3), 272-280. doi: [10.37226/rcp.v4i3.3445](https://doi.org/10.37226/rcp.v4i3.3445)
- Merriam-Webster. (s.f.). Hubris. En Merriam-Webster.com dictionary. Recuperado en junio de 2020, de <https://www.merriam-webster.com/dictionary/hubris>
- Mulder, R., Pouwelse, M., Lodewijkx, H., Bos, A. E. R., & Van Dam, K. (2016). Predictors of antisocial and prosocial behavior of bystanders in workplace mobbing. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 26(3), 207-220. doi: [10.1002/casp.2244](https://doi.org/10.1002/casp.2244)
- Oesterle, M. J., Elosge, C., & Elosge, L. (2016). Me, myself, and I: The role of CEO narcissism in internationalization decisions. *International Business Review*, 25(5), 1114-1123. doi: [10.1016/j.ibusrev.2016.02.001](https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2016.02.001)
- Owen, D. (2006). Hubris and nemesis in heads of government. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 99(11), 548-551. doi: [10.1177/014107680609901110](https://doi.org/10.1177/014107680609901110)
- Owen, D. (2008). Hubris syndrome. *Clinical Medicine Journal*, 8(4), 428-432. doi: [10.7861/clinmedicine.8-4-428](https://doi.org/10.7861/clinmedicine.8-4-428)
- Owen, D., & Davidson, J. (2009). Hubris syndrome: An acquired personality disorder? A study of US presidents and UK prime ministers over the last 100 years. *Brain*, 132(5), 1396-1406. doi: [10.1093/brain/awp008](https://doi.org/10.1093/brain/awp008)
- Petit, V., & Bollaert, H. (2012). Flying too close to the sun? Hubris among CEOs and how to prevent it. *Journal of Business Ethics*, 108(3), 265-283. doi: [10.1007/s10551-011-1097-1](https://doi.org/10.1007/s10551-011-1097-1)
- Picone, P. M., Dagnino, G. B., & Minà, A. (2014). The origin of failure: A multidisciplinary appraisal of the Hubris hypothesis and proposed research agenda. *Academy of Management Perspectives*, 28(4), 447-468. doi: [10.5465/amp.2012.0177](https://doi.org/10.5465/amp.2012.0177)
- Ramos, V., Jordão, F., & Morais, T. (2012). Desarrollo y validación del Inventario para Medir la Articulación entre la Persona y la Organización (Inventario APO). *Revista Evaluar*, 12(1), 60-82. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Rodas-Tobar, M., & Carchi-Arias, J. A. (2014). *Estudio comparativo de los estilos de liderazgo y la percepción de los seguidores. Caso Empresa Industrial INDUGLOB* (Tesis de maestría, Universidad del Azuay). Recuperado de <http://dspace.uazuay.edu.ec/handle/datos/3721>
- Sadler-Smith, E., Robinson, G., Akstinaite, V., & Wray, T. (2018). Hubristic leadership: Understanding the hazard and mitigating the risks. *Organizational Dyna-*

- mics*, 48(2), 8-18. doi: [10.1016/j.orgdyn.2018.05.007](https://doi.org/10.1016/j.orgdyn.2018.05.007)
- Schuh, S. C., Zhang, X., & Tian, P. (2013). For the good or the bad? Interactive effects of transformational leadership with moral and authoritarian leadership behaviors. *Journal of Business Ethics*, 116(3), 629-640. doi: [10.1007/s10551-012-1486-0](https://doi.org/10.1007/s10551-012-1486-0)
- Struthers, C. W., Miller, D. L., Boudens, C. J., & Briggs, G. L. (2001). Effects of causal attributions on coworker interactions: A social motivation perspective. *Basic and Applied Social Psychology*, 23(3), 169-181. doi: [10.1207/S15324834BASP2303_3](https://doi.org/10.1207/S15324834BASP2303_3)
- Sudha, K. S., & Shahnawaz, M. G. (2020). Narcissism personality trait and performance: Task-oriented leadership and authoritarian styles as mediators. *Leadership & Organization Development Journal*, 41(2), 280-293. doi: [10.1108/LODJ-09-2019-0399](https://doi.org/10.1108/LODJ-09-2019-0399)
- Tang, J., Crossan, M., & Rowe, W. G. (2011). Dominant CEO, deviant strategy, and extreme performance: The moderating role of a powerful board. *Journal of Management Studies*, 48(7), 1479-1503. doi: [10.1111/j.1467-6486.2010.00985.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.2010.00985.x)
- Tokarev, A., Phillips, A. R., Hughes, D. J., & Irwing, P. (2017). Leader dark traits, workplace bullying, and employee depression: Exploring mediation and the role of the dark core. *Journal of Abnormal Psychology*, 126(7), 911-920. doi: [10.1037/abn0000299](https://doi.org/10.1037/abn0000299)
- Tsui, A. S., Wang, H., Xin, K., Zhang, L., & Fu, P. P. (2004). Let a Thousand Flowers Bloom: Variation of leadership styles among Chinese CEOs. *Organizational Dynamics*, 33(1), 5-20. Recuperado de <https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.orgdyn.2003.11.002>
- Zhang, H., Ou, A. Y., Tsui, A. S., & Wang, H. (2017). CEO humility, narcissism, and firm innovation: A paradox perspective on CEO traits. *The Leadership Quarterly*, 28(5), 585-604. doi: [10.1016/j.leaqua.2017.01.003](https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2017.01.003)

Propiedades psicométricas del Hopkins Symptom Checklist (HSCL-11) en Argentina: Un instrumento para monitoreo y feedback en psicoterapia

Psychometric Properties of the Hopkins Symptom Checklist (HSCL-11) in Argentina: An instrument for monitoring and feedback in Psychotherapy

Juan Martín Gómez-Penedo ^{*1,2}, Malenka Areas ^{1,2}, Rocío Manubens ¹, Anna Babl ⁴, Laura Challú ³, Santiago Juan ¹, Roberto Muiños ¹, Javier Fernández-Álvarez ^{5,6}, Nicolás Alalú ¹, Andrés Roussos ^{1,2}, Wolfgang Lutz ⁷, Martin grosse-Holtforth ^{4,8}

1 - Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina. 2 - CONICET, Buenos Aires, Argentina.

3 - Universidad de Belgrano, Buenos Aires, Argentina. 4 - Universität Bern, Berna, Suiza.

5 - Fundación Aiglé, Buenos Aires, Argentina. 6 - Universitat Jaume I, Castellón de la Plana, España.

7 - University of Trier, Tréveris, Alemania. 8 - Universitätsspital Insel, Berna, Suiza.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 23/10/2020 Revisado: 22/12/2020 Aceptado: 11/01/2021

Resumen

No se han encontrado instrumentos breves válidos en Argentina para monitorear sintomatología psicológica en psicoterapia. Este trabajo presenta la adaptación argentina del Hopkins Symptoms Checklist (HSCL-11) y estudia sus propiedades psicométricas. Una muestra de 356 participantes completó la adaptación del HSCL-11 junto con medidas de depresión, ansiedad y bienestar. Se computaron el coeficiente alfa de Cronbach y correlaciones ítem-total corregidas. Se realizó un análisis factorial confirmatorio, se estudiaron sus correlaciones con las otras medidas y se analizaron las diferencias en HSCL-11 entre pacientes y no pacientes de terapia. Se observaron evidencias de adecuada consistencia interna y homogeneidad de ítems, así como también de validez de constructo, validez concurrente y validez de criterio. Los resultados mostraron evidencias de confiabilidad y validez de la versión argentina del HSCL-11, sugiriendo que podría representar un instrumento valioso para la evaluación y el tratamiento de patologías mentales en el país.

Palabras clave: Hopkins Symptom Checklist versión argentina, propiedades psicométricas, validez, confiabilidad, sintomatología psiquiátrica, ansiedad, depresión, monitoreo de psicoterapias

Abstract

We failed to find brief instruments validated in Argentina to explore and monitor psychological symptoms from psychotherapy patients. This paper presents the Argentinian adaptation of the Hopkins Symptoms Checklist (HSCL-11) and analyzes its psychometric properties. A sample of 356 participants completed the HSCL-11 adaptation, along with other measures of depression, anxiety, and well-being. We analyzed Cronbach's alpha and item-total correlations adjusted. We ran confirmatory factor analysis, correlations among the measures, and examined differences in HSCL-11 between subjects who were psychotherapy patients and those who were not. We found evidence of adequate internal consistency and item homogeneity, as well as construct validity, concurrent validity, and criterion validity. Results showed evidence of reliability and validity for the HSCL-11 Argentinian adaptation, suggesting that it might represent a meaningful resource for the evaluation and treatment of mental disorders in Argentina.

Keywords: Hopkins Symptom Check-Lists Argentine version, psychometric properties, validity, reliability, psychiatric symptomatology, anxiety, depression, psychotherapy monitoring

* **Correspondencia a:** Juan Martín Gómez Penedo. Lavalle 2353, Buenos Aires, Argentina. Teléfono: +54 9 11 6525 7053. E-mail: jmgomezpenedo@gmail.com

Cómo citar este artículo: Gómez-Penedo, J. M., Areas, M., Manubens, R., Babl, A., Challú, L., Juan, S., ... grosse-Holtforth, M. (2021). Propiedades psicométricas del Hopkins Symptom Check-Lists (HSCL-11) en Argentina: Un instrumento para monitoreo y feedback en psicoterapia. *Revista Evaluar*, 21(2), 33-47. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Nota de autor: Este proyecto fue financiado con un 2020 Seed Money Grant, otorgado por la Leading House for the Latin American Region del Centro Latinoamericano-Suizo de la Universität St. Gallen (Suiza). Los Investigadores principales del proyecto fueron Dr. Juan Martín Gómez Penedo y Dr. Martin grosse Holtforth.

Participaron en la edición de este artículo: Julian Narvaja, Carolina Liendo, Eugenia Maiorana, Alicia Molinari, Juan Cruz Balverdi, Florencia Ruiz, Ricardo Hernández.

Introducción

En los últimos años se ha observado en el campo de la psicoterapia un interés creciente por el monitoreo regular de los resultados de los tratamientos y por la utilización de esta información para proveer *feedback* a los terapeutas (Boswell, Constantino, Kraus, Bugatti, & Oswald, 2016; Emmelkamp et al., 2014; Lutz, Rubel, Schwartz, Schilling, & Deisenhofer, 2019). Recabar dicha información y transmitirla a los terapeutas en tiempo real permite tener un seguimiento de la evolución terapéutica de cada paciente, identificando, por ejemplo: (i) casos que han mejorado significativamente a partir de la terapia, (ii) casos que han presentado una respuesta menor a la esperada y (iii) casos que se han deteriorado, empeorando su condición clínica a partir del tratamiento (Lambert, 2013). Además de evaluar la evolución de los pacientes, estos instrumentos de seguimiento podrían permitir identificar marcadores de riesgo en vivo que deberían ser inmediatamente abordados, como es el caso de la ideación suicida (Lutz et al., 2019). Al contar con esta información, los terapeutas pueden implementar intervenciones específicas y adaptaciones de los tratamientos en función de las necesidades específicas de los pacientes, orientadas a optimizar los abordajes y sus resultados (Constantino, Coyne, & Muir, 2020).

Para poder realizar un seguimiento regular de la evolución clínica de los pacientes es necesario contar con instrumentos que sean robustos psicométricamente. Al mismo tiempo, es importante que sean instrumentos sencillos y rápidos de completar, de modo que reduzcan la carga de tiempo y esfuerzo sobre los pacientes, y permitan su administración de forma rutinaria (por ejemplo, sesión a sesión).

Existen diferentes instrumentos que permiten medir sintomatología psicológica y resultados

en psicoterapia. En Iberoamérica algunos de ellos han sido traducidos al español y validados localmente, mostrando adecuadas propiedades psicométricas. Uno de los ejemplos más difundidos es el del Outcome Questionnaire (OQ-45; Lambert et al., 1996; Lara, Cruz, Vacarezza, Florenzano, & Trapp, 2008), cuyo uso en países como Chile y Argentina es frecuente (p. ej., Barros et al., 2020; Gómez-Penedo, Zilcha-Mano, & Roussos, 2019; Roussos, Gómez-Penedo, & Muiños, 2018; Zilcha-Mano & Errázuriz, 2015). Dicho cuestionario se presenta como una medida psicométricamente rigurosa, que abarca los motivos de consulta más comunes de las personas que solicitan psicoterapia, y que es sensible a modificaciones en períodos breves, lo que facilita su uso para monitorear procesos de cambio. Otro de los instrumentos utilizados con validaciones en España, Ecuador y México es el Cuestionario de Evaluación de Resultados CORE Outcome Measure (CORE-OM; Botella i García del Cid, 2008; Feixas et al., 2012; Paz, Mascialino, & Evans, 2020; Sosa-Torralba, Romero-Mendoza, Medina-Mora-Icaza, Méndez-Ríos, & Blum-Grynberg, 2020). Dicho cuestionario consta de 34 ítems autoadministrados que evalúan un amplio conjunto de síntomas de malestar psicológico en cuatro dimensiones: bienestar subjetivo, síntomas, funcionamiento y riesgo. Otra de las opciones es el Listado de Síntomas Breve (LSB-50), instrumento de evaluación psicopatológica utilizado para la detección de síntomas psicológicos y psicosomáticos (Abuín & de Rivera, 2014). El mismo está formado por 50 ítems descriptivos de manifestaciones sintomáticas psicológicas y psicosomáticas.

Específicamente en Argentina, se cuenta con un conjunto de instrumentos validados que permiten medir sintomatología y evolución de los pacientes a lo largo del tratamiento, como es el caso del ya mencionado OQ-45 (Fernández-Álvarez, Hirsch, Maristany, & Torrente, 2005). Por

otra parte, también se ha realizado una adaptación y validación del Symptom Checklist - 90 (SCL-90; Casullo & Pérez, 1999/2008). El SCL-90 es un instrumento que evalúa, en 90 ítems, 9 dimensiones diferentes de sintomatología psiquiátrica y 3 índices de malestar psicológico. Las escalas sintomáticas incluyen: Somatización, Obsesión-compulsión, Sensibilidad interpersonal, Depresión, Ansiedad, Hostilidad, Ansiedad fóbica, Ideación paranoide y Psicoticismo. Los índices de malestar son: a) el índice global de severidad (GSI), b) el índice de malestar sintomático positivo (PSDI) y c) el total de síntomas positivos (PST). A su vez, en Argentina se ha adaptado el LSB-50 para población adolescente (De la Iglesia, Stover, Castro-Solano, & Fernández-Liporace, 2015). Además de estas medidas genéricas de psicopatología, también se han adaptado en el país instrumentos para medir sintomatología asociada a cuadros diagnósticos específicos, como el Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9), que consiste en una breve herramienta de 9 ítems para evaluar la presencia de síntomas depresivos y su severidad (Urtasun et al., 2019).

A pesar de que en el país existen algunos instrumentos con propiedades psicométricas robustas, instrumentos como los mencionados OQ-45 y SCL-90 se vuelven de difícil implementación para el monitoreo rutinario y *feedback* consecuente a los terapeutas en contextos naturalísticos. Fundamentalmente, esto se debe a que, al contar con una gran cantidad de ítems, estas medidas pueden representar una carga muy grande para los pacientes si se les solicita completarlos antes o después de cada sesión durante todo un tratamiento. Otros instrumentos que cuentan con menor cantidad de ítems, como el PHQ-9, están asociados a patologías específicas, lo cual limita su posibilidad de aplicación para la evaluación de pacientes con diversidad de condiciones psicopatológicas en ámbitos naturalísticos.

Recientemente se ha presentado un dispositivo integrado por tres ítems que evalúa en forma genérica la evolución de los pacientes. Cada ítem mide en forma separada los niveles de sintomatología, funcionamiento social y relaciones interpersonales de los pacientes (Areas et al., 2018). Sin embargo, a pesar de la sencillez del instrumento, por su naturaleza no ha sido posible poner a prueba sus propiedades psicométricas.

El estado del arte muestra la necesidad de contar en el contexto argentino con un instrumento de evaluación de resultados que permita monitorear sintomatología durante los tratamientos, que sea sencillo y ameno de completar para los pacientes, y que presente adecuadas propiedades psicométricas de confiabilidad y validez. De esta manera, el presente trabajo tiene por objetivo adaptar al contexto argentino el Hopkins Symptoms Checklist (HSCL-11; Lutz, Tholen, Schürch, & Berking, 2006) y explorar sus propiedades psicométricas en términos de confiabilidad (consistencia interna y homogeneidad de ítems) y validez (validez de constructo, validez concurrente, validez de criterio).

El HSCL-11 es un instrumento de 11 ítems que evalúa sintomatología, principalmente síntomas de ansiedad y depresión, los más prevalentes en la psicopatología (Chisholm et al., 2016). Debido a sus cualidades, este instrumento ha sido previamente utilizado como recurso para monitoreo de resultados y *feedback* a terapeutas (Lutz et al., 2019).

Contar con un instrumento de esta naturaleza en el contexto argentino puede favorecer al campo de la psicoterapia, aportando información relevante sobre la evolución de los pacientes. De esta manera, se ofrece a los terapeutas la posibilidad de personalizar los tratamientos y por lo tanto de optimizar los resultados clínicos (Lutz, De Jong, & Rubel, 2015). Asimismo, el monitoreo de pacientes en contextos naturales constituye

un excelente ejemplo de *investigación orientada a la práctica* (Fernández-Álvarez, Fernández-Álvarez, & Castonguay, 2018); es decir, la colaboración activa entre investigadores y clínicos trabajando en contextos rutinarios, que pueda ser significativa tanto para clínicos como investigadores. En este sentido, la adaptación al contexto argentino del HSCL-11 permitiría a los clínicos la posibilidad de tomar decisiones en función del monitoreo de sus pacientes. Los investigadores, por su parte, podrían contar con grandes volúmenes de datos sesión a sesión que, vinculados con la información de los pacientes al inicio del tratamiento, permitirían desarrollar algoritmos de resultados diferenciales para personalización y precisión en salud mental (Delgadillo & Lutz, 2020).

Metodología

Participantes

La muestra del estudio estuvo integrada por 356 participantes. Se empleó un muestreo no probabilístico para la convocatoria de los mismos, con una estrategia de bola de nieve, mediante contactos directos y también a través del uso de diversas redes sociales. De los 311 participantes que indicaron su género, el 60.77% eran mujeres y el 39.23% restante eran hombres; 45 personas (12.64% del total) no indicaron su género. El rango de edades osciló entre los 18 y los 77 años, con una edad promedio de 36.52 años (desvío estándar [DE] = 13.93). El 90.88% de la muestra residía en el Área Metropolitana de Buenos Aires, mientras que el 9.12% restante vivía en otras provincias de Argentina. El 52.41% de los participantes estaba casado, el 39.23% sin pareja. Al preguntar sobre el máximo nivel educativo alcanzado, un 91.29% de la muestra refirió tener estudios superiores (terciarios/universitarios) completos o incompletos. Por otra parte, el 44.05% de la muestra había

efectuado tratamiento psicológico/psiquiátrico en el último año, indicando como motivos de consulta mejorar algún aspecto de su vida (48.90%), malestar psicológico intenso (28.47%), crisis vital (10.95%) y otros (11.68%).

Instrumentos

Hopkins Symptom Checklist-11 (HSCL-11, Lutz et al., 2006). Versión modificada de 11 ítems del Inventario de Síntomas-90-R (Derogatis, 1983). En el instrumento se le solicita al participante que consigne cuánto sufrió, en los últimos siete días, de un conjunto de manifestaciones psicopatológicas, en su mayoría síntomas de naturaleza ansiosa o depresiva. Los reactivos se responden en una escala Likert de cuatro puntos que oscila entre 1 (*Nada*) y 4 (*Mucho*). Algunos de los síntomas explorados son *miedos*, *tristeza*, *nerviosismo* y *sentirse solo* (ver Tabla 2 para su presentación exhaustiva). El HSCL-11 original (en alemán) mostró propiedades psicométricas adecuadas. En el estudio de Lutz et al. (2006) se observaron evidencias de consistencia interna (α de Cronbach = .85), validez de constructo y validez concurrente (Lutz et al., 2006).

Patient Health Questionnaire (PHQ-9; Kroenke, Spitzer, & Williams, 2001) [Versión en castellano; Urtasun et al., 2019]. Esta escala de 9 ítems de autoinforme mide sintomatología depresiva de acuerdo a los criterios diagnósticos de depresión del DSM-IV. Los puntajes más altos indican mayor severidad de la sintomatología. Cada ítem se puntúa en una escala Likert que oscila entre 0 (*Para nada*) y 3 (*Casi todos los días*). Algunos ejemplos de ítems son: *Se ha sentido decaído(a), deprimido(a), o sin esperanzas* y *Se ha sentido cansado(a) o con poca energía*. En su validación argentina se observaron evidencias de alta validez

de criterio y consistencia interna (alfa de Cronbach = .87; Urtasun et al., 2019).

Generalized Anxiety Disorder (GAD-7; Spitzer, Kroenke, Williams, & Löwe, 2006) [Versión en castellano; García-Campayo et al., 2010]. Este instrumento mide sintomatología ansiosa. Consta de 7 preguntas de autoinforme que se puntúan en una escala Likert entre 0 (*Nunca*) y 3 (*Casi todos los días*). Los puntajes más altos indican mayor severidad sintomatológica. Entre los ítems del instrumento se incluyen, por ejemplo: *No ha podido dejar de preocuparse* y *Ha tenido dificultad para relajarse*. La versión española de este instrumento presenta excelentes propiedades psicométricas en su consistencia interna (alfa de Cronbach = .93), al igual que la validez discriminante y de criterio (García-Campayo et al., 2010).

Well Being Index (WHO-5; Organización Mundial de la Salud, 1998) [Versión en castellano; Lucas-Carrasco, 2012]. Este instrumento de autoinforme mide el bienestar subjetivo. Consiste en 5 ítems cuyas respuestas se distribuyen en una escala Likert de 6 puntos, en donde el puntaje 0 representa *Nunca* y el 5 representa *Todo el tiempo*. Puntajes altos indican mayores niveles de bienestar. El instrumento incluye ítems como: *Me he sentido alegre y de buen humor* y *Me he sentido activo y energético*. En su versión argentina se hallaron adecuadas propiedades psicométricas con respecto a su consistencia interna (alfa de Cronbach = .80), validez de constructo y fiabilidad (Cornelio & Contreras, 2020).

Procedimientos

En primera instancia, para la adaptación del HSCL-11 al contexto argentino, se realizó una retrotraducción (*back-translation*) del instrumento

original en alemán. Una investigadora bilingüe tradujo en forma independiente los ítems del instrumento original del alemán al español. Luego, tres investigadores argentinos revisaron los ítems para corregir detalles mínimos de escritura y fraseo. Posteriormente, un quinto colaborador, también bilingüe, que no había tenido contacto con los ítems originales o traducidos, tradujo nuevamente los ítems del español al alemán. Finalmente, se compararon los ítems originales del HSCL-11 y el resultado de la traducción cruzada (*back-translation*) sin encontrar diferencias sustanciales.

Los participantes fueron convocados para participar del estudio a través de servicios de mensajería y distintas redes sociales. En la invitación enviada a los potenciales participantes se incluía un enlace que los dirigía a un sitio web especializado en la recolección de información para investigaciones (*SurveyMonkey*®). Allí se especificaba el único criterio de exclusión (tener menos de 18 años), también se informaba que la participación era voluntaria y anónima. Una vez que los participantes daban su consentimiento, completaban el HSCL-11, el PHQ-9, el GAD-7 y el WHO-5 (ver materiales). Al finalizar las escalas, se presentaron preguntas sociodemográficas y también algunas preguntas clínicas (las mismas se describen en la Tabla 1).

Estrategias de análisis de datos

Todos los análisis de este trabajo se realizaron en el software libre R (*R Core Team, 2020*). Específicamente, se utilizaron los paquetes *psych* (Revelle, 2019), *Hmisc* (Harrell, 2020) y *lavaan* (Rosseel, 2012). En el Apéndice 2 del trabajo se presenta el código completo de los análisis realizados y sus resultados, usando el paquete *rmarkdown* (Allaire et al., 2020).

Para estudiar la confiabilidad del instru-

Tabla 1

Preguntas sociodemográficas y sus respectivas opciones de respuesta.

1. Lugar de residencia

a. Capital Federal	j. Formosa	r. San Juan
b. Gran Buenos Aires	k. Jujuy	s. San Luis
c. Provincia de Buenos Aires	l. La Pampa	t. Santa Cruz
d. Catamarca	m. La Rioja	u. Santa Fe
e. Chaco	n. Mendoza	v. Santiago del Estero
f. Chubut	ñ. Misiones	w. Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur
g. Córdoba	o. Neuquén	x. Tucumán
h. Corrientes	p. Río Negro	y. Otro
i. Entre Ríos	q. Salta	

*2. Edad**3. Género*

a. Femenino	b. Masculino	c. Otro
-------------	--------------	---------

4. Nivel educativo avanzado

a. Primario incompleto	d. Secundario completo	g. Universitario incompleto
b. Primario completo	e. Terciario incompleto	h. Universitario completo
c. Secundario incompleto	f. Terciario completo	

5. Estado civil

a. Soltero	b. Casado/en pareja	c. Separado/divorciado	d. Viudo
------------	---------------------	------------------------	----------

6. ¿Realizaste algún tratamiento psicológico o psiquiátrico durante el último año?

a. Sí	b. No
-------	-------

7. Si realizaste tratamiento psicológico o psiquiátrico, ¿cuál fue/es el motivo principal?

- a. Mejorar aspectos de algún área de mi vida (laboral, social, etc.)
- b. Crisis vital (pérdida de algún ser querido, separación, despido o cambio de trabajo, etc.)
- c. Malestar psicológico intenso (sentimientos de angustia, depresión, ansiedad, fobias, etc.)
- d. Otro (especifique)

mento se utilizaron medidas de consistencia interna y homogeneidad de ítems. Así, se evaluó la consistencia interna del HSCL-11 calculando el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente alfa ordinal. Si bien el alfa de Cronbach es la medida de consistencia interna más utilizada en la literatura, diversos estudios sugieren que no es la mejor estrategia cuando los ítems tienen una escala Likert con menos de siete opciones de respuesta (Freiberg-Hoffmann, Stover, de la Iglesia, & Fernández-Liporace, 2013; Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012). Por eso, en dichos casos se recomienda la utilización del alfa ordinal, una

medida basada en correlaciones policóricas (Elo-sua-Oliden & Zumbo, 2008; Zumbo, Gadermann, & Zeisser, 2007). El estado del arte sugiere que un valor aceptable para el coeficiente alfa oscila entre .70 y .90. Valores más bajos representan una consistencia interna cuestionable, mientras que valores más altos implicarían que algunos ítems fueran redundantes (representando la misma pregunta con diferente formato; Tavakol & Dennick, 2011). Por otro lado, para evaluar la homogeneidad de los ítems, se analizaron las correlaciones ítem-total corregidas (es decir, correlación promedio de cada ítem con el resto de los ítems de

la escala). En este caso, se sugieren valores de correlación ítem-total en el rango de .30 a .80 (Rattray & Jones, 2007). Correlaciones inferiores a .30 implican una escasa homogeneidad del ítem con el resto de los reactivos, mientras correlaciones más fuertes que .80 señalan que el ítem sería repetitivo.

Por su parte, para el estudio de la validez del instrumento se evaluó: la validez de constructo, la validez concurrente y la validez de criterio.

Resulta preciso señalar que la validez de constructo se estudió mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el estimador diagonally weighted least squares (DWLS). Este estimador es una alternativa respecto de la máxima verosimilitud, que ha presentado superioridad al estudiar ítems que presentan un nivel de medición ordinal (Li, 2016; Mîndrilă, 2010). Para el establecimiento de la cantidad mínima necesaria de participantes, se tuvo en cuenta la cantidad de parámetros a estimar en el modelo del AFC. Debido a que el HSCL-11 es un instrumento unidimensional integrado por 11 ítems, la cantidad de parámetros a estimar en un AFC sería de 22 (11 cargas factoriales y 11 términos de error). Así, estableciendo un criterio de 15 sujetos por parámetro, se fijó un mínimo de 330 participantes para el estudio. Para la evaluación del ajuste del modelo en el AFC se utilizaron diversas medidas de bondad de ajuste tales como comparative fit index (CFI), Tucker-Lewis index (TLI), root mean square error of approximation (RMSEA) y standardized root mean square residual (SRMR). Como indicadores de buen ajuste del modelo, la literatura suele recomendar valores de CFI y TLI superiores a .95 y valores de SRMR y RMSEA inferiores a .08 (Schumacker & Lomax, 2004). Por otra parte, para los modelos de AFC se consideran cargas de regresión aceptables aquellas iguales o por encima de .40 (Stover, Uriel, & Fernandez-Liporace, 2012).

En segundo lugar, el estudio de la validez concurrente del HSCL-11 se realizó mediante correlaciones producto-momento de Pearson entre la escala y otras medidas de severidad psicopatológica. Particularmente se analizaron las correlaciones del instrumento con el PHQ-9 (medida de depresión), el GAD-7 (medida de ansiedad) y el WHO-5 (medida de bienestar psicológico). En este caso, las correlaciones deberían oscilar en el rango entre .50 y .85, indicando asociación, pero, a su vez, independencia de los constructos (Rial-Boubeta, Varela-Mallou, Abalo-Piñeiro, & Lévy-Mangin, 2006).

Por último, la validez del criterio se evaluó mediante la comparación de los puntajes de HSCL-11 en sujetos que hayan o no realizado psicoterapia durante el último año, utilizando pruebas *t* de Student de comparación de medias para muestras independientes. Frente a la presunción de que las personas que solicitan psicoterapia corresponderían a una población clínica con mayores niveles de severidad que la población no clínica (Jacobson & Truax, 1991), se hipotetizó que aquellos sujetos que hubieran realizado terapia en el último año presentarían mayores puntajes de HSCL-11, en comparación con aquellos que no hubieran requerido tratamiento.

El código completo de los análisis realizados y sus resultados, presentados mediante el paquete *rmarkdown*, se encuentran publicados en la página del *open science framework* (subido el 25/01/2021 y hecho público el 18/03/2021, luego de la revisión anónima de pares), en el siguiente link: <https://osf.io/mb5e7>

Resultados

Análisis descriptivos (Muestra 1)

En la Tabla 2 se presentan los análisis descriptivos de los ítems del HSCL-11. Asimismo,

en la Tabla 3 se reportan las medias y desvío estándar de los puntajes totales de todos los instrumentos utilizados en el estudio.

Confiabilidad

Consistencia interna. El HSCL-11 presentó un coeficiente alfa de Cronbach de .81. Considerando que los ítems del instrumento tienen una naturaleza ordinal y únicamente cuatro categorías de respuesta, además del coeficiente alfa de Cronbach se calculó también el coeficiente alfa ordinal, una medida de consistencia interna menos difundida, pero considerada más adecuada para este tipo de reactivos (Elosua-Oliden & Zumbo, 2008; Zumbo et al., 2007). El alfa ordinal del HSCL-11 en este caso fue de .87.

Homogeneidad de ítems. Las correlaciones ítem-total corregidas de los reactivos del HSCL-11 se presentan en la Tabla 2. Como se observa en dicha tabla, únicamente el ítem 10 (p. ej., *Pensar en quitarte la vida*) presentó una correlación ítem-total corregida por debajo de .30. Por otra parte, ningún ítem obtuvo correlaciones ítem-total corregidas por encima de .80.

Validez de constructo

El modelo testeado en el análisis factorial confirmatorio se ilustra en la Figura 1. Los resultados del mismo se presentan a su vez en la Tabla 4. Al evaluar las cargas factoriales estandarizadas del modelo, únicamente el ítem 10 (p. ej., *Pensar en quitarte la vida*), presentó cargas por debajo de .40. En cuanto a las medidas de bondad de ajuste

Tabla 2

Análisis descriptos y correlaciones ítem-total corregidas de los ítems del HSCL-11.

Ítem	Media	Desvío estándar	r ítem-total corregida	Rango
1) Miedos	1.92	.84	.57	[1.4]
2) Nerviosismo	2.39	.86	.56	[1.4]
3) Sentirte tenso/a	2.40	.89	.56	[1.4]
4) Ataques de pánico	1.18	.49	.41	[1.4]
5) Problemas para dormir	2.05	.99	.35	[1.4]
6) Falta de esperanza en el futuro	2.08	.88	.45	[1.4]
7) Tristeza	2.12	.85	.64	[1.4]
8) Sentirte solo/a	1.63	.83	.53	[1.4]
9) No tener interés por nada	1.69	.90	.42	[1.4]
10) Pensar en quitarte la vida	1.06	.30	.24	[1.4]
11) Sentirte un/a inútil	1.47	.77	.48	[1.4]

Nota. Los ítems se contestan en una escala de 1 a 4. La interpretación de los puntajes en la escala de respuesta se distribuye de la siguiente manera: 1 = *Nada*; 2 = *Poco*; 3 = *Bastante*; 4 = *Mucho*.

Tabla 3

Análisis descriptos de los puntajes totales de los instrumentos utilizados en el estudio.

Escalas	Media	Desvío estándar	Rango
HSCL-11	1.82	0.47	[1, 3.45]
PHQ-9	0.56	0.46	[0, 2.56]
GAD-7	0.98	0.64	[0, 2.86]
WHO-5	2.32	1.03	[0, 4.80]

te se observaron un CFI de .97 y un TLI de .96. El SRMR del modelo fue de .78, mientras que el RMSEA se ubicó en .05, IC 90% [.04, .07].

Validez externa

Validez concurrente. Las correlaciones de Pearson producto-momento mostraron asociaciones directas significativas del HSCL-11, moderadas a fuertes, con el PHQ-9 (medida de depresión; $r = .73, p < .001$) y el GAD-7 (medida de ansiedad; $r = .75, p < .001$). A su vez, se observó una correlación significativa inversa, moderadas a fuerte, del HSCL-11 con el WHO-5 (medida de bienestar; $r = -.65, p < .001$).

Validez de criterio. La prueba t de Student para comparación de medias de muestras independientes demostró diferencias estadísticamente significativas en los niveles de HSCL-11, al comparar a los participantes que habían solicitado y que no habían solicitado realizar un tratamiento psico-

terapéutico en el último año; $t_{(255)} = 4.27, 95\%$ IC de la diferencia de medias [.12, .33], $p = .03$. Los pacientes que habían solicitado psicoterapia en el último año presentaron mayor puntaje en el HSCL-11 (Media [M] = 1.95, DE = .48), que los pacientes que no lo hicieron (M = 1.73, DE = .41).

Discusión

El objetivo de este trabajo ha sido presentar la adaptación al contexto argentino del Hopkins Symptoms Checklist (HSCL-11; Lutz et al., 2006) y explorar sus propiedades psicométricas. Los resultados de los análisis realizados mostraron evidencias de confiabilidad (consistencia interna y homogeneidad de ítems) y validez (validez de constructo, validez concurrente, validez de criterio) de la versión argentina del instrumento.

En cuanto a la consistencia interna, como primera medida de confiabilidad del instrumento, tanto el coeficiente alfa de Cronbach (medida de confiabilidad más difundida; $\alpha = .81$) como el

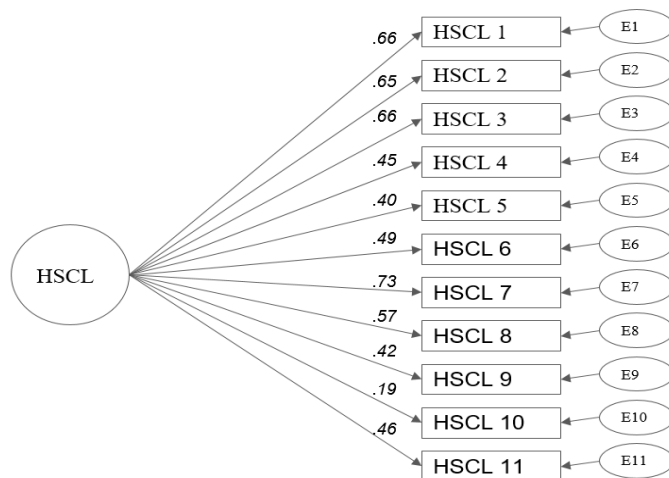


Figura 1

Parámetros estimados estandarizados del HSCL-11.

Tabla 4

Cargas factoriales estandarizadas de los ítems del HSCL-11 en el modelo factorial confirmatorio.

Ítems	Parámetro	Error Estándar	z	p
Item1	.66	.04	16.42	< .001
Item2	.65	.04	15.40	< .001
Item3	.66	.04	15.56	< .001
Item4	.45	.05	8.42	< .001
Item5	.40	.05	7.78	< .001
Item6	.49	.05	9.91	< .001
Item7	.73	.03	21.48	< .001
Item8	.57	.05	12.36	< .001
Item9	.42	.06	7.19	< .001
Item10	.19	.07	2.66	< .001
Item11	.46	.05	9.28	< .001

coeficiente alfa ordinal (alternativa para variables ordinales; α ordinal = .87) se ubicaron dentro del rango de .70 y .90. Esto implica que los ítems presentaron un nivel aceptable de consistencia interna sin que los reactivos fuesen redundantes (Tavakol & Dennick, 2011).

Por otra parte, al evaluar la homogeneidad de los ítems, como otra medida de confiabilidad, todos los ítems —excepto uno— presentaron correlaciones ítem-total en el rango sugerido (Rattray & Jones, 2007). Únicamente un reactivo (ítem 10: *Pensar en quitarte la vida*) presentó una escasa homogeneidad con el resto de los ítems (es decir, correlaciones por debajo de .30). Como se puede observar en la Tabla 2, dicho ítem presentó niveles muy bajos de variabilidad en sus respuestas, siendo el desvío estándar promedio de los otros ítems (DE = .83) casi tres veces mayor que el observado en este reactivo (DE = .30). Esta escasa variabilidad podría explicar las bajas correlaciones del ítem con los otros reactivos (Goodwin & Leech, 2006). Por otra parte, todos los ítems presentaron correlaciones ítem-total por debajo de .80, sugiriendo nuevamente que los ítems no eran repetitivos ni redundantes (Rattray & Jones, 2007).

El análisis factorial confirmatorio realizado mostró evidencias de validez de constructo del instrumento. La estructura unidimensional mode-

lizada presentó medidas de bondad de ajuste por encima de las sugeridas para estos casos. Tanto el CFI (.97) como el TLI (.96) se ubicaron por encima de .95 (Schumacker & Lomax, 2004). A su vez, el SRMR (.078) y el RMSEA (.05, IC 90% [.04, .07]) se encontraron por debajo de .08 (Schumacker & Lomax, 2004). No obstante, cabe destacar que un ítem (nuevamente el ítem 10, correspondiente a *Pensar en quitarte la vida*) no cumplió con el criterio de presentar cargas de regresión por encima de .40 (Stover et al., 2012). Al igual que en el caso de la homogeneidad, es posible que las bajas cargas de regresión de este ítem se expliquen por la escasa variabilidad del reactivo (Goodwin & Leech, 2006).

Las correlaciones de Pearson del HSCL-11 con medidas de depresión (r con PHQ-9 = .73), ansiedad (r con GAD-7 = .75) y bienestar psicológico (r con WHO-5 = -.65), sugieren evidencia de validez concurrente del instrumento. Al ubicarse todas las correlaciones en el rango de .50 - .85, esto implica que los instrumentos se ven asociados entre sí, pero a su vez exploran constructos independientes (Rial-Boubeta et al., 2006).

Finalmente, para obtener evidencias respecto de la validez del criterio del HSCL-11, se realizaron pruebas t , analizando si existían diferencias significativas en sus puntajes entre participantes que habían realizado psicoterapia en el último

año y participantes que no se habían involucrado en un tratamiento psicoterapéutico en ese periodo de tiempo. De esta manera, se buscó establecer si los puntajes del HSCL-11 permitían diferenciar una población clínica de una población no clínica (Jacobson & Truax, 1991). Los resultados de la prueba *t* arrojaron evidencias de validez de criterio del HSCL-11, presentando diferencias estadísticamente significativas entre los dos grupos, y el conjunto de pacientes de psicoterapia mostró mayores niveles de severidad según los puntajes del instrumento.

Estos resultados en su conjunto presentan al HSCL-11, en su versión argentina, como un instrumento con evidencias de confiabilidad y validez que puede representar un recurso valioso para evaluar sintomatología psicológica y, especialmente por su brevedad, para el monitoreo de pacientes sesión a sesión durante tratamientos psicoterapéuticos.

Cabe aclarar que este estudio presenta una serie de limitaciones que deberán ser abordadas en futuras investigaciones. En primer lugar, la exploración de la validez concurrente se realizó sobre la base de correlaciones del HSCL-11 con otras medidas, completadas también mediante autoinformes de los participantes. Es posible que el hecho de que todas las medidas sean completadas por el mismo sujeto “infla” las correlaciones, debido a la existencia de una fuente común. Futuros trabajos se beneficiarían de utilizar y triangular medidas de sintomatología completadas por otras fuentes (observadores externos, conocidos, terapeutas, etc.) para explorar la validez concurrente del HSCL-11. Además, en este estudio no se analizó la validez de contenido del instrumento mediante la evaluación del grado de acuerdo de jueces expertos, respecto de la relevancia de los ítems utilizados. Por lo tanto, sería útil estudiar esta dimensión de validez en la versión argentina del HSCL-11 en futuros trabajos. Por otra parte,

en este estudio tampoco se utilizó un método estructurado de diagnóstico psiquiátrico que permitiera diferenciar entre una población patológica y una estándar, lo que impidió obtener información relevante para el uso clínico del instrumento, como identificación de puntos de corte clínico desarrollados mediante análisis de curvas ROC. En el futuro deberían realizarse análisis diferenciales del HSCL-11 en participantes que presenten diagnósticos psicopatológicos (por ejemplo, trastornos de ansiedad o trastornos depresivos) y participantes que integren una población regular o estándar (es decir, no patológica), usando procedimientos estructurados de evaluación para determinar empíricamente su diferencia y establecer puntos de corte clínicos. A su vez, algunas características demográficas de la muestra, como los altos porcentajes de participantes con estudios terciarios/universitarios, presentan limitaciones respecto de la capacidad de generalización de los resultados a la población. Nuevas investigaciones sobre el HSCL-11 deberían utilizar muestreos probabilísticos o por cuotas, que permitan una distribución más representativa de la población en la muestra de estudio y, por ende, mayor validez externa de las inferencias psicométricas. Por otra parte, la muestra de este trabajo fue recolectada exclusivamente mediante redes sociales, utilizando una estrategia de bola de nieve. Al no contar con datos de participantes convocados mediante otras estrategias, resulta imposible determinar si la estrategia seleccionada pudo haber sesgado los resultados obtenidos en una dirección específica. A futuro sería relevante analizar las propiedades del HSCL-11 en Argentina usando muestras recolectadas con distintas estrategias para observar si el método de muestreo influye en sus propiedades psicométricas (por ejemplo, testeando la invarianza factorial en el análisis confirmatorio entre participantes convocados vía redes sociales en comparación con participantes convocados por

otros medios).

Finalmente, para estudiar la capacidad del HSCL-11 como instrumento de monitoreo de terapias psicológicas, sería necesario estudiarlo en una muestra de pacientes, en donde se tomen medidas repetidas sesión a sesión, o incluso con medidas ecológicas intensivas, para poder estudiar su sensibilidad al cambio, así como también su capacidad de implementación dentro de un sistema de *feedback* para terapeutas. Más allá de estas limitaciones, los resultados del artículo presentan al HSCL-11 en su versión argentina como un instrumento con evidencias de confiabilidad y validez, que además tiene el potencial de convertirse en un recurso importante para la evaluación y el tratamiento de patologías mentales en el país.

Referencias

- Abuín, M. R., & de Rivera, L. (2014). La medición de síntomas psicológicos y psicosomáticos: El Listado de Síntomas Breve (LSB-50). *Clínica y Salud*, 25(2), 131-141. doi: [10.1016/j.clysa.2014.06.001](https://doi.org/10.1016/j.clysa.2014.06.001)
- Allaire, J. J., Xie, Y., McPherson, J., Luraschi, J., Ushey, K., Atkins, A., ... & Iannone, R. (2020). Rmarkdown: Dynamic Documents for R (2.6). [Software de cómputo]. Recuperado de <https://rmarkdown.rstudio.com>
- Areas, M., Roussos, A., Hirsch, H., Hirsch, P., Becerra, P., & Gómez-Penedo, J. M. (2018). Evaluación de un dispositivo de investigación orientada por la práctica para el desarrollo de un sistema de feedback en psicoterapia. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 27(2), 229-249. doi: [10.24205/03276716.2018.1064](https://doi.org/10.24205/03276716.2018.1064)
- Barros, J., Morales, S., García, A., Echávarri, O., Fishman, R., Szmulewicz, M., ... & Tomicic, A. (2020). Recognizing states of psychological vulnerability to suicidal behavior: A Bayesian network of artificial intelligence applied to a clinical sample. *BMC Psychiatry*, 20, 138. doi: [10.1186/s12888-020-02535-x](https://doi.org/10.1186/s12888-020-02535-x)
- Boswell, J. F., Constantino, M. J., Kraus, D. R., Bugatti, M., & Oswald, J. M. (2015). The expanding relevance of routinely collected outcome data for mental health care decision making. *Administration and Policy in Mental Health and Mental Health Services Research*, 43, 482-491. doi: [10.1007/s10488-015-0649-6](https://doi.org/10.1007/s10488-015-0649-6)
- Botella i García del Cid, L. (2008). Resultado y proceso en Psicoterapia Cognitivo-Constructivista Integradora. *Apuntes de Psicología*, 26(2), 229-241. Recuperado de <http://www.apuntesdepsicologia.es/index.php/revista/index>
- Casullo, M. (1999/2008). El inventario de síntomas SCL-90-R de L. Derogatis. *Documento de Trabajo. Facultad de Psicología, UBA*. Recuperado de <http://www.fundacionforo.com/pdfs/inventariodesintomas.pdf>
- Chisholm, D., Sweeny, K., Sheehan, P., Rasmussen, B., Smit, F., Cuijpers, P., & Saxena, S. (2016). Scaling-up treatment of depression and anxiety: A global return on investment analysis. *The Lancet Psychiatry*, 3(5), 415-424. doi: [10.1016/S2215-0366\(16\)30024-4](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(16)30024-4)
- Constantino, M. J., Coyne, A. E., & Muir, H. J. (2020). Evidence-based therapist responsivity to disruptive clinical process. *Cognitive and Behavioral Practice*, 27(4), 405-416. doi: [10.1016/j.cbpra.2020.01.003](https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2020.01.003)
- Cornelio, C., & Contreras, A. (2020). *WHO-5 Index: Validez, confiabilidad y aplicaciones de una escala para evaluar el bienestar subjetivo en salud laboral*. Documento técnico. Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social. Recuperado de <https://www.argentina.gob.ar/srt/observatorio-srt>
- De la Iglesia, G., Stover, J. B., Castro-Solano, A., & Fernández-Liporace, M. (2015). Validez de constructo del LSB-50 en adultos argentinos: Validación cruzada e invarianza factorial. *Acción Psicológica*, 12(2), 43-58. doi: [10.5944/ap.12.2.15327](https://doi.org/10.5944/ap.12.2.15327)
- Delgadillo, J., & Lutz, W. (2020). A development pathway towards precision mental health care. *JAMA Psychiatry*, 77(9), 889-890. doi: [10.1001/jamapsychiatry.2020.1048](https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2020.1048)
- Derogatis, L. R. (1983). *SCL-90-R: Administration, Scoring and Procedures Manual II for the R (revised) Version of the SCL-90*. Baltimore, MD: John Hopkins Uni-

- versity School of Medicine, Clinical Psychometric Research.
- Elosua-Oliden, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Emmelkamp, P. M. G., David, D., Beckers, T., Muris, P., Cuijpers, P., Lutz, W., ... & Vervliet, B. (2014). Advancing psychotherapy and evidence-based psychological interventions. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 23(S1), 58-91. doi: 10.1002/mpr.1411
- Feixas, G., Evans, C., Trujillo, A., Saúl, L. A., Botella, L., Corbella, S., ... & López-González, M. A. (2012). La versión española del CORE-OM: Clinical Outcomes in Routine Evaluation - Outcome Measure. *Revista de Psicoterapia*, 23(89), 109-135. Recuperado de <https://ojs.revistadepsicoterapia.com/index.php>
- Fernández-Álvarez, J., Fernández-Álvarez, H., & Castonguay, L. G. (2018). Resumiendo los nuevos esfuerzos para integrar la práctica y la investigación desde la perspectiva de la investigación orientada por la práctica. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 27(2), 353-372. doi: 10.24205/03276716.2018.1070
- Fernández-Álvarez, H., Hirsch, H., Maristany, M., & Torrente, F. (2005). *Propiedades psicométricas del OQ-45.2 en la Argentina: Un estudio piloto*. Poster presentado en el 4° Congreso Mundial de Psicoterapia, Buenos Aires.
- Freiberg-Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández-Liporace, M. (2013). Correlaciones poligráficas y tetragráficas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. Recuperado de <https://revistas.ucu.edu.uy/index.php/cienciaspsicologicas>
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 17, Art. 3. Recuperado de <https://scholarworks.umass.edu/pare>
- García-Campayo, J., Zamorano, E., Ruiz, M. A., Pardo, A., Pérez-Páramo, M., López-Gómez, V., ... & Rejas, J. (2010). Cultural adaptation into Spanish of the generalized anxiety disorder-7 (GAD-7) scale as a screening tool. *Health and Quality of Life Outcomes*, 8, Art. 8. doi: 10.1186/1477-7525-8-8
- Gómez-Penedo, J. M., Zilcha-Mano, S., & Roussos, A. (2019). Interpersonal profiles in emotional disorders predict the importance of alliance negotiation for early treatment outcome. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 87(7), 617-628. doi: 10.1037/ccp0000417
- Goodwin, L. D., & Leech, N. L. (2006). Understanding correlation: Factors that affect the size of *r*. *Journal of Experimental Education*, 74(3), 249-266. doi: 10.3200/JEXE.74.3.249-266
- Harrell, F. E. Jr. (2020). Hmisc: Harrell Miscellaneous. R package version 4.4-0. [Rstudio]. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org/package=Hmisc>
- Jacobson, N. S., & Truax, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 59(1), 12-19. doi: 10.1037/0022-006X.59.1.12
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606-613. doi: 10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x
- Lambert, M. J. (2013). Outcome in psychotherapy: The past and important advances. *Psychotherapy*, 50(1), 42-51. doi: 10.1037/a0030682
- Lambert, M., Hansen, N., Umphress, V., Lunnen, K., Okiiski, J., Burlingame, G., & Reisinger, C. W. (1996). *Administration and Scoring Manual for the Outcome Questionnaire (OQ45-2)*. Wilmington, DE: American Professional Credentialing.
- Lara, C., Cruz, C., Vacarezza, A., Florenzano, R., & Trapp, A. (2008). Análisis comparativo de dos instrumentos de evaluación clínica: OQ-45 e interRAI- Salud Mental. *Revista Chilena de Neuro-psiquiatría*, 46(3), 192-198. doi: 10.4067/S0717-92272008000300004

- Li, C. -H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369-387. doi: [10.1037/met0000093](https://doi.org/10.1037/met0000093)
- Lucas-Carrasco, R. (2012). The WHO Quality Of Life (WHOQOL) Questionnaire: Spanish development and validation studies. *Quality of Life Research*, 21(1), 161-165. doi: [10.1007/s11136-011-9926-3](https://doi.org/10.1007/s11136-011-9926-3)
- Lutz, W., Tholen, S., Schürch, E., & Berking, M. (2006). Die Entwicklung, Validierung und Reliabilität von Kurzformen gängiger psychometrischer Instrumente zur Evaluation des therapeutischen Fortschritts in Psychotherapie und Psychiatrie. *Diagnostica*, 52(1), 11-25. doi: [10.1026/0012-1924.52.1.11](https://doi.org/10.1026/0012-1924.52.1.11)
- Lutz, W., de Jong, K., & Rubel, J. (2015). Patient-focused and feedback research in psychotherapy: Where are we and where do we want to go? *Psychotherapy Research*, 25(6), 625-632. doi: [10.1080/10503307.2015.1079661](https://doi.org/10.1080/10503307.2015.1079661)
- Lutz, W., Rubel, J. A., Schwartz, B., Schilling, V., & Deisenhofer, A. (2019). Towards integrating personalized feedback research into clinical practice: Development of the Trier Treatment Navigator (TTN). *Behaviour Research and Therapy*, 120, 103438. doi: [10.1016/j.brat.2019.103438](https://doi.org/10.1016/j.brat.2019.103438)
- Mîndrilă, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*, 1(1), 60-66. doi: [10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010](https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010)
- Organización Mundial de la Salud. (1998). *Wellbeing measurement in primary health care/The Depcare Project*. Copenhagen, Denmark: WHO Regional Office for Europe.
- Paz, C., Mascialino, G., & Evans, C. (2020). Exploration of the psychometric properties of the Clinical Outcomes in Routine Evaluation-Outcome Measure in Ecuador. *BMC Psychology*, 8(1), Art. 94. doi: [10.1186/s40359-020-00443-z](https://doi.org/10.1186/s40359-020-00443-z)
- R Core Team. (2020). R: A language and environment for statistical computing. [Software de cómputo]. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Recuperado de <https://www.R-project.org>
- Rattray, J., & Jones, M. C. (2007). Essential elements of questionnaire design and development. *Journal of Clinical Nursing*, 16(2), 234-243. doi: [10.1111/j.1365-2702.2006.01573.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2006.01573.x)
- Revelle, W. (2019). psych: Procedures for personality and psychological research (1.9.12). [Software de cómputo]. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org>
- Rial-Boubeta, A., Varela-Mallou, J., Abalo-Piñeiro, J., & Lévy-Mangin, J. P. (2006). El análisis factorial confirmatorio. En J. P. Lévy-Mangin & J. Varela-Mallou (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 119-154). Coruña, España: Netbiblo.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: [10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02)
- Roussos, A. J., Gómez-Penedo, J. M., & Muñíos, R. (2018). A time-series analysis of therapeutic alliance, interventions, and client's clinical status in an evidence-based single-case study: Evidence for establishing change mechanisms in psychotherapy. *Psychotherapy Research*, 28(1), 137-149. doi: [10.1080/10503307.2016.1174346](https://doi.org/10.1080/10503307.2016.1174346)
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (4^a ed.). New York, NY: Psychology Press. doi: [10.4324/9781410610904](https://doi.org/10.4324/9781410610904)
- Sosa-Torralba, J. E., Romero-Mendoza, M. P., Medina-Mora-Icaza, M. E., Méndez-Ríos, E., & Blum-Grynberg, B. (2020). Estructura dimensional de la Escala Clinical Outcomes in Routine Evaluation-Outcome Measure (CORE-OM) en universitarios mexicanos. *Revista Evaluar*, 20(1), 49-66. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: the GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092-1097. doi: [10.1001/archin-](https://doi.org/10.1001/archin-)

te.166.10.1092

- Stover, J. B., Uriel, F., & Fernández-Liporace, M. (2012). Inventario de estrategias de aprendizaje y estudio: Análisis psicométricos de una versión abreviada. *Revista Argentina de Ciencias Del Comportamiento*, 4(3), 4-12. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc>
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. doi: [10.5116/ijme.4dfb.8dfd](https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd)
- Urtasun, M., Daray, F. M., Teti., G. L., Coppolillo, F., Herlax, G., Saba, G., ... & Irazola, V. (2019). Validation and calibration of the Patient Health Questionnaire (PHQ-9) in Argentina. *BMC Psychiatry*, 19(1), Art. 291. doi: [10.1186/s12888-019-2262-9](https://doi.org/10.1186/s12888-019-2262-9)
- Zilcha-Mano, S., & Errázuriz, P. (2015). One size does not fit all: Examining heterogeneity and identifying moderators of the alliance-outcome association. *Journal of Counseling Psychology*, 62(4), 579-591. doi: [10.1037/cou0000103](https://doi.org/10.1037/cou0000103)
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 21-29. doi: [10.22237/jmasm/1177992180](https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180)
-

Psychometric Properties and Factor Structure of the Brief Religious Coping Scale (Brief-RCOPE) in Puerto Rican Adults

Propiedades psicométricas y estructura factorial de la Escala Breve de Afrontamiento Religioso (Brief-RCOPE) en adultos puertorriqueños

Orlando M. Pagán-Torres *^{1,2}, Eduardo Cumba-Avilés³,
Ernesto Rosario-Hernández⁴, Juan Aníbal González-Rivera²

1 - Albizu University, San Juan Campus, Puerto Rico.

2 - Ponce Health Sciences University, San Juan University Center, Puerto Rico.

3 - Institute for Psychological Research, University of Puerto Rico, Río Piedras Campus.

4 - Ponce Health Sciences University, Ponce, Puerto Rico.

Introduction
Method
Results
Discussion
Conclusion
References

Recibido: 12/01/2021 Revisado: 12/03/2021 Aceptado: 21/03/2021

Abstract

This research examines the psychometric properties and factor structure of the Brief Religious Coping Scale (Brief-RCOPE) in a sample of 302 Puerto Rican adults. We examined its internal consistency (Cronbach's alpha), McDonald's omega coefficient, construct validity, and factor structure. The Brief-RCOPE obtained an alpha coefficient of .94 in the Positive Religious Coping (PRC) subscale and .84 in the Negative Religious Coping (NRC) subscale. The omega coefficient was .94 (PRC) and .85 (NRC), respectively. We conducted a confirmatory factor analysis, using the Satorra-Bentler correction, to examine the factor structure of the Brief-RCOPE. The two-factor model showed a better adjustment to the data than the one-factor model. Indicators of construct validity were also adequate. Our findings suggest that the Brief-RCOPE is a reliable and valid instrument to measure religious coping strategies that may significantly affect people's daily lives.

Keywords: *factor structure, Puerto Rican, psychometric properties, religious coping, religiousness*

Resumen

Esta investigación examina las propiedades psicométricas y estructura factorial de la Escala Breve de Afrontamiento Religioso (Brief-RCOPE) en una muestra de 302 adultos puertorriqueños. Examinamos la consistencia interna (alfa de Cronbach), el coeficiente omega de McDonald, la validez de constructo y la estructura factorial. La Brief-RCOPE obtuvo un coeficiente alfa de .94 en la subescala de afrontamiento religioso positivo (ARP) y de .84 en la de afrontamiento religioso negativo (ARN). El coeficiente omega fue de .94 (ARP) y .85 (ARN), respectivamente. Realizamos análisis factorial confirmatorio mediante la corrección de Satorra-Bentler, para examinar la estructura factorial de la Brief-RCOPE. El modelo de dos factores mostró un ajuste a los datos superior al modelo unifactorial. Los indicadores de validez de constructo también fueron adecuados. Nuestros hallazgos sugieren que la Brief-RCOPE es un instrumento confiable y válido para medir estrategias de afrontamiento religioso que podrían afectar significativamente la vida diaria de las personas.

Palabras clave: *afrontamiento religioso, estructura factorial, puertorriqueños, propiedades psicométricas, religiosidad*

***Author's note:** The authors have no conflict of interest to disclose.

Correspondence to: Orlando M. Pagán Torres, Assistant Professor at Ponce Health Sciences University and Adjunct Professor at Albizu University. E-mail: opagan@psm.edu

How to cite: Pagán-Torres, O. M., Cumba-Avilés, E., Rosario-Hernández, E., & González-Rivera, J. A. (2021). Psychometric properties and factor structure of the Brief Religious Coping Scale (Brief-RCOPE) in Puerto Rican adults. *Revista Evaluar*, 21(2), 48-62. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Eva Crasso, Fiorella Garabano, Gloria Nieve, Alicia Molinari, Eugenia Barrionuevo, Facundo Varela, Florencia Ruiz, Benjamín Casanova, Ricardo Hernández.

Introduction

Research studies reveal that religious/spiritual involvement is associated with better health (Koenig, 2012, 2015; Oman & Syme, 2018). The documented findings concerning the impact of religious/spiritual involvement on health are closely associated with the use of religious coping (RC) strategies (Gerber, Boals, & Schuettler, 2011; Gonçalves, Lucchetti, Menezes, & Vallada, 2015; Pargament, 1997). RC is a strategy based on religious beliefs and practices to prevent and alleviate the negative consequences of stressful events (Pargament, 1997).

Religiosity is a relevant dimension of Puerto Ricans' culture and lifestyle. According to the Pew Research Center survey (2014), 89% of Puerto Ricans living on the island self-perceive as Christians, distributed in Catholic Christians with 56%, followed by Protestant Christians with 33%, while 8% are unaffiliated and 2% who identify themselves as "other", which could include minority religious groups. Therefore, it is not surprising that religious and spiritual beliefs play a significant role in the majority of Puerto Ricans' daily life and culture (Agosto-Cintrón, 1996; Scarano, 2008).

There are several reasons to argue the importance of measuring the religious and spiritual dimensions. First, research reveals that these dimensions can affect people's health in physical, emotional and social aspects when used as positive or negative coping mechanisms (Bonelli & Koenig, 2013; Koenig, 2012; Oman & Syme, 2018). Second, on many occasions, the main complaint of patients/clients who attend therapy is related to religious/spiritual aspects (American Psychiatric Association, 2013). Therefore, the measurement of these constructs will provide more information on the role of religious and spiritual dimensions in people's lives. Third, a

close examination of religiosity and religious coping strategies could help us understand the global vision of the patient/client and strengthen the therapeutic relationship (Richards & Bergin, 2014). Fourth, the information obtained could be relevant in the development of a treatment plan consistent with the needs of the client/patient (Richard & Bergin, 2014). Last, the assessment of these dimensions could help professionals understand the role of spirituality and religiosity in client/patient health care (Gonçalves et al., 2015).

Pargament (1997) defines coping as "the search for meaning in times of stress" (p. 90). In addition, religious coping is defined as the different ways of understanding and handling negative life events that are related to the sacred (Pargament & Raiya, 2007). Pargament (1997) originally developed the *religious coping* construct. This author proposes that religion is one of the ways in which individuals can cope with their life situations through positive and negative strategies that emerge from their religious beliefs and practices. Pargament, Koenig and Perez (2000) developed the first validated instrument to measure religious coping: The Religious Cope (RCOPE). This scale, in its original form, had 105 items distributed in 21 sub-scales. As reported in the study, the reliability estimates of the instrument subscales were high. Specifically, the RCOPE showed a Cronbach alpha internal consistency of .80 or more for all subscales except for two dimensions: *marking the religious limits* (.78) and the *reassessment of the power of God* (.61)

Later, a short version of the RCOPE was developed. The Brief Religious Coping Scale (Brief-RCOPE) includes 14 items as a result of conducting several exploratory factor analyses (EFA) with different samples (Pargament, Smith, Koenig, & Perez, 1998; Pargament, Feuille, & Burdzy, 2011). This measure has the advantage of measuring religious coping strategies in a short

time. The scale consists of 14 items in four-point Likert-type format ranging from *Not at all* to *Very much*. The items are distributed in two dimensions classified as positive religious coping (PRC) and negative religious coping (NRC), as shown by both EFA and a confirmatory factor analysis (CFA) conducted by the authors on two samples (Pargament et al., 1998). The model fit indexes obtained for the CFA two-factor model were adequate. In their review, Pargament et al. (2011) reported that Cronbach's alphas for the NRC were generally lower than those for PRC, with median values for the PRC scale being .92 and .081 for the NRC.

The psychometric properties and factor structure of the Brief RCOPE have been examined in a diversity of countries and populations. For instance, in a sample of 403 Iraqi secondary school students, and following a principal component analysis (PCA), with both varimax and oblimin rotations, PRC and NRC subscales had Cronbach's alphas of .86 and .82, respectively (Al-Hadethe, Hunt, Thomas, & Al-Qaysi, 2016). Also using a PCA but with a promax rotation, Mohammadzadeh and Najafi (2016) examined the structure of the Persian version of the Brief RCOPE among 339 Iranian university students (mean age = 27.30 years). They reported alpha coefficients of .79 for the PRC and .71 for the NRC components extracted, using the eigenvalue > 1.0 criteria. The components showed the same item organization as the original English version. In these two previous studies, the authors did not report the correlation among the components or the observed subscales scores. On the other hand, in three Greek-Orthodox samples, and using an EFA with unweighted least squared extraction and promin oblique rotation, the B-RCOPE showed a two-dimensional factor structure with remarkable stability across the samples corresponding to the PRC (Factor 1) and NRC (Factor 2) dimensions.

Cronbach's alphas were .91 - .96 and .77 - .92 for the PRC and NRC factors, respectively (Paika et al., 2017). The authors reported factor inter-correlations ranging from .33 to .51 in the sub-samples, and a value of .44 for the entire sample. In 2 out of 3 sub-samples, and in the combined sample, item 13 (demonic reappraisal) showed higher loadings on Factor 1, although a higher loading on Factor 2 was expected.

The complexity of the loadings of item 13 was also documented in a study with 170 Brazilian adults with end-stage renal disease, in which the PRC ($\alpha = .83$) and NRC ($\alpha = .75$) dimensions were identified after a PCA with varimax rotation (Ramirez et al., 2012). No data was reported on components inter-correlation. In another study conducted in Brazilian adults (Esperandio, Escudero, Fernandes, & Pargament, 2018), the authors split the sample in two: one for conducting an EFA ($n = 249$) and the other ($n = 276$) to perform a CFA. In the EFA sample (principal axis factoring extraction with varimax rotation), a two-factor solution was reported, with alpha coefficients of .89 and .85 for the PRC and the NRC, respectively. This factor structure was tested with a CFA in the second sample and adequate model fit indexes were observed. In addition, an average variance extracted of .50 (minimum size recommended) was found for each factor, with a composite reliability of .87 for the PRC and .84 for the NRC. Data on the inter-factor correlation was not provided, nor the path diagram of the CFA, although the factors were considered orthogonal in the EFA. In a third study conducted with a Brazilian Portuguese version, Freitas et al. (2015) used the Brief RCOPE in 147 adults (73.5% Roman Catholics) with inflammatory bowel disease. The authors conducted a PCA with varimax rotation and an eigenvalue > 1.5 as the criteria for component retention. Two components were retained which were consistent

with the PRC (Factor 1, $\alpha = .87$) and NRC (Factor 2, $\alpha = .74$) dimensions. Item 14 (*Questioned the power of God*) showed the lowest loading with its respective component (.31). The authors kept this item even when it did not meet their cut-off criteria (a loading $\geq .40$).

Spanish versions of the Brief-RCOPE have been used at least for the past 14 years. As far as can be ascertained, the first Spanish version of this measure was developed by [Rivera-Ledesma and Montero-López \(2007\)](#). In two samples (sample 1, $n = 129$; sample 2, $n = 209$) of Mexican adults aged 50 and over (88% Catholics), these authors found internal consistency (alpha) values ranging from .82 to .83 for the PRC and from .60 to .65 for the NRC. When they removed item 13 from the NRC subscale, its alpha values were .62 and .67, respectively. The authors then submitted data from the larger sample to a PCA with varimax rotation, using the eigenvalue > 1.0 criteria to determine the number of components. Although they found four components in the initial analysis, only the PRC showed a configuration identical to the original version. Only three items loaded on the NRC component, yielding an alpha coefficient of .50. The internal consistency of the PRC ($\alpha = .83$) and NRC ($\alpha = .61$) was also reported in a study in which [Robles-García et al. \(2014\)](#) used the Spanish Brief RCOPE in a sample of Mexican patients with paranoid schizophrenia. However, in this study, the factor structure of the scale was not examined. [Martinez and Sousa \(2011\)](#), on their behalf, used a Spanish version of the scale in a sample of 121 Mexican-American adults with type 2 diabetes (82% Catholics). In their first PCA, they found three factors with eigenvalues > 1.0 , with the third factor being composed by items 6 and 7. After excluding those items, additional PCAs (with oblimin and varimax rotations) revealed a two-component solution in which item 13 did not load onto any of them. Cronbach's

alpha values for the 5-item PRC and the 6-item NRC were of .85 and .86, respectively.

However, the Brief-RCOPE bifactor structure was replicated in a sample of 442 Spanish-speaking Chileans aged 18 to 83 years who had been exposed to traumatic events ([García, Oyanedel, Páez, & Arias, 2021](#)). The measure obtained a Cronbach's alpha of .94 for the PRC subscale and .79 for the NRC dimension. In this study, the authors used a CFA with the robust weighted least square estimation due to the lack of multivariate normality of the data. Model fit indexes yielded excellent results. The correlation among the PRC and NRC factors was .35. In a fifth study conducted with a Spanish version of the scale, [Mezzadra and Simkin \(2017\)](#) used the Brief RCOPE with 200 Catholic students from Buenos Aires, Argentina (aged 14 to 18 years). The authors analyzed data with a polychoric correlation matrix using a CFA and obtained adequate goodness of fit indexes for a two-factor structure. Alpha coefficients for the PRC and NRC were .83 and .72, respectively.

The scientific study of religion and spirituality from a mental health perspective in Puerto Rico has increased in recent years ([González-Rivera et al., 2019](#); [Pagán-Torres, Sánchez-Galarza, Tollinchi-Natali, & González-Rivera, 2017](#)). Currently, there are wide varieties of religious and spiritual measures validated with Puerto Rican samples ([Pagán-Torres & González-Rivera, 2019](#)). Recently, [González-Rivera and Pagán-Torres \(2018\)](#) validated in Puerto Rico a religious coping scale with 350 adult participants. The measure obtained a Cronbach's alpha internal consistency of .95. This scale is based on the [Lazarus and Folkman \(1986\)](#) Transactional Model of Stress and Coping, which conceptualizes coping styles in two dimensions: internal and external coping strategies. The first study in which a Spanish version of the Brief RCOPE was used in

Puerto Rico was conducted with a sample of 70 Puerto Rican adult patients (61% Catholics) with cancer (Rodríguez-Carrión, Sayers-Montalvo, & Martínez-Taboas, 2011). Nevertheless, no data about the psychometric performance of the scale in that sample was provided. Years later, Colón-Rivera (2014) translated into Spanish and validated the Brief RCOPE with 226 Puerto Rican adults. The psychometric properties of the instrument revealed a reliability coefficient of .93 for the PRC subscale, and .88 for the NRC subscale. However, the factor structure of the Brief RCOPE has not been explored in a sample of Puerto Ricans.

Therefore, this study has the following aims. First, (a) to examine the factor structure (unidimensional or multidimensional) of the Brief RCOPE, using CFA with the maximum likelihood estimation, in a sample of Puerto Rican adults, given that the state of the research literature reflects a lack of evidence on the factor structure of the Brief RCOPE in Puerto Ricans (Pagán-Torres & González-Rivera, 2019). Second, (b) to examine the reliability of the Brief RCOPE through Cronbach's alpha internal consistency and McDonald's omega coefficient. Third, (c) to evaluate the corrected item-total correlation of each item and concurrent validity of each subscale. Finally, (d) to examine the construct validity, through the evidence of its convergent and discriminant validity, using the average variance extracted (AVE) and related statistics.

Method

Research design and procedures

This research has an instrumental design consisting of a one-time assessment. This is a secondary analysis from a research study authorized by the Institutional Review Board (IRB) from Ponce Health Sciences University, Ponce,

Puerto Rico (protocol #1902005352). Once the IRB authorization was obtained, the recruitment of the participants began. The digital platform PsychData was employed to collect the online survey data. Online recruitment was achieved through the sharing of study information via social networks and emails. When the participants accessed the survey link, they proceeded to read the informed consent form, which explained all the information, the purpose, the procedures, and the benefits and risks of the research. If the participants agreed to participate, they proceeded to communicate their consent in the space provided in the digital form. In order to guarantee the protection of confidentiality, only an identification code was assigned in the database to record the data of the participants, but no identifying data was collected. After completing the informed consent form, participants proceeded to complete the sociodemographic data form, as well as the study measures.

Participants

A non-probabilistic recruitment strategy was applied. The convenient sample consisted of 302 Puerto Rican adults. The sample average age was 35.79 years (SD = 12.14). The inclusion criteria were: (1) being 21 years of age or older, (2) possessing the ability to read and understand Spanish, (3) being Puerto Rican, and (4) being a resident of Puerto Rico. Table 1 shows the full sociodemographic characteristics of the participants.

Measures

Sociodemographic Data Form. This document included questions aimed to explore the profile of

Table 1
Sociodemographic Characteristics of the Sample.

Demographics	<i>f</i>	%			
<i>Sex</i>			<i>Religious Affiliation</i>		
Male	78	25.8	Catholic	124	41.1
Female	224	74.2	Protestant (Evangelical, Methodist, Baptists, Pentecostal)	116	38.4
<i>Age</i>			Adventist	2	0.7
21-29	134	44.2	Islamism (Muslim)	1	0.3
30-39	66	21.9	Buddhism	5	1.7
40-49	48	15.9	Santería	1	0.3
50-59	41	13.8	None	53	17.5
60-69	11	3.6	<i>Importance of Religion</i>		
70-71	2	0.6	Nothing	36	11.9
<i>Marital Status</i>			Somewhat	57	18.9
Single	148	49.0	Important	80	26.5
Married	102	33.8	Very important	129	42.7
Widowed	3	1.0	<i>Participation in religious activities</i>		
Divorced	18	6.0	Never	59	19.5
Cohabiting (free union)	31	10.3	Once a year	79	26.2
<i>Annual Income (USD)</i>			Monthly	44	14.6
\$0–20,000	150	49.7	Weekly	107	35.4
\$21,000–30,000	47	15.6	Daily	13	4.3
\$31,000–40,000	34	11.3	<i>Participation in private religious activities</i>		
\$41,000–50,000	13	4.3	Never	60	19.9
\$51,000–60,000	18	6.0	Once a year	28	9.3
\$61,000 or more	40	13.2	Monthly	25	8.3
<i>Academic Preparation</i>			Weekly	53	17.5
High school or less	14	4.6	Daily	136	45.0
Associate degree/technical	13	4.3	Note. N = 302.		
Bachelor's degree	84	27.8			
Master's degree	102	33.8			
Doctoral degree	89	29.5			

the study participants such as the age, marital status, gender, annual income, religious affiliation, importance assigned to religion, participation in religious activities, and participation in private religious practices.

Brief Religious Coping Scale (Brief-RCOPE; Pargament et al., 1998). To measure religious coping, we used the Brief Scale of Religious Strategies (Brief RCOPE) described by Pargament et al., (2011). We used the Spanish version validated in the Puerto Rican population by Colón-Rivera (2014). The inventory measures PRC and NRC strategies based on the Pargament (1997) theoretical model. The instructions of the Brief-RCOPE invite participants to think about the most stressful event they have experienced in the last year. Then, the scale presents a list of 14 RC strategies (e.g., *I looked for God's love and care; I looked for God's help to release my courage; I wondered if God had abandoned me*), and ask the respondent to indicate, on a four-point Likert-type response scale, the degree to which each strategy applied to them: 1 (*Not at all*), 2 (*Somewhat*), 3 (*Quite a bit*) and 4 (*Very much*).

Data analyses

The IBM SPSS version 27.0 program (IBM Corp., 2020) was used to perform most statistical analyses. Descriptive statistics were calculated through measures of central tendency (mean, mode and median) and use of percent and frequencies, to explore the sociodemographic characteristics of the sample. In addition, the items' discrimination index through corrected item-total correlation (r_{bis}) were considered. Those items with correlations magnitudes greater than .30 had acceptable discrimination indexes (Kline, 2005). The reliability of the measure was explored using

the Cronbach's alpha and the McDonald's omega coefficients, both had to be equal or greater than .70 to be considered adequate (DeVellis, 2017). In addition, the convergent validity of the Brief RCOPE was examined through the average variance extracted (AVE) as recommended by Fornell and Larcker (1981). To establish convergent validity, the AVE had to be equal to or greater than .50, thus establishing that 50% or more of the construct's variance was due to its indicators (Fornell & Bookstein, 1982). Concurrent validity was examined through a Pearson correlation coefficient between the PRC subscale and ratings in areas such as *importance of religion, participation in religious activities* and *participation in private religious practices* (e.g., prayer, sacred texts readings) which were extracted from the sociodemographic data form. For the examination of concurrent validity, Pearson correlation values less than .35 were considered weak or low correlations; values between .36 and .67 were considered moderate correlations; values between .68 and .89 were considered high correlations, and, finally, values from .90 onwards were considered very high correlations (Taylor, 1990). Finally, to determine the discriminant validity of each dimension, the value obtained by the individual AVE of each factor had to be higher than the maximum shared variance (MSV) and the average shared variance (ASV).

Using STATA version 15 program (StataCorp, 2017), two CFAs were conducted with the robust maximum likelihood estimation method. Specifically, the Satorra-Bentler adjustments were employed, which is a recommended alternative when data is not normally distributed (Satorra & Bentler, 2001), as it is the case in the current study's measurement. In order to examine how the proposed model adjusted to the data, the following assessments were conducted: the corrected Chi-square test (χ^2_{sb}), the ratio between

the latter and the degrees of freedom (χ^2_{sb} / df), the corrected root mean square error of approximation (RMSEA_{sb}), the standardized root mean square residual (SRMR), the Tucker-Lewis index (TLI), the comparative fit index (CFI), and the Akaike information criterion (AIC). Values of χ^2_{sb} / df lower than 3.0 were indicative of a very good fit for the model, while values of 5.0 or below were considered acceptable. Values of RMSEA less than .08, and SRMR values less than .08 were indicative of an acceptable adjustment of the model (Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008; Kline, 2011). Meanwhile, CFI and TLI values greater than .90 represented acceptable adjustment of the model (Hooper et al., 2008; Kline, 2011). In addition, we used the AIC to compare the models' parsimony. The model with the lower index shows a better adjustment (Schumacker & Lomax, 2010). For the purpose of examining the statistical significance of the changes in the fit of the models when comparing one to the other, the $\Delta \chi^2_{sb}$ test was conducted (also known as the Satorra-Bentler scaled Chi-square difference test) with a p value of .05. So, as to evaluate the magnitude or size of such changes, Cohen's *w* (Cohen, 1988) was employed, a coefficient whose suggested standards for a small (.1), medium (.3), and large (.5) effect are provided in parenthesis.

Results

Assessment of the normality assumptions

Using SPSS 27.0 (IBM Corp., 2020), the univariate normality assumption was tested using the Kolmogorov-Smirnov and the Shapiro-Wilks test. In both cases, the tests provided evidence that none of the 14 items had a normal distribution ($p < .001$). Tests for multivariate normality conducted with STATA also yielded results that revealed violations to the normality assumption [Mardia

mSkewness = 62.61, $\chi^2_{(560)} = 3186.91$, $p < .001$; Mardia mKurtosis = 325.98, $\chi^2_{(1)} = 1752.54$, $p < .001$; Doornik-Hansen test, $\chi^2_{(28)} = 2443.01$, $p < .001$). Given the lack of normality of data, and to correct its effect on the estimation of the standard errors of parameters and global model fit, we used the Satorra-Bentler adjustments as part of the maximum likelihood estimation in STATA.

Confirmatory factor analyses

To determine the factor structure of the Brief RCOPE (Spanish version), two CFA were performed using the robust maximum likelihood estimation method. The first model evaluated was the one-dimensional model, in which the 14 original items were loaded onto one factor (M1). The CFA showed that the one-factor structure did not obtain adequate goodness of fit indexes. Then, a second model (M2) was examined with a two-correlated factor structure, in which items 1, 2, 3, 4, 5, 6 and 7 loaded on a common factor identified in the literature as PRC, and the items 8, 9, 10, 11, 12, 13 and 14 loaded on a common factor identified in the literature as NRC. Although this model was superior to the one-factor model (Table 2), item 14 yielded low factor loading ($< .40$) in the NRC latent variable and affected the goodness of fit statistics of the model. Therefore, the model was re-specified (see Figure 1) by eliminating this item (M2a). At this stage, the CFA revealed that the revised two-factor model of the Brief RCOPE provided the best adjustment to the data [Corrected $\chi^2 = 142.94$, $p < .001$; Corrected RMSEA = .06; SRMR = .07; Corrected CFI = .96; Corrected TLI = .95; AIC = 7966.14 (see Table 2)]. Observed scores for the 7-item NRC factor and the 6-item version correlated at .99.

The examination of the statistical significance of the changes in the models using the $\Delta \chi^2_{sb}$

test yielded a p value of less than .001. Cohen's w values for the M1 to M2 and the M2 to M2a comparison, which examined the size of the change in the χ^2_{sb} value considering the change in degrees of freedom, were 1.30 (large size) and .12 (small

size), respectively. This suggests that the differences in the fit indexes between the models examined were not trivial, although were substantially greater from M1 to M2.

Table 2

Goodness-of-fit tests for analyzed models using robust maximum likelihood estimation.

Model	χ^2_{sb}	χ^2_{sb}/df	RMSEA _{sb}	SRMR	CFI _{sb}	TLI _{sb}	AIC	$\Delta\chi^2_{sb} (\Delta df)$
M1	701.47	9.11	.16	.20	.70	.64	9279.57	
M2	194.93	2.57	.07	.10	.94	.93	8517.41	$\Delta\chi^2_{sb} (1) = 70.80$
M2a	142.94	2.23	.06	.07	.96	.95	7966.14	$\Delta\chi^2_{sb} (12) = 50.25$

Note. Degrees of freedom for M1, M2 and M2a are 77, 76 and 64, respectively. M1 = one-dimensional model with 14 items; M2 = two-correlated-factors model; M2a = two-correlated-factors model with 13 items (deleting item 14); sb = Satorra-Bentler adjustments; χ^2_{sb} = corrected Chi-square Test; df = degrees of freedom; RMSEA_{sb} = corrected root mean square error of approximation; SRMR = standardized root mean square residual; CFI_{sb} = corrected comparative fit index; TLI_{sb} = corrected Tucker-Lewis index; AIC = Akaike information criterion; $\Delta\chi^2_{sb}$ = Satorra-Bentler scaled Chi-square difference test; χ^2_{sb} values and $\Delta\chi^2_{sb}$ tests are significant at $p < .001$.

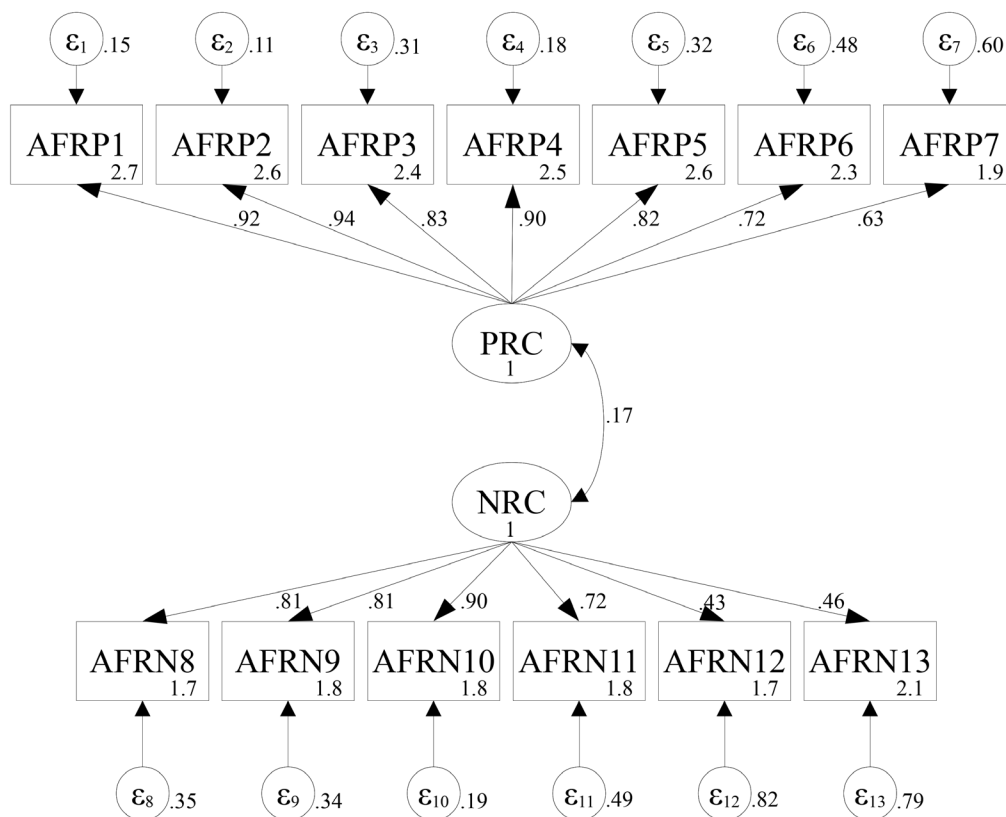


Figure 1

Two-factor structure model of the Brief-Religious Coping Scale.

Table 3

Average variance extracted, maximum shared variance and average shared variance.

	Factors	AVE	MSV	ASV	Factor 1	Factor 2
Brief RCOPE	Positive Religious Coping	.69	.03	.03	1	.23***
	Negative Religious Coping	.51	.03	.03	.17**	1

Note. The value below the diagonal represents the correlation between latent factors, while the value above the diagonal represent the correlation among direct scores AVE = average variance extracted; MSV = maximum shared variance; ASV = average shared variance; Brief R-COPE = Brief Religious Coping Scale. ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Reliability and Validity of the Brief-RCOPE

All the Brief RCOPE items obtained discrimination indexes greater than .30 using the corrected item-total correlation technique as recommended (Kline, 2005). Table 4 shows the discrimination indexes of all items. In terms of the Cronbach's reliability, the PRC subscale obtained an excellent coefficient of .94 and the NRC subscale showed an alpha value of .84. The omega coefficient was .94 for the PRC subscale and .85 for the NRC subscale. The convergent and discriminant validity of the revised two-correlated-factor model was also examined through the AVE, ASV, and MSV. Results showed that the AVE values for both factors were higher than the values of MSV and ASV (see Table 3). Furthermore, the PRC subscale correlated positively and significantly with the importance toward religious belief ($r = .681, p < .001$), participation in religious activities ($r = .569, p < .001$), and participation of private religious practices ($r = .568, p < .001$). However, the NRC did not correlate with these variables. The results showed that the Brief-RCOPE has a good convergent and discriminatory validity.

Discussion

The present study aimed to examine the psychometric properties and factor structure of

the Brief-RCOPE. The CFA showed a satisfactory fit with the data to the bifactorial structure of the Brief-RCOPE, particularly the model. These results are consistent with other studies conducted in Spanish-speaking countries, such as Chile (García et al., 2021), Argentina (Mezzadra & Simkin, 2017) and Mexico (Martinez & Sousa, 2011; Rivera-Ledesma & Montero-López, 2007), in which the Brief-RCOPE obtained a bifactor structure and good reliability scores. For the revised two-factor model, item 14 was removed given the improvement in the goodness-of-fit of the structure model associated with its exclusion. The relative weakness of item 14 for our sample is similar to findings from Freitas et al. (2015). It should be noted that retaining the item in the NRC would also reduce the alpha coefficient of the factor to .84, the omega coefficient to .84, and the AVE to .451. This latter value would be below the requested level (of .50 or more) to support the convergent validity of the NRC factor, and is considered unacceptable. However, the overall results of the revised model replicate the two-dimensional structure considered by the authors in the theoretical construction of the instrument. The two-factor structure of the Brief-RCOPE is closely related to the theoretical foundations and assumptions of the coping model. Furthermore, this instrument obtained adequate Cronbach alpha internal consistency and omega coefficient for the PRC and NRC dimensions, which is con-

Table 4
Item discrimination indexes and confidence intervals for factor loadings.

Items of the Brief R-COPE (in Spanish)	r_{bis1}	r_{bis2}	β	95% CI_{sb}
1. Busqué una conexión más fuerte con Dios.	.87		.92	.90 – .95
2. Busqué el amor y cuidado de Dios.	.90		.94	.93 – .96
3. Busqué ayuda de Dios para soltar mi coraje.	.80		.83	.79 – .88
4. Intenté resolver la situación de la mano de Dios.	.87		.90	.88 – .93
5. Traté de ver cómo Dios podría estar tratando de fortalecerme en esta situación.	.80		.82	.78 – .87
6. Pedí perdón por mis pecados.	.71		.72	.66 – .78
7. Me enfoqué en la religión para dejar de preocuparme por mis problemas.	.61		.63	.57 – .69
8. Me pregunté si Dios me había abandonado.		.73	.81	.74 – .88
9. Sentí que Dios me había castigado por mi falta de devoción (consagración o fervor).		.71	.81	.74 – .89
10. Me pregunté qué hice para que Dios me castigara así.		.80	.90	.86 – .95
11. Dudé del amor de Dios por mí.		.66	.72	.62 – .81
12. Me pregunté si mi iglesia me había abandonado.		.43	.43	.29 – .57
13. Decidí que el diablo (Satanás, Lucifer o el mal) había hecho que esto sucediera.		.45	.46	.34 – .59

Note. $N = 302$. r_{bis1} = corrected item-total correlations of items with the positive *religious coping factor*; r_{bis2} = corrected item-total correlations of items with the negative religious coping factor (revised two-factor model); β = standardized regression coefficient for each item with its respective factor in the revised two-factor model; CI_{sb} = confidence interval with the Satorra-Bentler correction for non-normality; Brief R-COPE = Brief Religious Coping Scale. All coefficients are statistically significant at $p < .001$.

sistent with previous psychometric data about the scale when used with Puerto Ricans (Colón-Rivera, 2014). All the items obtained an adequate discrimination index. The AVE, MSV and ASV of the subscales were excellent, showing a good concurrent, convergent, and discriminant validity. The data suggest that the Brief-RCOPE is a reliable and valid instrument to measure RC strategies among Puerto Rican adults, particularly if item 14 is excluded.

Despite the fact there is a religious coping measure validated with Puerto Rican samples (González-Rivera & Pagán-Torres, 2018), the measure is based in the Lazarus and Folkman

(1986) theoretical model of external and internal coping strategies. However, the Brief RCOPE is based on the Pargament theoretical model of positive and negative religious coping strategies (Pargament, 1997). In fact, this is the original model that conceptualized the religious coping strategies as a variable of study. Furthermore, the Brief-RCOPE is a measure widely used in a diversity of countries to measure RC. Therefore, the examination of its reliability, validity and factor structure is essential to promoting the scientific study of religion and spirituality in Puerto Rico, as well as to comparing the findings from studies conducted in other countries to the results ob-

tained in Puerto Rico.

The Brief-RCOPE may be used in a clinical and research context with clinical and non-clinical samples. In the clinical setting, this measure may be used as a tool for screening religious strategies with high precision and in a short time. Another advantage of this measure is that it provides the opportunity to simultaneously administer a battery of other religious/spiritual and mental health measures (for clinical or research purposes) to explore additional constructs that are positively and negatively associated with RC. The findings provide preliminary evidence of the validity and factor structure of the Brief-RCOPE in the Puerto Rican context. This study adds support to the relevance of conducting additional research in Puerto Rico aimed to evaluate the relationship that PRC and NRC dimensions may have with mental health variables in clinical and non-clinical samples.

Our study has several limitations. First, the participants in the study were not randomly recruited. Instead, we used a non-probabilistic convenience recruitment method. Therefore, our sample is not representative of the Puerto Rican adult population. Second, we did not evaluate the reliability of the instrument over time (using a test-retest strategy). However, we did evaluate Cronbach alpha consistency and McDonald's omega coefficient. In addition, digital recruitment allowed us to amplify the diversity of the sample in terms of sociodemographic characteristics and sample size. Moreover, we used advanced statistical techniques with CFA and an adequate sample size to provide empirical strength to our results. Third, the number of women participants was significantly higher than the number of men participants in this study. Further studies should consider exploring factorial invariance and external validity (correlations with other psychological variables), among other relevant analyses. In

addition, future research should consider working with religious samples, as working with university students or the general population is one of the main limitations within the field of Psychology of Religion and Spirituality (Kapusinski & Masters, 2010). Despite the limitations mentioned above, the results of this study provide relevant and preliminary information on the psychometric properties and factor structure of the Brief RCOPE in Puerto Rican adults. In addition, we suggest future research to focus on using a diversity of psychological measures that have been positively and negatively associated with RC to examine the nature of PRC and NRC strategies as potential protective or risk factors in diverse populations.

Conclusion

This is the first study aimed to examine the psychometric properties and factor structure of the Brief-RCOPE in Puerto Ricans. Our findings revealed that the Spanish Brief-RCOPE used in Puerto Rico has excellent psychometric properties and essentially replicates the two-dimensional factor structure. These findings support the applicability of the Brief-RCOPE within the Puerto Rican population. Future studies could further explore the relevance of Brief-RCOPE dimensions with other religious/spiritual measures and mental health outcomes in Puerto Rican clinical (outpatient) and non-clinical samples. This research represents a significant contribution to the scientific study of religion and spirituality in Puerto Rico. In summary, the Brief-RCOPE is a reliable and valid measure, easy to administer, that may be used in any research and/or clinical setting to explore religious coping strategies and their potential status as protective or risk factors on mental health.

References

- Agosto-Cintrón, N. (1996). *Religión y cambio social en Puerto Rico: 1898-1940* [Religion and social change in Puerto Rico]. San Juan, Puerto Rico: Huracán.
- Al-Hadethe, A., Hunt, N., Thomas, S., & Al-Qaysi, A. (2016). Cross-cultural validation and psychometric properties of the Arabic Brief Religious Coping Scale (A-BRCS). *Journal of Religion and Health, 55*(1), 16-25. doi: [10.1007/s10943-014-9963-7](https://doi.org/10.1007/s10943-014-9963-7)
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). doi: [10.1176/appi.books.9780890425596](https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596)
- Bonelli, R. M., & Koenig, H. G. (2013). Mental disorders, religion and spirituality 1990 to 2010: A systematic evidence-based review. *Journal of Religion and Health, 52*(2), 657-673. doi: [10.1007/s10943-013-9691-4](https://doi.org/10.1007/s10943-013-9691-4)
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Colón-Rivera, Y. (2014). *Traducción, adaptación cultural y validación del Brief Religious Coping Scale en una muestra de puertorriqueños/as* [Translation, cultural adaptation and validation of the Brief Religious Coping Scale in a sample of Puerto Ricans] (Doctoral Dissertation). Ponce Health Sciences University, Ponce, Puerto Rico.
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Esperandio, M. R. G., Escudero, F. T., Fernandes, M. L., & Pargament, K. I. (2018). Brazilian validation of the Brief Scale for Spiritual/Religious Coping-SRCOPE-14. *Religions, 9*(1), 31. doi: [10.3390/rel9010031](https://doi.org/10.3390/rel9010031)
- Fornell, C., & Bookstein, F. L. (1982). Two structural equation models: LISREL and PLS applied to consumer exit-voice theory. *Journal of Marketing Research, 19*(4), 440-452. doi: [10.2307/3151718](https://doi.org/10.2307/3151718)
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*(1), 39-50. doi: [10.2307/3151312](https://doi.org/10.2307/3151312)
- Freitas, T. H., Hyphantis, T. N., Andreoulakis, E., Quevedo, J., Miranda, H. L., Alves, G. S., ... & Carvalho, A. F. (2015). Religious coping and its influence on psychological distress, medication adherence, and quality of life in inflammatory bowel disease. *Revista Brasileira de Psiquiatria, 37*(3), 219-227. doi: [10.1590/1516-4446-2014-1507](https://doi.org/10.1590/1516-4446-2014-1507)
- García, F. E., Oyanedel, J. C., Páez, D., & Arias, P. R. (2021). Psychometric properties of the Brief Religious Coping Scale (Brief-RCOPE) in Chilean adults exposed to stressful events. *Journal of Religion and Health, 60*(1), 475-487. doi: [10.1007/s10943-019-00976-7](https://doi.org/10.1007/s10943-019-00976-7)
- Gerber, M. M., Boals, A., & Schuettler, D. (2011). The unique contributions of positive and negative religious coping to posttraumatic growth and PTSD. *Psychology of Religion and Spirituality, 3*(4), 298-307. doi: [10.1037/a0023016](https://doi.org/10.1037/a0023016)
- Gonçalves, J. P. B., Lucchetti, G., Menezes, P. R., & Vallada, H. (2015). Religious and spiritual interventions in mental health care: A systematic review and meta-analysis of randomized controlled clinical trials. *Psychological Medicine, 45*(14), 2937-2949. doi: [10.1017/S0033291715001166](https://doi.org/10.1017/S0033291715001166)
- González-Rivera, J. A., & Pagán-Torres, O. M. (2018). Desarrollo y validación de un instrumento para medir estrategias de afrontamiento religioso [Development and validation of an instrument for measuring religious coping strategies]. *Revista Evaluar, 18*(1), 70-86. doi: [10.35670/1667-4545.v18.n1.19771](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n1.19771)
- González-Rivera, J. A., Pagán-Torres, O. M., Soto-Rodríguez, N. E., Rodríguez-Torres, E., Maymí-Guadalupe, L. G., & Rodríguez-Rivera, N. N. (2019). Espiritualidad y religiosidad en revistas puertorriqueñas de psicología: Un análisis bibliométrico [Spirituality and religiosity in Puerto Rican journals of psychology: A bibliometric analysis]. *Ciencias de la Conducta, 34*(1), 1-38. Retrieved from <https://cienciasdeconducta.org/index.php/cdc>

- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. Retrieved from <https://academic-publishing.org/index.php/ejbrm>
- IBM Corp. (2020). IBM SPSS Statistics for Windows (Version 27.0). [Computer software]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Kapuscinski, A. N., & Masters, K. S. (2010). The current status of measures of spirituality: A critical review of scale development. *Psychology of Religion and Spirituality*, 2(4), 191-205. doi: [10.1037/a0020498](https://doi.org/10.1037/a0020498)
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kline, T. J. B. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Koenig, H. G. (2012). Religion, spirituality, and health: The research and clinical implications. *International Scholarly Research Notices*, Article ID 278730, 1-33. doi: [10.5402/2012/278730](https://doi.org/10.5402/2012/278730)
- Koenig, H. G. (2015). Religion, spirituality, and health: A review and update. *Advances in Mind-Body Medicine*, 29(3), 19-26. Retrieved from <https://advances-journal.com>
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1986). *Estrés y procesos cognitivos* [Stress and cognitive process]. Barcelona, España: Martínez Roca.
- Martinez, N. C., & Sousa, V. D. (2011). Cross-cultural validation and psychometric evaluation of the Spanish Brief Religious Coping Scale (S-BRCS). *Journal of Transcultural Nursing*, 22(3), 248-256. doi: [10.1177/1043659611404426](https://doi.org/10.1177/1043659611404426)
- Mezzadra, J., & Simkin, H. (2017). Validación de la Escala Abreviada de Afrontamiento Religioso Brief-RCOPE en el contexto argentino en estudiantes de confesión católica [Validation of the Brief Scale of Religious Coping Brief-RCOPE in the Argentine context in students of catholic denomination]. *Revista Evaluar*, 17(1), 18-28. doi: [10.35670/1667-4545.v17.n1.17071](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n1.17071)
- Mohammadzadeh, A., & Najafi, M. (2016). Factor analysis and validation of the Brief Religious Coping Scale (Brief-RCOPE) in Iranian university students. *Mental Health, Religion & Culture*, 19(8), 911-919. doi: [10.1080/13674676.2017.1282445](https://doi.org/10.1080/13674676.2017.1282445)
- Oman, D., & Syme, S. L. (2018). Weighing the evidence: What is revealed by 100+ meta-analyses and systematic reviews of religion/spirituality and health? In D. Oman (Ed.). *Why religion and spirituality matter for public health: Evidence, implications and resources* (2nd ed., pp. 261-282). doi: [10.1007/978-3-319-73966-3](https://doi.org/10.1007/978-3-319-73966-3)
- Pagán-Torres, O. M., & González-Rivera, J. A. (2019). Desarrollo de medidas religiosas y espirituales en Puerto Rico: Una revisión [Development of religious and spiritual measures in Puerto Rico: A review]. *Ciencias de la Conducta*, 34(1), 153-182. Retrieved from <https://cienciasdelaconducta.org/index.php/cdc>
- Pagán-Torres, O. M., Sánchez-Galarza, A., Tollinchi-Natali, N., & González-Rivera, J. A. (2017). Evaluando la relación entre la religiosidad y la salud mental en Puerto Rico: Una revisión sistemática [Evaluating the relationship between religiosity and mental health in Puerto Rico: A systematic review]. *Ciencias de la Conducta*, 32(1), 128-152. Retrieved from <http://bookshelf.albizu.edu/pdf>
- Paika, V., Andreoulakis, E., Ntountoulaki, E., Papaioannou, D., Kotsis, K., Siafaka, V., ... & Hyphantis, T. (2017). The Greek-Orthodox version of the Brief Religious Coping (B-RCOPE) instrument: Psychometric properties in three samples and associations with mental disorders, suicidality, illness perceptions, and quality of life. *Annals of General Psychiatry*, 16(1). doi: [10.1186/s12991-017-0136-4](https://doi.org/10.1186/s12991-017-0136-4)
- Pargament, K. (1997). *The psychology of religion and coping. Theory, research, practice*. New York, NY: The Guilford Press.
- Pargament, K., Feuille, M., & Burdzy, D. (2011). The Brief RCOPE: Current psychometric status of a short measure of religious coping. *Religions*, 2(1), 51-76. doi: [10.3390/rel20110051](https://doi.org/10.3390/rel20110051)

10.3390/rel2010051

- Pargament, K. I., Koenig, H. G., & Perez, L. M. (2000). The many methods of religious coping: Development and initial validation of the RCOPE. *Journal of Clinical Psychology*, 56(4), 519-543. doi: 10.1002/(sici)1097-4679(200004)56:4<519::aid-jclp6>3.0.co;2-1
- Pargament, K. I., & Raiya, H. A. (2007). A decade of research on the psychology of religion and coping: Things we assumed and lessons we learned. *Psyche and Logos*, 28(2), 742-766. Retrieved from <https://tidsskrift.dk/psyke/article/viewFile/8398/6958>
- Pargament, K. I., Smith, B. W., Koenig, H. G., & Perez, L. (1998). Patterns of positive and negative religious coping with major life stressors. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 37(4), 710-724. doi: 10.2307/1388152
- Pew Research Center. (November 13, 2014). Religion in Latin America: Widespread change in a historically catholic region. Retrieved from <https://www.pewforum.org>
- Ramirez, S. P., Macêdo, D. S., Sales, P. M. G., Figueiredo, S. M., Daher, E. F., Araújo, S. M., ... & Carvalho, A. F. (2012). The relationship between religious coping, psychological distress and quality of life in hemodialysis patients. *Journal of Psychosomatic Research*, 72(2), 129-135. doi: 10.1016/j.jpsychores.2011.11.012
- Richards, P. S., & Bergin, A. E. (Eds.). (2014). *Handbook of psychotherapy and religious diversity* (2nd ed.). Arlington, VA: American Psychological Association. doi: 10.1037/14371-000
- Rivera-Ledesma, A., & Montero-López, L. M. (2007). Medidas de afrontamiento religioso y espiritualidad en adultos mayores mexicanos [Measures of religious coping and spirituality among Mexican older adults]. *Salud Mental*, 30(1), 39-47. Retrieved from http://www.revistasaludmental.mx/index.php/salud_mental/index
- Robles-García, R., López-Luna, S., Páez, F., Escamilla, R., Camarena, B., & Fresán, A. (2014). History of religious delusions and psychosocial functioning among Mexican patients with paranoid schizophrenia. *Journal of Religion and Health*, 53(6), 1622-1633. doi: 10.1007/s10943-013-9727-9
- Rodríguez-Carrión, D. M., Sayers-Montalvo, S., & Martínez-Taboas, A. (2011). Contribución del manejo religioso a la calidad de vida y sintomatología depresiva en una muestra de hispanos que tienen un diagnóstico de cáncer [Contribution of religious coping to the quality of life and depressive symptomatology in a sample of Hispanics with a diagnosis of cancer]. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 22(1), 27-45. Retrieved from <http://www.ojs.repsasppr.net/index.php/repas>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. doi: 10.1007/BF02296192
- Scarano, F. A. (2008). *Puerto Rico: Cinco siglos de historia*. New York, NY: McGraw-Hill Interamericana.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling* (3rd ed.). Milton Park, Oxfordshire: Routledge/Taylor & Francis Group.
- StataCorp. (2017). Stata Statistical Software: Release 15. [Computer software]. StataCorp. Retrieved from <https://www.stata.com>
- Taylor, R. (1990). Interpretation of the correlation coefficient: A basic review. *Journal of Diagnostic Medical Sonography*, 6(1), 35-39. doi: 10.1177/875647939000600106

Validación de Child and Adolescent Mindfulness Measure en escolares de Lima, Perú

Validation of Child and Adolescent Mindfulness Measure in pupils from Lima, Peru

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

María Graciela Gustin-García¹, Alberto Alegre-Bravo^{* 2}

1 - Universidad Antonio Ruiz de Montoya, Pueblo Libre, Perú.

2 - Universidad San Ignacio de Loyola, Lima, Perú.

Recibido: 23/10/2020 Revisado: 15/12/2020 Aceptado: 17/02/2021

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo adaptar y analizar las propiedades psicométricas de la escala Child and Adolescent Mindfulness Measure - CAMM de (Greco, Baer, & Smith, 2011) en una muestra de 2120 estudiantes de ambos sexos, entre 10 y 17 años, ubicados en colegios públicos y privados de Lima Metropolitana. Se realizaron los análisis factoriales, exploratorio y confirmatorio a la escala adaptada lingüísticamente y se evidenció una estructura unifactorial para 8 ítems de los 10 de la escala original, con una varianza explicada del 74%. Con el análisis de confiabilidad se obtuvo como resultado una adecuada consistencia interna, siendo el alfa ordinal de .78. Adicionalmente, se analizaron diferencias entre los puntajes obtenidos según sexo y edad. Se concluyó que la versión con 8 ítems de la escala CAMM adaptada posee evidencias de validez y de confiabilidad para evaluar *mindfulness*/atención plena en niños y adolescentes limeños.

Palabras clave: *mindfulness*, adaptación lingüística, confiabilidad, validez

Abstract

The aim of this study was to translate and study the psychometric properties of the Child and Adolescent Mindfulness Measure - CAMM (Greco, Baer, & Smith, 2011). The CAMM was administered to a sample of 2120 students in Lima Metropolitana, boys and girls aged between 10 and 17 years old. After an exploratory and confirmatory factor analysis a single component structure showed good fit with an explained variance of 74%. The CAMM showed an adequate internal consistency ($\alpha_{ord} = .78$). Moreover, differences between the scores obtained by gender and age were analyzed. The new Spanish version of the CAMM with 8 items showed adequate psychometric properties, so it can be used with children and teenagers from Lima Metropolitana.

Keywords: *mindfulness*, linguistic adaptation, consistency, validity

* Correspondencia a: Alberto Alegre-Bravo. E-mail: aalegrebavo@gmail.com

Cómo citar este artículo: Gustin-García, M. G., Alegre-Bravo, A. (2021). Validación de Child and Adolescent Mindfulness Measure. *Revista Evaluar*, 21(2), 63-79. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Julian Narvaja, Stefano Macri, Juan Cruz Balverdi, Alicia Molinari, Florencia Ruiz, Ricardo Hernández.

Introducción

Mindfulness o *atención plena* (Simón, 2010) ha despertado el interés en las últimas décadas debido a los múltiples beneficios a los cuales ha sido asociada. Su rápida difusión se ha extendido a diversos ámbitos como el médico, educativo, neurocientífico y psicológico, entre otros. A su vez, la literatura científica que avala la eficacia del uso de técnicas basadas en atención plena se encuentra progresivamente en aumento (Baer, Carmody, & Hunsinger, 2012; Cunha, Galhardo, & Pinto-Gouveia, 2013; Brown, Ryan, & Creswell, 2007). A medida que las investigaciones acerca de la eficacia de los programas basados en atención plena dirigidos a niños y a adolescentes en contextos clínicos y educativos se incrementan, la necesidad de contar con una medida válida y confiable para la evaluación de *mindfulness* disposicional es crucial (Baer et al., 2012; Bergomi, Tschacher, & Kupper, 2013; Greco, Baer, & Smith, 2011; de Bruin et al., 2013).

Se han construido y validado una amplia variedad de herramientas de medición, principalmente dirigidas a adultos; la mayoría de ellas han sido diseñadas para evaluar la tendencia disposicional o *mindfulness* rasgo. Desde el campo de la psicología se han desarrollado varios métodos para evaluar y estudiar diversas variables de la conducta humana que no son susceptibles de ser observadas directamente, sino que lo son primariamente por la persona que los experimenta, como es el caso de *mindfulness* rasgo o disposicional (Baer, 2011). En este sentido, el uso de los cuestionarios de tipo autoinforme puede proporcionar información válida y confiable; ya que uno de los objetivos centrales en el uso de estos en el área de investigación es evaluar los cambios que ocurren después de una intervención basada en *mindfulness* o de una práctica más a largo plazo (Baer, 2011; Brown & Ryan, 2003).

Los instrumentos existentes para adultos responden tanto a modelos unifactoriales como multifactoriales en la conceptualización de atención plena (Baer, 2011; Bergomi et al., 2013; Brown & Ryan, 2003).

El enfocar todos los esfuerzos en crear herramientas para adultos ha dado lugar a un vacío o déficit en la existencia de herramientas para niños (Bergomi et al., 2013; de Bruin et al., 2013; Greco et al., 2011; Sauer et al., 2012). Actualmente, son pocos los instrumentos existentes para medir *mindfulness* en esta población (Baer et al., 2006; Brown, West, Loverich, & Biegel, 2011; Greco et al., 2011; Johnson, Burke, Brinkman, & Wade, 2017; Lawlor et al., 2014; León del Barco, Martín-López, García-Martín, & Felipe, 2008) y específicamente en Perú no se encuentran aún instrumentos que midan dicha variable y que cuenten con estudios previos de validez y confiabilidad.

Ante esta necesidad se ha identificado a la escala Child and Adolescent Mindfulness Measure - CAMM de Greco et al. (2011) como una medida del constructo disponible para niños y adolescentes. A continuación, se detalla su proceso de construcción y sus validaciones a nivel internacional.

Para la construcción y validación inicial del CAMM, realizada en Estados Unidos, los autores de dicho instrumento realizaron cuatro estudios con el objetivo de demostrar su validez y confiabilidad.

En el primer estudio (N = 428) se creó un pool de reactivos basándose en la conceptualización que Baer et al. (2004) postularon sobre el *mindfulness* cuando desarrollaron para la población adulta el Inventario Kentucky de Habilidades de Mindfulness (KIMS; por sus siglas en inglés Kentucky Inventory of Mindfulness Skills). Baer et al. (2004) lo definieron como una habilidad compuesta por cuatro facetas diferentes, pero relacionadas entre sí, denominadas: *observación*

(el grado de atención o de darse cuenta de los fenómenos internos como sensaciones corporales, pensamientos y sentimientos), *descripción* (la capacidad de detallar verbalmente las experiencias internas), *actuar con atención* (la capacidad de darse cuenta y de tener un compromiso con la actividad que se está realizando) y *aceptación* (la capacidad para tomar una actitud de apertura para experimentar eventos externos e internos sin emitir juicios acerca de ellos). Sin embargo, los autores del CAMM no incluyeron la faceta de *descripción* porque no se consideró apropiada para el nivel evolutivo y de desarrollo propio de niños y adolescentes. Es decir, al encontrarse esta población específica en un proceso de maduración y desarrollo de sus habilidades cognitivas y lingüísticas, no resultó pertinente tomar en cuenta dicha faceta (Greco et al., 2011).

Esta primera versión de la escala CAMM compuesta por un grupo de 25 ítems en un formato de autoinforme y con una escala Likert de cinco puntos (0 = *Nunca es verdadero* a 4 = *Siempre es verdadero*) fue revisada por expertos en el área de la psicología clínica y de programas de intervención basados en atención plena para niños y adolescentes. Se aplicó esta primera versión a una muestra de 428 niños y adolescentes entre 10 y 17 años. Los enunciados que no fueron comprendidos por más del 2% de los participantes fueron modificados (Greco et al., 2011).

En el segundo estudio (N = 334), se analizó la estructura factorial de la escala con los 25 reactivos construidos durante la fase previamente descrita. Se realizó un análisis de componentes principales con una rotación oblicua para permitir intercorrelaciones entre los factores, examinándose soluciones tanto bifactoriales como trifactoriales, tal y como fue propuesto por la conceptualización de *mindfulness* realizada por Baer et al. (2004). Se halló que una solución unifactorial compuesta por 10 ítems resultaba acertada y pertinente, ade-

más, el análisis de consistencia interna arrojó un coeficiente alfa de Cronbach de .80 (Greco et al., 2011).

En el tercer estudio (N = 332), la solución unifactorial identificada en los análisis previos fue puesta a prueba utilizando un análisis factorial confirmatorio y se encontró evidencia que respaldó dicho resultado, ya que los índices de adecuación mostraron un buen ajuste y que la solución factorial de un solo factor era la más apropiada (RMSEA = .07, SRMR = .06, CFI = .90 y NNFI = .80; Greco et al., 2011).

En el cuarto estudio (N = 319), se realizó un análisis de la validez convergente y divergente de la prueba y para ello se utilizaron los siguientes instrumentos: Children's Somatization Inventory-Short Form (CSI-SF; Walker & Garber, 2001), Symptoms and Functioning Scale (SFS; Bickman, 2006) Youth Quality of Life-Revised (YQOL-R; Patrick, Edwards, & Topolski, 2002), Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y; Greco, Lambert, & Baer, 2008), White Bear Suppression Inventory (WBSI; Wegner & Zanakism, 1994), Social Skills Rating System-Teacher Form (SSRS-TF; Gresham & Elliot, 1990). Greco et al. (2011) encontraron que los puntajes de la escala CAMM correlacionan significativa y positivamente con resultados favorables como calidad de vida, habilidades sociales y con un óptimo rendimiento académico; asimismo correlacionan negativamente con quejas somáticas y con procesos no adaptativos, tales como falta de flexibilidad psicológica, supresión de pensamientos y síntomas internalizados (ansiedad, timidez, retraimiento y depresión) y externalizados (trastornos conductuales).

Finalmente, los autores del CAMM al analizar sus muestras no encontraron diferencias significativas de acuerdo con las variables sociodemográficas tales como sexo, edad, raza y grado de escolaridad (Greco et al., 2011).

La evidencia mostrada por Greco et al. (2011) acerca de la escala CAMM como un instrumento de medición coherente y pertinente para niños y adolescentes generó que diversos investigadores se interesaron en ella. Se puede observar que desde la publicación del CAMM por Greco et al. (2011) se han registrado varios estudios psicométricos de este instrumento. Todas las adaptaciones de la escala original en inglés a otros idiomas realizadas previamente utilizaron el método de retro-traducción para asegurar la equivalencia semántica y conceptual del instrumento; a continuación, se describirán algunas de ellas (Chiesi et al., 2016; Cunha et al., 2013; de Bruin et al., 2013; Dion et al., 2017; Saggino et al., 2017; Viñas et al., 2015).

En Portugal (Cunha et al., 2013) se halló una estructura unifactorial y se eliminó uno de los ítems originales de la prueba, mientras que en Holanda (de Bruin et al., 2013) también se halló una estructura unifactorial ($\alpha = .80$) y se mantuvieron todos los ítems. Posteriormente, en España, una versión en catalán (Viñas, Malo, González, Navarro, & Casas, 2015), también en Australia (Kuby et al., 2015), en Canadá, una versión francesa (Dion, Paquette, Daigneault, Godbout, & Hébert, 2017) y dos adaptaciones en Italia (Chiesi et al., 2016; Saggino et al., 2017) evidenciaron la misma estructura unidimensional a pesar de que, en algunos casos, ciertos ítems fueron eliminados.

Ya sea el CAMM en su versión de 10 ítems (Greco et al., 2011; de Bruin et al., 2013; Dion et al., 2017; Kuby et al., 2015; Viñas et al., 2015), de 9 (Cunha et al., 2013) o de 8 ítems (Chiesi et al., 2016; Saggino et al., 2017), todos ellos han evidenciado igualmente la estructura unifactorial de esta escala.

Las muestras utilizadas en diversos estudios variaron ligeramente en cuanto a los rangos de edad de los participantes. La escala CAMM ha sido aplicada a estudiantes entre los 9 y 19 años:

12 a 18 años (Cunha et al., 2013), 10 a 16 años (de Bruin et al., 2013) 11 a 16 años (Viñas et al., 2015) 12 a 15 años (Kuby et al., 2015). Dion et al. (2017) trabajaron con adolescentes entre los 15 y 19 años, mientras que Saggino et al. (2017) incluyeron sujetos con un rango de edad entre 9 y 18 años.

Los estudios que se realizaron evidenciaron una adecuada consistencia interna y todos ellos han obtenido buenos índices de coeficiente alfa de Cronbach. Asimismo, algunos de estos estudios psicométricos informan valores adecuados en la correlación test-retest, revelando una adecuada estabilidad en los puntajes, con un mes de intervalo (Cunha et al., 2013; Dion et al., 2017), con dos semanas (Dion et al., 2017) y con un año de intervalo (Viñas et al., 2015).

Los estudios psicométricos revisados sugieren que la escala de medición CAMM se ajusta a un modelo unidimensional con buenas propiedades psicométricas que puede ser utilizada para evaluar *mindfulness* rasgo en contextos clínicos, educativos y de investigación con niños y adolescentes entre los 9 y 18 años.

Debido a que se carece de un instrumento adaptado y validado para la población peruana, esta investigación tuvo como propósito principal realizar una adaptación lingüística y cultural del instrumento Child and Adolescent Mindfulness Measure - CAMM (Greco et al., 2011) y estudiar sus propiedades psicométricas con la finalidad de que pueda ser una herramienta útil para evaluar *mindfulness* disposicional, también denominado *mindfulness* rasgo, en niños y adolescentes entre los 10 y 17 años. Asimismo, este estudio se considera un aporte a la investigación de las propiedades psicométricas de la escala CAMM en ámbitos socioculturales diferentes al de la creación de su versión original (Greco et al., 2011; Cunha et al., 2013 y de Bruin et al., 2013).

Método

El presente constituye un estudio instrumental (Montero & León, 2002), pues se orienta a adaptar lingüísticamente la escala Child and Adolescent Mindfulness Measure - CAMM y determinar sus propiedades psicométricas en niños y adolescentes de Lima.

Participantes

Se contó con la participación de 2120 estudiantes de ambos sexos (hombres = 680 y mujeres = 1440) pertenecientes a la educación básica regular, desde quinto grado de primaria hasta quinto de secundaria, de colegios de Lima Metropolitana (públicos = 825 y privados = 1295). Las edades de los participantes se encontraban entre los 10 y 17 años ($M = 13.50$, $DE = 1.92$) dado que la prueba fue construida para esas edades específicas.

Instrumento

El instrumento Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM; Greco et al., 2011) es un cuestionario de autoinforme que consta de 10 ítems inversos de simple y rápida administración y que puede ser aplicado en forma individual o grupal y está dirigido a niños a partir de 10 años. El formato de respuesta se presenta en una escala Likert de 5 puntos con un rango entre 0 = *Nunca es verdadero* y 4 = *Siempre es verdadero*. El sujeto debe puntuar el grado en que se siente identificado con cada reactivo. Las alternativas de respuesta son: 0 (*Nunca es verdadero*), 1 (*Rara vez es verdadero*), 2 (*A veces es verdadero*), 3 (*Frecuentemente es verdadero*), 4 (*Siempre es verdadero*).

Para obtener la puntuación total de la escala,

se asignan puntajes inversos a cada respuesta de la siguiente manera: Al 0 le corresponden 4 puntos, al 1 le corresponden 3, al 2 la puntuación 2, al 3 se le asigna puntaje 1 y al 4 le corresponde el 0. Los resultados se calculan mediante la suma de la puntuación de cada ítem invertido dando lugar a un puntaje total de entre 0 y 40 puntos. Dado que se trata de una escala de tipo Likert, a mayor valor obtenido, mayor nivel en el rasgo medido (*mindfulness*).

La escala CAMM se tradujo al español siguiendo el método de traducción y retro-traducción o traducción inversa, siguiendo el proceso propuesto por Ramada-Rodilla, Serra-Pujadas y Delclós-Clanchet (2013). En la primera etapa, la escala original en inglés fue traducida por dos traductoras (bilingües español-inglés) con lengua materna española e inscritas en el Colegio de Traductores del Perú, quienes realizaron las traducciones de la versión original al español de forma independiente y, después de revisar las diferencias y similitudes, se acordó una versión síntesis. Ambas traductoras no informaron dificultades en el proceso de traducción debido al lenguaje sencillo del cuestionario. Como segunda etapa de este proceso, la versión síntesis fue retro-traducida por dos traductoras de lengua materna inglesa y que pertenecían a la Asociación de Traductores Profesionales del Perú, quienes no tuvieron acceso a la versión original en inglés de la escala CAMM y realizaron las traducciones inversas de forma independiente.

En la tercera fase de este proceso, las traducciones inversas fueron comparadas con la versión original del inglés del instrumento CAMM por profesores de educación básica regular, nativos de países de habla inglesa, con el objetivo de analizar la equivalencia semántica y no solamente literal entre los ítems de la escala original y las dos versiones traducidas. Se halló que las versiones retro-traducidas y la versión original fueron

equivalentes conceptual y semánticamente, y se obtuvo un índice de acuerdo de 100% en todos los casos.

Como siguiente etapa en este proceso de adaptación lingüística, la escala fue revisada por un comité conformado por dos psicólogas y dos profesoras de educación básica regular, bilingües, con experiencia en la aplicación de técnicas de *mindfulness* en su práctica laboral. Revisaron la adaptación lingüística, la construcción gramatical y el vocabulario de los enunciados de tal manera que estuvieran adecuados a la población a la cual va dirigida la escala CAMM. Los cambios que se efectuaron para incrementar la claridad de los ítems estuvieron referidos principalmente a la redacción y al vocabulario empleado. Luego de realizar tales cambios se concluyó con la versión final de la escala de medida de atención plena para niños y adolescentes.

Posteriormente, se realizó una prueba piloto del instrumento con un grupo de 30 alumnos con características sociodemográficas similares a la muestra total.

Cabe resaltar que se envió previamente una comunicación electrónica para solicitar la autorización a la Dra. Greco, autora de la escala CAMM, para el empleo del instrumento y del procedimiento de adaptación, quien respondió brindando su anuencia por correo electrónico.

Procedimiento

Los estudiantes que participaron se encontraban matriculados en el año 2018 y asistían a colegios cuyos directores otorgaron la autorización formal a los investigadores para la aplicación de la escala CAMM en sus instituciones, a partir del conocimiento de los propósitos del estudio.

La administración de la escala CAMM se realizó de forma grupal y anónima dentro del es-

tablecimiento escolar, durante el horario de clases y en una sesión de aproximadamente 10 a 15 minutos. El protocolo de aplicación iniciaba con la explicitación del objetivo del estudio e implicancias en cuanto a la participación, para obtener así el asentimiento informado, luego se procedía al llenado de la ficha de datos generales y finalmente, al completamiento de la escala CAMM. La recolección de los datos duró cuatro meses, es decir entre junio y septiembre del 2018.

Análisis de datos

Se siguieron los estándares para la evaluación educativa y psicológica planteados por la American Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA), y el National Council on Measurement in Education (NCME; 2014).

Con el fin de estudiar la estructura interna de la escala CAMM y determinar el número de factores, se realizó un análisis factorial exploratorio con la primera mitad de la muestra dividida aleatoriamente y luego un análisis factorial confirmatorio con la segunda mitad. Además, para la determinación de la invarianza de la medición de acuerdo con el sexo, se evaluó la invarianza configuracional, invarianza débil e invarianza fuerte (Byrne, 2008) con un estimador robusto (WLS-MV; Brown, 2015).

La estimación de la confiabilidad se obtuvo con el coeficiente alfa ordinal y con el análisis correlacional ítem-test, ambos indicadores de la consistencia interna de la medida.

Como otras fuentes de validez en relación con otras variables se analizaron inferencialmente las diferencias según sexo y edad, para ello se emplearon los estadísticos *t* de Student y ANOVA.

Resultados

Evidencias de validez vinculadas al contenido de la adaptación

Para establecer las evidencias de validez de contenido de la versión adaptada del CAMM se llevó a cabo el procedimiento de juicio de expertos a través del método de calificación de ítems (Abad, Olea, Ponsoda, & García, 2011) en el que participaron nueve jueces. Estos fueron seleccionados de acuerdo con su competencia en el ámbito profesional (psicólogos y psiquiatras) y su formación académica y metodológica (magister y doctores) en relación con el constructo. Para determinar la representatividad del constructo se calcularon los coeficientes de V de Aiken para cada ítem traducido a partir de la calificación otorgada por los jueces, evidenciando así que la adaptación realizada cumple con las características de equivalencia (lingüística y cultural), además de establecer su pertinencia como indicadores representativos del constructo a medir (*mindfulness*). Los coeficientes V de Aiken calculados para cada ítem del CAMM ascendieron a .89 (ítem 10), .92 (ítem 2), .94 (ítems 1 y 4), .97 (ítems 3, 5 y 7)

y 1.00 (ítems 6, 8 y 9), siendo todos estadísticamente significativos ($p < .05$). Los 10 reactivos pasaron el criterio de los jueces, dado que obtuvieron índices mayores a .80 (Aiken, 1980, 1985; Ecurra-Mayaute, 1988).

Análisis descriptivo de ítems

A partir de las respuestas obtenidas se llevó a cabo el análisis descriptivo preliminar de ítems para evidenciar las condiciones previas para los análisis psicométricos (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Para ello se calcularon la media (M) y la desviación estándar (DE) y para determinar la normalidad en cuanto a sus respuestas se tomó como criterio que los índices de asimetría (As.) y de curtosis (Cu.) se encontraran dentro del rango de +/- 1.5 (Pérez & Medrano, 2010). Así, los 10 ítems presentaron una distribución normal dado que todos se encontraron dentro del rango criterio establecido, lo cual evidenció la pertinencia de realizar el análisis factorial, tanto exploratorio como confirmatorio.

Tabla 1

Análisis factorial exploratorio de la escala adaptada CAMM con 10 ítems.

Ítem	M	DE	Factor 1
Ítem 1	2.59	1.13	.70
Ítem 2	3.10	1.06	.29
Ítem 3	2.55	1.17	.58
Ítem 4	2.40	1.23	.69
Ítem 5	1.72	1.20	.26
Ítem 6	2.33	1.24	.38
Ítem 7	2.59	1.21	.78
Ítem 8	1.85	1.18	.57
Ítem 9	2.44	1.22	.66
Ítem 10	2.18	1.27	.34

Autovalor	3.66724
Varianza explicada	54.7%
Determinante	.0974

KMO = .80; Prueba de esfericidad de Bartlett $\chi^2 = 2400.1$; $gl = 45$; $p < .001$

Evidencias de validez vinculadas a la estructura interna

Análisis factorial exploratorio (AFE). Antes de la realización del AFE se calculó el estadístico de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) cuyo valor fue de .85 y se estimó la prueba de esfericidad de Bartlett, que arrojó un indicador significativo. Ambos evidenciaron la adecuación de los datos para proceder con este tipo de técnica (Campo-Arias, Herazo, & Oviedo, 2012). Para determinar el número de factores a extraer se empleó el método paralelo de Horn (1965) y el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2007) basado en una matriz de correlaciones policóricas (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014).

En la Tabla 1 se presentan los resultados del AFE con los 10 ítems de la escala CAMM adaptada. Se identifica que en esta subyace una dimensión, que explica el 54.7% de la varianza, además se puede apreciar que el ítem 2 (*En el colegio, camino de una clase a otra sin darme cuenta de lo que estoy haciendo*) y el ítem 5 (*Alejo*

los pensamientos que no me gustan) presentaron cargas factoriales menores a .30. A partir de estos indicadores se consideró pertinente volver a realizar este análisis excluyendo estos dos ítems (Lloret-Segura et al., 2014).

En la Tabla 2 se presentan los resultados del reanálisis, donde los indicadores obtenidos evidencian unidimensionalidad, siendo los valores de las cargas (con respecto al factor extraído) entre .30 (ítem 10) y .80 (ítem 7), es decir mayores a .30, valor criterio para considerar la pertinencia y relevancia de un ítem con respecto al factor (Lloret-Segura et al., 2014).

Análisis factorial confirmatorio (AFC). Para confirmar la estructura de un solo factor identificado en AFE, se realizó un AFC usando la estimación de máxima verosimilitud en la segunda mitad del conjunto de datos divididos. En la Tabla 3 se presentan los resultados del AFC, para el cual las cargas estimadas con respecto al factor fueron mayores a .30, siendo el rango obtenido entre .32 (ítem 10) y .93 (ítem 7), lo que evidencia la pertinencia y relevancia de los 8 ítems (Pérez-Gil et al., 2000). Estos resultados mostraron un ajust-

Tabla 2
Análisis factorial exploratorio de la escala adaptada CAMM con 8 ítems.

Ítem	M	DE	Factor 1
Ítem 1	2.59	1.13	.71
Ítem 3	2.56	1.17	.56
Ítem 4	2.39	1.23	.70
Ítem 6	2.34	1.24	.36
Ítem 7	2.59	1.21	.79
Ítem 8	1.85	1.18	.57
Ítem 9	2.44	1.22	.66
Ítem 10	2.19	1.27	.30
		Autovalor	3.46682
		Varianza explicada	74.0%
		Determinante	.1626

KMO = 0.84; Prueba de esfericidad de Bartlett $\chi^2 = 1873.8$; $gl = 28$; $p < .001$

Tabla 3

Cargas factoriales del análisis confirmatorio e índices de ajuste.

Factor	Indicador	Estimado	Error estándar	95% Intervalo de Confianza		
				Inferior	Superior	
Factor 1	Ítem 1	.78	.02	.73	.83	
	Ítem 3	.62	.03	.57	.67	
	Ítem 4	.80	.03	.75	.85	
	Ítem 6	.38	.03	.32	.43	
	Ítem 7	.93	.03	.89	.98	
	Ítem 8	.61	.03	.56	.66	
	Ítem 9	.78	.02	.72	.83	
	Ítem 10	.33	.03	.27	.39	
	Índices de ajuste	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA 95% IC
		.94	.92	.04	.072	[0.0637; 0.0800]
Valor aceptable de ajuste	> .90	> .095	< .080	< .080		

Nota. CFI: ajuste comparativo. TLI: índice Tucker-Lewis. SRMR: raíz del cuadrado medio del residuo. RMSEA: raíz de cuadrados medios del error.

te aceptable (Abad et al., 2011), así el índice de Tucker-Lewis (TLI) fue de .92, el índice de ajuste comparativo (CFI) ascendió a .94, la raíz del cuadrado medio del residuo fue de .036 y la media de la raíz error cuadrado de aproximación (RMSEA) fue de .08.

En base a los índices de ajuste obtenidos se concluye que estos son adecuados para cada indicador, y las cargas factoriales asociadas brindan evidencia a favor del modelo de un factor.

Con respecto al análisis de la invarianza de

la medición de acuerdo con el sexo, se obtuvieron a nivel de la invarianza configuracional $\chi^2 = 199.9$, CFI = .95, RMSEA = 0.61, a nivel de la invarianza débil $\chi^2 = 214.8$, CFI = .94, Δ CFI = .003, RMSEA = 0.58 y a nivel de la invarianza fuerte $\chi^2 = 276.8$, CFI = .92, Δ CFI = .009, RMSEA = 0.61; en base a estos índices se demuestra dicha invarianza (Cheung & Rensvold, 2002; Tabla 4).

Estimación de la confiabilidad. La confiabilidad de las puntuaciones derivadas del CAMM adapta-

Tabla 4

Análisis de invarianza factorial según sexo.

Modelo	χ^2	gl	CFI	Δ CFI	RMSEA
Hombres	67.0*	20	.941		.059
Mujeres	132.2*	20	.946		.063
1. Configuracional	199.9	40	.945		.061
2. Débil	214.8	47	.942	.003	.058
3. Fuerte	276.1	54	.924	.009	.061

Nota. CFI: ajuste comparativo. TLI: índice Tucker-Lewis. SRMR: raíz del cuadrado medio del residuo. RMSEA: raíz de cuadrados medios del error.

do se obtuvo mediante el método de consistencia interna, así el valor alfa ordinal estimado fue de .78 para los 8 ítems, el cual puede ser considerado aceptable (Elosua & Zumbo, 2008). Además, se calcularon los coeficientes alfa ordinales para hombres y para mujeres, estimaciones que ascendieron a .76 y a .80 respectivamente.

Adicionalmente se calculó el coeficiente omega de McDonald para determinar la confiabilidad del factor, y se obtuvo el valor de .81 el cual es considerado aceptable.

Con respecto al análisis de ítems los índices de homogeneidad calculados para cada reactivo superaron el criterio establecido por Kline (1998; $r_{it} > .20$), dichos índices se encontraron en el rango de .23 (ítem 10) a .63 (ítem 7), evidenciando así la pertinencia de los 8 ítems como indicadores de la escala.

Análisis complementarios

Se calcularon las puntuaciones en *mindfulness* para cada participante a partir de la suma ponderada de los 8 ítems que conformaron la escala final adaptada, y se obtuvo la media ($M = 16.8$), la mediana ($Mdn = 17$) y la desviación estándar ($DE = 5.52$). Según el cálculo del estadístico Shapiro-Wilk (W) las puntuaciones en la variable de estudio no presentaban una distribución normal (Razali & Wah, 2011).

Se evidenciaron diferencias estadísticamente significativas ($U = 396694$; $p < .001$) en los niveles de *mindfulness* según sexo, pues los varones ($M = 18.0$; $Mdn = 18$) presentan un mayor grado de *mindfulness* que las mujeres ($M = 16.2$; $Mdn = 16$).

Al comparar el grado de *mindfulness* según la edad de los participantes (de 10 años a 17 años) se obtuvieron diferencias estadísticamente significativas ($\chi^2 = 110$; $gl = 7$; $p < .001$) entre las pun-

tuaciones promedio. Considerando la mediana (Mdn) en la escala de *mindfulness*, se evidencia que, a mayor edad, menor capacidad en atención plena.

Discusión

En función del objetivo general planteado se adaptó lingüísticamente y se analizaron las propiedades psicométricas de la escala Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM; Greco et al., 2011) en una muestra de niños y adolescentes entre 10 y 17 años, de educación básica regular de Lima Metropolitana. La escala en la versión en español cuenta con propiedades psicométricas de validez y confiabilidad en congruencia con los estudios previos que han presentado versiones adaptadas en varios idiomas y en diferentes contextos (Chiesi et al., 2016; Cunha et al., 2013; de Bruin et al., 2013; Dion et al., 2017; Saggino et al., 2017; Viñas et al., 2015).

La escala fue adaptada lingüísticamente, para lo cual se siguió un proceso riguroso de traducción y adaptación del instrumento original en inglés al español, siguiendo las recomendaciones de la literatura científica (Beaton et al., 1998; Fernández, Pérez, Alderete, Richaud, & Fernández-Liporace, 2010; Ramada-Rodilla et al., 2013). El método de traducción y retro-traducción ha sido utilizado en otros estudios psicométricos del CAMM para obtener las versiones en otros idiomas y así garantizar la equivalencia semántica y conceptual del instrumento (Chiesi et al., 2016; Cunha et al., 2013; de Bruin et al., 2013; Dion et al., 2017; Saggino et al., 2017; Viñas et al., 2015). En correspondencia con ello, en este trabajo se siguieron las fases propuestas por Ramada-Rodilla et al. (2013) para garantizar la calidad del proceso.

Como parte del proceso de traducción,

adaptación cultural y validación, (Ramada et al., 2013) la escala fue evaluada por jueces para obtener evidencias en relación con la pertinencia y representatividad de los ítems.

Las evidencias basadas en el contenido a través del criterio de jueces indicaron la pertinencia y relevancia de todos los ítems traducidos; sin embargo, a partir de las respuestas de las participantes obtenidas mediante la aplicación del cuestionario, el análisis factorial evidenció que los ítems 2 y 5 no contaban con indicadores apropiados que permitieran mantenerlos en una escala unidimensional. Sin embargo, estos hallazgos deben ser considerados preliminares y constituyen un punto de partida para estudios posteriores con este instrumento que permitan arribar a conclusiones más definitivas. En el análisis de la estructura interna del CAMM, según los resultados obtenidos a partir del análisis factorial exploratorio y del confirmatorio la escala adaptada para una muestra de estudiantes de Lima Metropolitana revela una estructura unifactorial, corroborando los hallazgos de Greco et al. (2011) y de los estudios psicométricos posteriores realizados en diferentes países (Chiesi et al., 2016; Cunha et al., 2013; de Bruin et al., 2013; Dion et al., 2017; Kuby et al., 2015; Saggino et al., 2017; Viñas et al., 2015). Los resultados obtenidos sugieren que la escala CAMM tiene una estructura unidimensional, es decir, que un solo factor latente parece representar de forma global el nivel de *mindfulness* disposicional en los sujetos evaluados.

La escala CAMM en su versión adaptada de 8 ítems en español supera ampliamente los criterios para considerar un instrumento como unidimensional (Abad et al., 2011), ya que el factor único extraído explica un 74% de la varianza (Abad et al., 2011).

En estudios anteriores ya sea en su versión de 10 ítems (Greco et al., 2011; de Bruin et al., 2013; Dion et al., 2017; Kuby et al., 2015; Viñas

et al., 2015), de 9 (Cunha et al., 2013) o de 8 ítems (Chiesi et al., 2016; Saggino et al., 2017) se ha evidenciado igualmente la estructura unifactorial de esta escala.

Greco et al. (2011) plantean que, a pesar de haber partido de una conceptualización multidimensional de *mindfulness* en la construcción del instrumento, esta variable, entre los 10 y 17 años, representa un constructo único asociado con la habilidad de actuar con atención y con la de no juzgar las experiencias del momento presente. Tales habilidades parecen no diferenciarse claramente en este periodo de edad, mientras que, en el caso de los adultos, sí se pueden demostrar cinco facetas claramente distinguibles (Baer et al., 2006). Por otro lado, las otras escalas de medición de atención plena, una para niños (MASS-C) y otra para adolescentes (MASS-A) revelan también una estructura unifactorial (Brown et al., 2011; Lawlor et al., 2014) en concordancia con lo postulado por Greco et al. (2011).

Por otra parte, según el resultado del análisis factorial exploratorio de la escala CAMM adaptada, dos ítems (número 2 y número 5) presentaron cargas factoriales menores al valor mínimo requerido (Nunnally & Bernstein, 1994). En primer lugar, el ítem 2 (*En el colegio, camino de una clase a otra sin darme cuenta de lo que estoy haciendo*) presentó una carga factorial no aceptada según los criterios mínimos establecidos (Nunnally & Bernstein, 1994). Estos resultados no concuerdan con los hallados en el estudio de Greco et al. (2011) cuando construyeron la escala, ni con otros posteriores (de Bruin et al., 2013; Cunha et al., 2013; Viñas et al., 2015; Kuby et al., 2015). Sin embargo, tanto Saggino et al. (2017) como Chiesi et al. (2016) informan cargas factoriales por debajo del mínimo aceptable para este reactivo. En ambas investigaciones, estos autores concluyen que el contenido de este ítem no es representativo para la realidad de la escuela italia-

na, ya que los estudiantes no cambian de salones para sus clases; esta situación es similar a lo que sucede en nuestro contexto, en el que los alumnos en los colegios públicos y en algunos privados de Lima no tienen que trasladarse de un salón a otro para atender a sus cursos.

En segundo lugar, según el análisis factorial exploratorio, en el estudio actual, el reactivo número 5 (*Alejo los pensamientos que no me gustan*) presentó igualmente una carga factorial por debajo del mínimo requerido (Nunnally & Bernstein, 1994) al igual que lo informado por otros investigadores (Chiesi et al., 2016; Cunha et al., 2013; Saggino et al., 2017; Viñas et al., 2015). Por ejemplo, Cunha et al. (2013) encontraron que este enunciado no mostró una performance adecuada en la versión portuguesa y proponen una escala con 9 ítems. Asimismo, Viñas et al. (2015) obtuvieron el mismo resultado al hallar una carga factorial baja para este ítem 5; sin embargo, lo mantuvieron en la versión catalana de 10 ítems.

Siguiendo con el análisis del enunciado 5 de la escala CAMM, tanto Saggino et al. (2017) como Chiesi et al. (2016) hallan que este tiene una carga factorial muy baja y concluyen que la versión de la escala CAMM compuesta por 8 ítems (sin los mencionados reactivos números 2 y 5) constituye una herramienta de medición más confiable y apropiada para niños y adolescentes italianos. Del mismo modo que Saggino et al. (2017) y Chiesi et al. (2016) este estudio propone la versión del CAMM adaptada para Lima Metropolitana excluyendo tales reactivos. Los índices del análisis factorial confirmatorio evidencian que la versión de 8 ítems presenta un mejor ajuste de acuerdo con los criterios establecidos para este tipo de análisis que la versión con 10 reactivos (Abad et al., 2011).

Los hallazgos de esta investigación presentan evidencias de validez en relación con la estructura interna de la versión adaptada del CAMM

con 8 ítems, que a través de los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio ha presentado indicadores de ajuste superiores a los de la versión original de 10 ítems.

La escala CAMM adaptada en la versión en español ha demostrado tener una adecuada consistencia interna, hallándose resultados análogos con los valores obtenidos en el estudio preliminar de Greco et al. (2011) y con los realizados posteriormente (Chiesi et al., 2016; Cunha et al., 2013; de Bruin et al., 2013; Dion et al., 2017; Kuby et al., 2015; Saggino et al., 2017; Viñas et al., 2015). El coeficiente alfa de Cronbach, valor que calcula la consistencia interna de la escala total (Alarcón, 2008) fue determinado tanto para la escala con 10 ítems como para la compuesta por 8 ítems (excluyendo el 2 y 5) en concordancia los estudios realizados con muestras de estudiantes italianos (Chiesi et al., 2016; Saggino et al., 2017).

Al analizar la variable sexo, se encontraron diferencias significativas en los niveles de *mindfulness* a favor de los hombres, no obstante, los hallazgos en los estudios psicométricos previos del CAMM demuestran cierta divergencia en cuanto a este punto ya que en algunos no se reportaron variaciones entre varones y mujeres (Greco et al., 2011; Kuby et al., 2015; Saggino et al., 2017; Viñas et al., 2015) mientras que en otros sí se evidenciaron (de Bruin et al., 2013; Dion et al., 2017). Se observa entonces que Dion et al. (2017) indicaron diferencias entre adolescentes hombres y mujeres provenientes de escuelas rurales en cuanto a la variable estudiada, sin embargo, no hallaron estas diferencias en la muestra de adolescentes de colegios urbanos. Por otra parte, de Bruin et al. (2014), en el estudio de validación que realizaron en Portugal, obtuvieron igualmente diferencias significativas a favor de los hombres en la muestra de adolescentes; sin embargo, en el caso de la muestra conformada por niños no se registraron tales diferencias. En otras in-

investigaciones como la de Cunha y Paiva (2012) quienes estudiaron en una muestra de adolescentes, las variables de *mindfulness*, ansiedad frente a exámenes y sentimientos de inadecuación frente al fracaso, informaron un mayor nivel del rasgo *mindfulness* en los hombres. Igualmente, Robinson et al. (2014) utilizaron la escala CAMM para estudiar la relación entre niveles de *mindfulness* y consumo de alcohol en una muestra de adolescentes e informaron que los varones puntuaron significativamente más alto que las mujeres. Asimismo, Brown et al. (2011) utilizando otros instrumentos de medición como la medida de atención plena MAAS-A hallaron que los adolescentes de sexo masculino obtuvieron puntajes ligeramente más altos en los niveles de *mindfulness* que en el caso de las mujeres. En este estudio, las mujeres presentaron menores niveles de *mindfulness* disposicional. Debido a que los hallazgos en la literatura académica no son consistentes, Dion et al. (2017) y Kuby et al. (2015) sugieren realizar más investigaciones que apunten al análisis específico en distintas poblaciones para arribar a evidencias más concluyentes acerca de la capacidad de *mindfulness* disposicional en cuanto al sexo.

En cuanto al análisis de la variable edad, se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre las puntuaciones promedio en el grado de *mindfulness*, es decir, a mayor edad, menor capacidad en atención plena. Este hallazgo no es consistente con lo que se obtuvo en otros estudios psicométricos que no encontraron diferencias al considerar la edad (Cunha et al., 2013; de Bruin et al., 2013; Greco et al., 2011; Viñas et al., 2015).

Si bien en este estudio no se ha trabajado con niños de 9 años, son interesantes los resultados informados por Lawlor et al. (2014) cuando validaron la Escala de Medida de Atención Plena en una muestra de niños entre 9 y 12 años; dichos autores hallaron que el nivel de *mindfulness* decrecía con la edad, y sugirieron que los cambios

cognitivos y sociales, así como el incremento de las demandas del medio, podrían explicar esta disminución. Adicionalmente, señalan que se requiere de un mayor número de investigaciones en el campo de las neurociencias que puedan explicar el desarrollo de este constructo (Lawlor et al., 2014), teniendo en cuenta que la adolescencia se caracteriza por una etapa de reorganización cerebral (Giedd, 2008). Por otro lado, al encontrarse esta población específica en un proceso de maduración cerebral y desarrollo de sus habilidades cognitivas y socioemocionales, se necesitan de estudios longitudinales para establecer afirmaciones concluyentes en relación con los cambios evolutivos que pueden darse en esta capacidad disposicional.

Se reconoce la existencia de algunas limitaciones. No se obtuvieron evidencias de validez basadas en la relación de *mindfulness* con otros constructos (convergente y divergente) a diferencia de otros estudios a nivel internacional, dado que las mediciones empleadas en los antecedentes no se encuentran validadas en el contexto peruano para este grupo etario. Cabe considerar además que, si bien la muestra utilizada en este estudio estuvo constituida por 2120 estudiantes, no se realizó un muestreo probabilístico para conformarla, lo cual limita la generalización de los resultados.

A pesar de las limitaciones, este estudio ha sido el primero en analizar las propiedades psicométricas de este instrumento y ha contribuido con el proceso de validación de la escala CAMM en el contexto peruano con una muestra de escolares. Se considera importante contar con una herramienta que mida *mindfulness* rasgo en niños y adolescentes debido al valor que ha adquirido este constructo en los últimos años y a su rápida difusión en los ámbitos clínicos y educacionales.

Se sugiere continuar con el análisis de las propiedades psicométricas de la escala CAMM

en otros contextos y/o grupos etarios, con el objetivo de determinar si los hallazgos de este estudio pueden ser replicados. Será relevante incluir muestras clínicas que presenten sintomatología física, conductual y/o emocional.

Referencias

- Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid: Síntesis.
- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955-959. doi: [10.1177/001316448004000419](https://doi.org/10.1177/001316448004000419)
- Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45, 131-142.
- Alarcón, R. (2008). *Métodos y Diseños de Investigación del Comportamiento*. Lima: Universidad Ricardo Palma.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Baer, R. A. (2011). Measuring mindfulness. *Contemporary Buddhism*, 12(1), 241-261. doi: [10.1080/14639947.2011.564842](https://doi.org/10.1080/14639947.2011.564842)
- Baer, R. A., Smith, G. T., & Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report: The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Assessment*, 11(3), 191-206. doi: [10.1177/1073191104268029](https://doi.org/10.1177/1073191104268029)
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13(1), 27-45. doi: [10.1177/1073191105283504](https://doi.org/10.1177/1073191105283504)
- Baer, R. A., Carmody, J., & Hunsinger, M. (2012). Weekly change in mindfulness and perceived stress in a mindfulness-based stress reduction program. *Journal of Clinical Psychology*, 68(7), 755-765. doi: [10.1002/jclp.21865](https://doi.org/10.1002/jclp.21865)
- Beaton, D., Bombardier, C., Guillemin, F., & Bosi, M. (1998). Recommendations for the Cross-Cultural Adaptation of Health Measures. American Academy of Orthopaedic Surgeons. *Institute for Work and Health*.
- Bergomi, C., Tschcher, W., & Kupper, Z. (2013). The assessment of mindfulness with self-report measures: Existing scales and open issues. *Mindfulness*, 4(3), 191-201. doi: [10.1007/s12671-012-0110-9](https://doi.org/10.1007/s12671-012-0110-9)
- Bickman, L. (2006). *Peabody Treatment Progress Battery manual* [Electronic version]. Recuperado de <http://peabody.vanderbilt.edu/ptpb>
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(4), 822-848. doi: [10.1037/0022-3514.84.4.822](https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822)
- Brown, K. W., Ryan, R. M., & Creswell, J. D. (2007). Addressing fundamental questions about mindfulness. *Psychological Inquiry*, 18(4), 272-281. doi: [10.1080/10478400701703344](https://doi.org/10.1080/10478400701703344)
- Brown, K. W., West, A. M., Loverich, T. M., & Biegel, G. M. (2011). Assessing adolescent mindfulness: Validation of an adapted Mindful Attention Awareness Scale in adolescent normative and psychiatric populations. *Psychological Assessment*, 23(4), 1023-1033. doi: [10.1037/a0021338](https://doi.org/10.1037/a0021338)
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2ª ed.). New York, NY: Guilford.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Campo-Arias, A., Herazo, E., & Oviedo, H. C. (2012). Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(3), 659-671. doi: [10.1016/s0034-7450\(14\)60036-6](https://doi.org/10.1016/s0034-7450(14)60036-6)
- Cunha, M., Galhardo, A., & Pinto-Gouveia, J. (2013). Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM): Es-

- tudo da características psicométricas de versao portuguesa. *Psicología: Reflexao e Critica*, 26(3), 459-468. doi: [10.1590/S0102-79722013000300005](https://doi.org/10.1590/S0102-79722013000300005)
- Cunha, M., & Paiva, M. J. (2012). Text anxiety in adolescents: The role of self-criticism and acceptance and mindfulness skills. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(2) 533-543. doi: [10.5209/rev_SJOP.2012.v15.n2.38864](https://doi.org/10.5209/rev_SJOP.2012.v15.n2.38864)
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: [10.1207/s15328007sem0902_5](https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5)
- Chiesi, F., Dellagiulia, A., Lionetti, F., Bianchi, G., & Priami, C. (2016). Using item response theory to explore the psychometric properties of the Italian version of the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM). *Mindfulness*, 8(2), 351-360. doi: [10.1007/s12671-016-0604-y](https://doi.org/10.1007/s12671-016-0604-y)
- De Bruin, E. I., Zijlstra, B. J. H., & Bögels, S. M. (2013). The meaning of mindfulness in children and adolescents: Further validation of the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM) in two independent samples from the Netherlands. *Mindfulness*, 5(4), 422-430. doi: [10.1007/s12671-013-0196-8](https://doi.org/10.1007/s12671-013-0196-8)
- Dion, J., Paquette, L., Daigneault, I., Godbout, N., & Hébert, M. (2017). Validation of the French version of the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM) among samples of French and Indigenous youth. *Mindfulness*, 9(2), 645-653. doi: [10.1007/s12671-017-0807-x](https://doi.org/10.1007/s12671-017-0807-x)
- Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Escurra-Mayaute, L. M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(1-2), 103-111. Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/4555>
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A., Richaud, M., & Fernández-Liporace, M. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar*, 10(1). doi: [10.35670/1667-4545.v10.n1.459](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v10.n1.459)
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es>
- Giedd, J. (2008). The teen brain: Insights from neuroimaging. *Journal of Adolescent Health*, 42(4), 335-343. doi: [10.1016/j.jadohealth.2008.01.007](https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2008.01.007)
- Greco, L. A., Baer, R. A., & Smith, G. T. (2011). Assessing mindfulness in children and adolescents. Development and validation of the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM). *Psychological Assessment*, 23(3), 604-614. doi: [10.1037/a0022819](https://doi.org/10.1037/a0022819)
- Greco, L. A., Lambert, W., & Baer, R. A. (2008). Psychological inflexibility in childhood and adolescence: Development and evaluation of the Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth. *Psychological Assessment*, 20, 93-102. doi: [10.1037/1040-3590.20.2.93](https://doi.org/10.1037/1040-3590.20.2.93)
- Gresham, F. M., & Elliot, S. N. (1990). *Social Skills Rating System*. Circle Pines, MN: American Guidance Service.
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: [10.1007/BF02289447](https://doi.org/10.1007/BF02289447)
- Johnson, C., Burke, C., Brinkman, S., & Wade, T. (2017). Development and validation of a multifactor mindfulness scale in youth: The Comprehensive Inventory of Mindfulness Experience - Adolescents (CHIME-A). *Psychological Assessment*, 29(3), 264-281. doi: [10.1037/pas0000342](https://doi.org/10.1037/pas0000342)
- Kline, P. (1998). *The new psychometrics: Science, psychology and measurement*. London: Routledge.
- Kuby, A. K., McLean, N., & Allen, K. (2015). Validation of the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM) with non-clinical adolescents. *Mindfulness*, 6(6), 1448-1455. doi: [10.1007/s12671-015-0418-3](https://doi.org/10.1007/s12671-015-0418-3)
- Lawlor, M. S., Schonert-Reichl, K. A., Gadermann, A. M., & Zumbo, B. D. (2014). A validation study of

- the Mindful Attention Awareness Scale adapted for children. *Mindfulness*, 5(6), 730-741. doi: [10.1007/s12671-013-0228-4](https://doi.org/10.1007/s12671-013-0228-4)
- León del Barco, B., Martín-López, E., García-Martín, A., & Felipe, E. (2008). Estudio preliminar de la escala de atención plena "Mindfulness" en el ámbito escolar. *Revista de Psicología*, 1, 371-380. Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/index>
- 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. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps/index>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. (2007). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88-91. doi: [10.3758/bf03192753](https://doi.org/10.3758/bf03192753)
- Montero, I., & León, O. G. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación. *Psicología Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 2(3), 503-508. Recuperado de <https://www.elsevier.es/en-revista-international-journal-of-clinical-and-health-psychology-355>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory* (3ª ed.). New York: Mc Graw-Hill, Inc.
- Patrick, D. L., Edwards, T. C., & Topolski, T. D. (2002). Adolescent quality of life, Part II: Initial validation of a new instrument. *Journal of Adolescence*, 25, 287-300. doi: [10.1006/jado.2002.0471](https://doi.org/10.1006/jado.2002.0471)
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc>
- Pérez-Gil, J., Chacón, S., & Moreno, R. (2000). Validez de constructo: El uso del análisis factorial exploratorio confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446. Recuperado de <http://psicothema.com>
- Posner, M., Rothbart, M., & Tang, Y. (2015). Enhancing attention through training. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 4, 1-5. doi: [10.1016/j.cobeha.2014.12.008](https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2014.12.008)
- Ramada-Rodilla, J. M., Serra-Pujadas, C., & Delclós-Clanchet, G. (2013). Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: Revisión y recomendaciones metodológicas. *Salud Pública México*, 55(1), 57-66. doi: [10.1590/s0036-36342013000100009](https://doi.org/10.1590/s0036-36342013000100009)
- Razali, N., & Wah, Y. (2011). Power comparison of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21-33.
- Robinson, J. M., Ladd, B. O., & Anderson, K. G. (2014). When you see it, let it be: Urgency, mindfulness and adolescent substance use. *Addictive Behaviors*, 39(6), 1038-1041. doi: [10.1016/j.addbeh.2014.02.011](https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2014.02.011)
- Saggino, A., Bartoccini, A., Sergi, M. R., Romanelli, R., Maccchia, A., & Tommasi, M. (2017). Assessing mindfulness on samples of Italian children and adolescents: The validation of the Italian version of the Child and Adolescent Mindfulness Measure. *Mindfulness*, 8(5), 1364-1372. doi: [10.1007/s12671-017-0712-3](https://doi.org/10.1007/s12671-017-0712-3)
- Sauer, S., Walach, H., Schmidt, S., Hinterberger, T., Lynch, S., Büsing, A., & Kohls, N. (2012). Assessment of mindfulness: Review on state of the art. *Mindfulness*, 4(1), 3-17. doi: [10.1007/s12671-012-0122-5](https://doi.org/10.1007/s12671-012-0122-5)
- Siegel, D. (2010). *Cerebro y mindfulness*. España: Paidós.
- Simón, V. (2007). Mindfulness y neurobiología. *Revista de Psicoterapia*, 17(66), 5-30. Recuperado de <http://ojs.revistadepsicoterapia.com/index.php/rdp/index>
- Simón, V. (2010). Mindfulness y psicología: Presente y futuro. *Información Psicológica*, 100, 162-170. Recuperado de <http://www.informaciopsicologica.info/index.php>
- Viñas, F., Malo, S., González, M., Navarro, D., & Casas, F. (2015). Assessing mindfulness on a sample of Catalan-speaking Spanish adolescents: Validation of the Catalan version of the Child and Adolescent Mindfulness Measure. *Spanish Journal of Psychology*,

18(46), 1-8. doi: [10.1017/sjp.2015.48](https://doi.org/10.1017/sjp.2015.48)

Walker, L. S., & Garber, J. (2001). *Manual for the Children's Somatization Inventory*. Nashville, TN: Vanderbilt University, Department of Pediatrics.

Wegner, D. M., & Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*, 62, 615-640. doi: [10.1111/j.1467-6494.1994.tb00311.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1994.tb00311.x)

Análisis dimensional de la Escala de Dificultades en la Regulación Emocional (DERS-15) en universitarios mexicanos

Dimensional Analysis of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS-15) in Mexican university students

Anabel de la Rosa-Gómez *¹, Alejandrina Hernández-Posadas¹,
Pablo D. Valencia¹, Daniel A. Guajardo-Garcini¹

1 - Facultad de Estudios Superiores Iztacala, Universidad Nacional Autónoma de México.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 06/09/2020 **Revisado:** 08/12/2020 **Aceptado:** 09/01/2021

Resumen

La Escala de Dificultades en la Regulación Emocional (DERS) es un instrumento de gran interés en el campo de la investigación clínica y aplicada. Sin embargo, el estudio sobre sus propiedades psicométricas en la población mexicana ha sido limitado. El objetivo del estudio fue analizar la dimensionalidad de la DERS-15 en la población adulta mexicana a través de un diseño transversal, instrumental. Participaron 252 estudiantes universitarios del sistema a distancia, de entre 18 y 57 años ($M = 31.8$, $DE = 8.9$) seleccionados mediante un muestreo no probabilístico, intencional. Se realizó un análisis factorial confirmatorio, y con ello se probaron dos modelos factoriales (de dos y seis dimensiones). Un modelo de seis factores presentó un mejor ajuste. La consistencia interna y la confiabilidad de la escala completa resultaron adecuadas ($\omega_H = .80$).

Palabras clave: *desregulación emocional, DERS, análisis factorial confirmatorio, adaptación, población mexicana*

Abstract

The Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) is an instrument of great interest in the fields of clinical and applied research. However, the study on its psychometric properties in Mexican population has been limited. The objective of this study was to analyse the dimensionality of DERS-15 in Mexican adult population, through an instrumental, cross-sectional design. 252 university students from the open and distance learning system participated, aged 18 to 57 ($M = 31.8$, $SD = 8.96$), selected by non-probabilistic intentional sampling. A confirmatory factor analysis was performed, in which two factorial models were tested (two and six dimensions). A six-factor model demonstrated a better fit. The internal consistency and reliability of the entire scale were adequate ($\omega_H = .80$).

Keywords: *emotional dysregulation, DERS, confirmatory factor analysis, adaptation, Mexican population*

* **Correspondencia a:** Anabel de la Rosa Gómez, Av. De los Barrios Núm. 1, Los Reyes Iztacala, 54090 Tlalnepantla, Edo. de México. Torre de tutorías, 2^{do}. Piso, cubículo 22. Teléfono: 52+ (55) 56231344. E-mail: anabel.delarosa@iztacala.unam.mx

Cómo citar: De la Rosa-Gómez, A., Hernández-Posadas, A., Valencia, P. D., & Guajardo-Garcini, D. (2021). Análisis dimensional de la Escala de Dificultades en la Regulación Emocional (DERS-15) en universitarios mexicanos. *Revista Evaluar*, 21(2), 80-97. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Tomás Milanesio, Pablo López Díaz, Alicia Molinari, Eugenia Barrionuevo, Florencia Ruiz, Benjamín Casanova, Ricardo Hernández.

Introducción

En las últimas dos décadas se han logrado avances relevantes en el estudio de la regulación emocional. Específicamente, se ha logrado una comprensión más amplia de la trayectoria de su desarrollo, neuroanatomía, influencias genéticas y ambientales, y su vínculo con la cognición (Kring & Sloan, 2010). La regulación emocional ha atraído el interés de los estudiosos del comportamiento en muchas disciplinas, y una de las razones es que ha incidido en las inquietudes tanto del ámbito científico como de la práctica clínica.

Las investigaciones en torno a la regulación emocional, entendida como el ejercicio de un control racional superior sobre los sistemas emocionales inferiores para lograr la adaptación, han aportado evidencia a la teoría de las emociones, incluyendo el rol fundamental que tiene la emoción en el funcionamiento adaptativo. Así, la regulación emocional puede ser estudiada desde diferentes aristas: desde los fundamentos neurobiológicos (Johnstone & Walter, 2014), los procesos cognitivos de la experiencia emocional, y las influencias relacionales (Chervonsky & Hunt, 2019), hasta las implicaciones culturales (Qu & Telzer, 2017), los factores sociales y contextuales (de France & Evans, 2020) y los aspectos temperamentales del individuo (van Beveren, de Clercq, & Braet, 2020). Por lo tanto, su estudio implica oportunidades y retos para un análisis integral. El vínculo entre la regulación emocional y las estrategias de adaptación personal, la competencia social (Lebowitz & Dovidio, 2015) e incluso el funcionamiento cognitivo, sugiere que la regulación emocional es un logro fundamental durante la etapa del desarrollo infantil y tiene consecuencias en la vida adulta. Esto ha contribuido a la conceptualización de muchas formas de psicopatología infantil y adulta (entre ellas la depresión, los trastornos de ansiedad, los proble-

mas de conducta y otros trastornos internalizantes y externalizantes) como problemas de desregulación emocional. Debido a esto, nuevos enfoques terapéuticos se han desarrollado para mejorar las capacidades de autorregulación (Reyes-Ortega & Tena-Suck, 2016).

Sin embargo, el estudio de la regulación emocional aborda una serie de desafíos conceptuales y empíricos. Por ejemplo, la identificación de estrategias de regulación emocional *adaptativas* y *desadaptativas* depende del contexto y el propósito (Aldao & Nolen-Hoeksema, 2012), especialmente en condiciones de adversidad psicobiológica o ambiental; por lo tanto, no siempre se pueden desplegar estrategias adaptativas a largo plazo a pesar de que existan beneficios inmediatos. Además, el desarrollo de la regulación emocional es posible no solo por la maduración de funciones neurobiológicas, sino también por el desarrollo de una red compleja de procesos superiores involucrados. En este sentido, los investigadores continúan debatiendo su definición y características centrales (Campos, Frankel, & Camras, 2004; Cole, Martin, & Dennis, 2004; Gross & Thompson, 2007; Thompson, 1994).

De este modo, de acuerdo con Gratz y Roemer (2004), la regulación emocional es la capacidad de comprender, aceptar y modular nuestros estados emocionales en busca de comportamientos dirigidos a objetivos. El uso efectivo de estrategias para la regulación emocional se ha asociado con un mejor bienestar psicológico y un mejor funcionamiento de las personas. Por el contrario, las dificultades para comprender, percibir y regular las emociones pueden contribuir a una amplia gama de resultados negativos (Berking & Whitley, 2014; Yiğit & Guzey-Yiğit, 2019).

La evidencia empírica ha demostrado que las dificultades en la regulación emocional son una característica esencial involucrada en el desarrollo y mantenimiento de múltiples formas de

psicopatología (Bardeen, Kumpula, & Orcutt, 2013; Tull, Bardeen, DiLillo, Messman-Moore, & Gratz, 2015). Así, diversas manifestaciones de psicopatología se describen como excesos o déficit de la respuesta emocional; la experiencia abrumadora es más prevalente en muchos tipos de trastornos emocionales (Leahy, Tirsch, & Napolitano, 2011). En particular, la desregulación emocional del afecto negativo es un factor de estudio que está proporcionando datos relevantes para una mejor comprensión y abordaje de los trastornos psicológicos desde una perspectiva transdiagnóstica (Sauer-Zavala et al., 2017), incluyendo la depresión (Aldao & Nolen-Hoeksema, 2010), el trastorno límite de la personalidad (Gratz & Gunderson, 2006), la anorexia (Brockmeyer et al., 2012), el trastorno por consumo de sustancias (Wong et al., 2013) y el trastorno por estrés post-traumático (Seligowski, Lee, Bardeen, & Orcutt, 2015). Asimismo, se ha hallado relevante la función del despliegue de estrategias automáticas como los pensamientos negativos repetitivos y de estrategias más controladas como la reinterpretación o planificación en el modelo explicativo de la ideación suicida (Flores-Kanter, García-Batista, Moretti, & Medrano, 2019).

Existe evidencia reciente que ha probado el efecto que tiene el estado de ánimo (valencia afectiva positiva y negativa) en el desarrollo de diversos juicios cognitivos tales como el auto-concepto, la autoeficacia, y juicios de desesperanza-optimismo (Flores-Kanter & Medrano, 2020). A partir de estos hallazgos, se han desarrollado estudios que han logrado estudiar modelos explicativos más complejos que involucran (a) variables individuales (por ejemplo, sesgos de atención); (b) variables contextuales (por ejemplo, situaciones de estrés frente a situaciones de seguridad; estímulos emocionales positivos frente a negativos o estímulos neutrales frente a sobresalientes), y (c) las respuestas afectivo-cognitivas particulares

que se desencadenan en cada caso y que impactan en la cognición (por ejemplo, en el momento de la elaboración del juicio; Flores-Kanter, 2020; Flores-Kanter & Medrano, 2020).

Particularmente, a partir de los estudios de Linehan (1993) centrados en el trastorno límite de la personalidad es que se advirtió que la desregulación emocional resulta de dificultades para modular y tolerar las respuestas fisiológicas asociadas a las emociones. Por otro lado, Thompson (1994) definió a la regulación emocional como los procesos intrínsecos y extrínsecos involucrados en el monitoreo, evaluación y modulación de las reacciones emocionales con la finalidad del logro de objetivos, destacando como característica central la funcionalidad de la regulación para una situación particular.

Por su parte, Cole, Michel y Teti (1994) establecieron que la desregulación emocional no solo implica una falta de regulación, sino también un proceso regulatorio que opera de manera disfuncional. Se referían a una capacidad disminuida para suprimir estados afectivos negativos y el despliegue de respuestas emocionales inadecuadas para llevar a cabo actividades y comunicarse e influir en otros. Señalaron que es un proceso que tiene una función adaptativa en los individuos, incluso cuando interfiere en su desarrollo óptimo.

Como se señaló previamente, algunas conceptualizaciones se han centrado en la funcionalidad de las emociones dependiendo del contexto donde surgen y no solo en el control o inhibición de las emociones negativas (Cole et al., 1994; Thompson, 1994). Otras, se han enfocado en la importancia de aceptar y valorar las respuestas emocionales (Cole et al., 1994; Linehan, 1993), coincidiendo en que la tendencia a restringir y controlar la expresión emocional se asocia con un aumento de estimulación fisiológica (Gross & Levenson, 1997). Asimismo, algunos autores enfatizan la importancia del contexto en el que

se valoran las emociones, así como las demandas de la situación particular y las metas individuales (Cole et al., 1994; Thompson, 1994).

Dada la relevancia clínica de la regulación y desregulación emocional y la falta de un concepto preciso de este constructo, Gratz y Roemer (2004) propusieron una definición y medida integral de desregulación emocional. Para ellos, la desregulación emocional es un constructo multidimensional que involucra formas desadaptativas de responder a las emociones, incluyendo: (a) falta de conciencia y comprensión de las emociones, (b) falta de aceptación de las emociones, (c) incapacidad de controlar comportamientos impulsivos y comportarse de acuerdo a los objetivos deseados al experimentar emociones negativas, (d) incapacidad de utilizar estrategias de regulación emocional situacionalmente apropiadas y (e) flexibilidad para modular respuestas emocionales para cumplir con objetivos individuales y demandas situacionales.

Existen diversas escalas disponibles respaldadas empíricamente que permiten evaluar distintos procesos involucrados en la regulación emocional, por ejemplo, el Cuestionario de Regulación Emocional (ERQ; Gross & John, 2003), el Cuestionario de Conciencia Emocional (Rieffe, Oosterveld, Miers, Meerum-Terwogt, & Ly, 2008), el Cuestionario de Regulación Cognitivo Emocional (CERQ; Garnefski, Kraaij, & Spinhoven, 2001) y la Medida de Estilos de Regulación Afectiva ampliada en Ira y Tristeza (MARS Ampliada; Páez-Rovira, Martínez-Sánchez, Sevillano-Triguero, Mendiburo-Seguel, & Campos, 2012), entre otras.

Asimismo, Gratz y Roemer (2004) desarrollaron la Escala de Dificultades en Regulación Emocional (DERS, por sus siglas en inglés) para evaluar exhaustivamente las dificultades en la regulación emocional. Este instrumento es una medida de autoinforme de 36 ítems que comprende

seis factores: (a) no aceptación de las respuestas emocionales (*no-aceptación*); (b) dificultades en conductas dirigidas a metas cuando se está alterado (*metas*); (c) dificultades para controlar comportamientos impulsivos cuando se está alterado (*impulsividad*); (d) acceso limitado a estrategias de regulación emocional percibidas como efectivas (*estrategias*); (e) falta de conciencia emocional (*conciencia*) y (f) falta de claridad emocional (*claridad*). La DERS ha demostrado adecuada robustez para su medición, adaptabilidad transcultural y evaluación de múltiples procesos implicados en la regulación emocional (Hallion, Steinman, Tolin, & Diefenbach, 2018; Li, Han, Gao, Sun, & Ahemaitijiang, 2018). Además, se han desarrollado varias versiones cortas para diversas poblaciones y contextos culturales que mostraron propiedades psicométricas adecuadas y pertinentes (por ejemplo, DERS-15; Muñoz-Martínez, Vargas, & Hoyos-González, 2016; DERS-16, Bjureberg et al., 2016; Shahabi, Hasani, & Bjureberg, 2020; DERS-SF, Kaufman et al., 2016, y DERS-18, Victor & Klonsky, 2016).

Las diferentes validaciones y propiedades psicométricas a nivel internacional

La Escala de Dificultades en Regulación Emocional (DERS; Gratz & Roemer, 2004) tiene su origen en el surgimiento de los modelos de la llamada *tercera ola* de la terapia cognitivo-conductual, que se basaron en las propuestas teóricas precedentes (Marín-Tejeda, Robles-García, González-Forteza, & Andrade-Palos, 2012). El instrumento de medición fue diseñado para evaluar la capacidad de regulación emocional percibida a nivel de rasgo e identificar dificultades clínicamente relevantes (Medrano & Trógolo, 2014); se ha citado en 3000 ocasiones y se ha traducido a varios idiomas (Hallion et al., 2018). Aunque es

importante mencionar que a nivel mundial existe una gran diversidad de instrumentos que permiten evaluar la regulación emocional, para la etapa de la adultez se ha desarrollado una serie de instrumentos de evaluación que adopta, principalmente, la modalidad de entrevistas y cuestionarios (Guzmán-González, Trabucco, Urzúa, Garrido, & Leiva, 2014). No obstante, no existe alguna escala que evalúe un abanico amplio de procesos como lo hace la escala DERS (Hervás & Jódar, 2008). La DERS ha demostrado buenas propiedades psicométricas en muestras clínicas con diferentes edades (Muñoz-Martínez et al., 2016). Asimismo, Yiğit y Guzey-Yiğit (2019) han destacado la adaptabilidad intercultural del instrumento estableciendo así su validez transcultural y relevancia clínica.

En cuanto a la fiabilidad y validez, Gratz y Roemer, en 2004, informaron que la escala DERS original tiene una alta consistencia interna ($\alpha = .93$), una buena fiabilidad test-retest en un periodo de 4 a 8 semanas ($p = .88, p < .01$) y una adecuada validez predictiva y de criterio (Hervás & Jódar, 2008; Marín-Tejeda et al., 2012; Muñoz-Martínez et al., 2016). El análisis factorial exploratorio (AFE) sugirió una estructura de seis o siete factores (Hallion et al., 2018).

La DERS ha sido traducida, adaptada a diversos idiomas y validada en diferentes países, con resultados psicométricos variados (Medrano & Trógolo, 2014; Muñoz-Martínez et al., 2016). En algunas situaciones replicó las características adecuadas de confiabilidad y validez de la escala original (Marín-Tejeda et al., 2012), como ha sido el caso de Estados Unidos (Weinberg & Klonsky, 2009), Turquía (Ruganci & Gençöz, 2010), Italia (Giromini, Velotti, de Campora, Bonalume, & Cesare-Zavattini, 2012), España (Hervás & Jódar, 2008), Argentina (Medrano & Trógolo, 2014), Chile (Guzmán-González et al., 2014) y México (Marín-Tejeda et al., 2012). En cuanto a

los casos de validación en Iberoamérica, para los que se ha utilizado la versión en castellano, en España el estudio realizado por Hervás y Jódar (2008) obtuvo una estructura factorial similar a la obtenida para la escala original en inglés, sin embargo, se encontró que algunos ítems se traslapan entre los factores de impulsividad y estrategias (Guzmán-González et al., 2014; Hervás & Jódar, 2008; Muñoz-Martínez et al., 2016). En el caso de México, se cuenta con la investigación con población adolescente realizada por Marín-Tejeda et al. (2012), donde los estudios de análisis factorial exploratorio y confirmatorio indicaron un modelo de cuatro factores. En esta versión, los 24 ítems obtenidos se agruparon en las siguientes dimensiones: *no aceptación de las respuestas emocionales, dificultades para dirigir el comportamiento hacia metas, falta de conciencia emocional y falta de claridad emocional*.

Medrano y Trógolo (2014) realizaron en Argentina un AFE con rotación promax y una estimación ponderada de mínimos cuadrados para establecer la estructura factorial de la escala. La versión argentina de la DERS tiene 28 ítems agrupados en seis factores, que explicaban el 50.79% de la varianza (Medrano & Trógolo, 2014).

En Brasil se realizó la validación del instrumento con una muestra comunitaria adulta, y se obtuvieron buenas propiedades psicométricas, con evidencias de validez y confiabilidad, confirmando 6 factores con 36 ítems (Mattos-Machado, Gonçalves-Gurgel, Gonçalves-Boeckel, & Tozzi-Reppold, 2020). En tanto, en Chile, Guzmán-González et al. (2014) probaron las propiedades psicométricas de la DERS-E en estudiantes universitarios y en la población general chilena, y se discriminaron cinco factores, incluyendo un total de 25 ítems.

En Colombia, Herrera, Niño, Caycedo y Cortés (2008, citado en Muñoz-Martínez et al., 2016) realizaron el análisis de confiabilidad para

la DERS y obtuvieron un alto índice de confiabilidad ($\alpha = .90$) en una muestra de estudiantes bogotanos. Por su parte, [Muñoz-Martínez et al. \(2016\)](#) buscaron identificar la consistencia de los factores incluidos en la DERS y la relevancia de los ítems en cada dimensión estudiada empleando la versión de 36 ítems compuesta por (a) no-aceptación, (b) metas, (c) impulsividad, (d) estrategias, (e) consistencia y (f) claridad. Mediante análisis factorial exploratorio se obtuvieron dos factores principales en lugar de seis, y se realizó una reducción en el número de reactivos, conservando 15 de los 36 ítems originales. Puesto que el segundo factor se integra únicamente por un ítem, los autores advirtieron que se mantuvieron dos factores debido a que contribuían significativamente a la varianza: el Factor 1 (integrado por los subdimensiones *no-aceptación*, *metas*, *impulsividad*, *estrategias* y *claridad*) y el Factor 2 (integrado por la dimensión *conciencia*) mostraron independencia. En específico, la independencia del factor conciencia con respecto al otro factor se fundamenta en las bases teóricas de la regulación emocional ([Gratz & Roemer, 2004](#)), que la consideran relacionada con la forma de entender y atender las emociones. No obstante, existen otras conceptualizaciones que la señalan como un repertorio amplio de estrategias a partir de las cuales las personas se vinculan con sus reacciones emocionales ([Stewart, Villate, & McHugh, 2012](#)), por lo que podría incluir las relaciones de cualquier tipo de comportamiento con el ambiente que lo influye. Así, la conciencia implica darse cuenta de las propias acciones sin alterarlas, regularlas o modularlas ([Muñoz-Martínez et al., 2016](#)). Así, existe controversia sobre si la conciencia podría ser un factor independiente del constructo de regulación o desregulación emocional, aunque algunos autores sugieren que podría ser una estrategia para la RE ([Ruganci & Gençöz, 2010](#); [Vargas-Gutiérrez & Muñoz-Martínez,](#)

[2013](#); [Weiss, Gratz, & Lavender, 2015](#)).

Es así que la escala DERS parece ser un instrumento de interés tanto en el campo de la investigación clínica como en el ámbito aplicado ([Hervás & Jódar, 2008](#)). No obstante, la investigación sobre sus propiedades psicométricas en la población mexicana ha sido limitada. Se cuenta, por ejemplo, con un estudio realizado en adolescentes mexicanos ([Marín-Tejeda et al., 2012](#)); sin embargo, no se han encontrado estudios de validación en población adulta. Ante ello urge explorar alternativas breves ya que, como mencionan [Flores-Kanter y Medrano \(2018\)](#), el uso de escalas breves o reducidas (*short-form*) facilita las respuestas cuando hay muchas variables siendo medidas, o cuando, por el contexto, hay un tiempo limitado para responder la versión completa del instrumento. En este sentido, la DERS-15 ([Muñoz-Martínez et al., 2016](#)) presentó propiedades psicométricas adecuadas en su versión breve en español, lo cual facilitará la evaluación pertinente y eficiente de las dificultades en regulación emocional que presenta la población adulta mexicana, y con ello, permitirá potenciar la eficacia de las intervenciones preventivas o remediales.

De esta manera, el objetivo del presente trabajo fue analizar la dimensionalidad de la DERS-15 en la población mexicana adulta. Para ello, se probaron dos modelos factoriales (uno de dos y otro de seis dimensiones). Adicionalmente se examinó si, en el modelo de seis dimensiones, las cinco dimensiones restantes luego de excluir conciencia podrían ser englobadas en una única dimensión. Finalmente, se estimó la confiabilidad de esta dimensión global.

Método

Participantes

En el estudio participaron 252 estudiantes

del primer semestre de la licenciatura de psicología del Sistema de Universidad Abierta y Educación a Distancia (SUAYED) del ciclo escolar 2018-2. Sus edades se hallaron entre los 18 y 57 años con una media de 31.8 (DE = 8.96). La mayoría fueron mujeres. En la Tabla 1 se presenta la información sociodemográfica detallada de los participantes.

Tabla 1
Datos sociodemográficos de los participantes.

Variable	n	%
<i>Sexo</i>		
Mujer	178	70.63
Hombre	74	29.30
<i>Estado civil</i>		
Soltero	129	51.19
Unión libre	34	13.49
Casado	73	28.97
Viudo	16	6.35
<i>Hijos</i>		
No	129	51.19
Sí	123	48.81
<i>Lugar de residencia</i>		
Ciudad de México	105	41.67
Estado de México	55	21.83
Oaxaca	19	7.54
Tlaxcala	11	4.37
Puebla	11	4.37
Otro	51	20.24
<i>Ocupación</i>		
Trabajo remunerado	166	65.87
Solo estudios	68	26.98
Trabajo y estudios	18	7.14

El muestreo se realizó de forma no probabilística, intencional, a través de la técnica de encuesta. Así, se invitó a participar a los estudiantes a través de medios de comunicación institucional (plataforma educativa, redes sociales institucionales). Todos los participantes aceptaron el consentimiento informado para la evaluación voluntaria y fueron notificados sobre el aviso de privacidad y confidencialidad de datos. La aplicación se realizó a distancia a través de un sistema de encuestas en línea. Como criterios de inclusión, se estableció que los participantes debían ser: 1) mayores de edad; 2) estudiantes de la licenciatura en Psicología del SUAYED, y 3) de nacionalidad mexicana.

Instrumento

Escala de Dificultades en Regulación Emocional (DERS). El instrumento original es una escala de autoinforme que cuenta con 36 ítems, los cuales se dividen en 6 factores: 1) no aceptación, 2) metas, 3) impulsividad, 4) estrategias, 5) conciencia y 6) claridad. Las autoras de la versión original informaron un coeficiente alfa de .88 para toda la escala (Gratz & Roemer, 2004). En el presente estudio se empleó la versión breve del instrumento validada en Colombia, la cual cuenta con 15 ítems agrupados en dos factores (DERS-15; Muñoz-Martínez et al., 2016). El primer factor se compone por ítems que originalmente pertenecían a las dimensiones de *no aceptación*, *metas*, *impulsividad*, *estrategias* y *claridad*. Por otra parte, el segundo factor solo incluye un ítem que pertenecía a la dimensión conciencia. Esta versión de la DERS mostró un alto índice de confiabilidad ($\alpha = .90$) en el estudio de Muñoz-Martínez et al. (2016).

Diseño

El diseño del presente estudio fue transversal, pues los datos se obtuvieron en un solo momento. Asimismo, fue instrumental, pues tuvo como finalidad examinar las propiedades psicométricas de un instrumento (Montero & León, 2007).

Procedimiento

Se empleó el instrumento DERS-15 validado en población adulta colombiana (Muñoz-Martínez et al., 2016). Un grupo de jueces expertos (N = 10) evaluaron todos los ítems que componen la DERS-15; los expertos contaban con grado académico de doctorado en psicología y experiencia en el área clínica y de la salud. La validación por jueces consistió en conocer si cada ítem cumplía o no con los criterios de pertinencia, lenguaje, redacción y validez teórica. A fin de determinar la validez de contenido de la DERS-15 se realizó el cálculo del Índice de Acuerdo entre Jueces (IA) y el Coeficiente V de Aiken (V), considerando que una buena validez de contenido comprende un valor igual o superior al 80% ($V = .80$) de acuerdo entre los jueces evaluadores (Kerlinger & Lee, 2002). Se identificó que la mayoría de los ítems estimaba un índice de acuerdo entre jueces superior al 80% y un coeficiente V de Aiken superior a .80 para todos los criterios de evaluación establecidos. Los ítems que obtienen coeficientes superiores al 80% ($V = .80$) estiman un buen grado de dominio teórico sobre el elemento que pretende medir, mientras que los ítems que están por debajo de este valor requieren ser eliminados o sometidos a la realización de las modificaciones pertinentes. Pese a que la mayoría de los ítems estimó un buen grado de dominio teórico, se identificó que la redacción y el

lenguaje de dos ítems no eran apropiados para el contexto mexicano: a) ítem 9, *Yo me siento confundido acerca de cómo me siento*, y b) ítem 14, *Cuando estoy molesto, quedo fuera de control*. Por lo tanto, se modificaron con base en las sugerencias de los expertos, y quedaron formulados del siguiente modo: a) ítem 9, *Estoy confundido acerca de cómo me siento*, y b) ítem 14, *Cuando estoy molesto, me siento fuera de control*.

La aplicación del instrumento se realizó a distancia a través de un sistema de encuesta en línea. Se envió una invitación para participar de manera voluntaria y se compartió el enlace del instrumento con la finalidad de conocer la regulación emocional de los participantes en diversas situaciones de la vida cotidiana. Los interesados brindaron su consentimiento informado para responder la escala y se enfatizó el trato confidencial de la información y el uso protegido de los datos personales. El cuestionario en línea estuvo habilitado durante un mes, y semanalmente se enviaron notificaciones reiterando la invitación a participar; a aquellos que expresaron su rechazo a participar se les dejó de invitar. Finalmente, al término del mes se cerró el formulario y se enviaron informes personales con los resultados de la escala y un catálogo de servicios psicológicos en modalidad a distancia y presencial atendiendo al caso de que el participante deseara atender su malestar emocional. La recolección de datos se realizó durante el año 2018.

Análisis de datos

Se examinó, en primer lugar, la media, la desviación estándar, la asimetría y la curtosis de cada uno de los ítems. Debido a que el instrumento cuenta con al menos cinco opciones de respuesta, fue posible tratar cada uno de los indicadores como si fuesen variables cuantitativas (Rhemtulla,

Brosseau-Liard, & Savalei, 2012). Por ello, se procedió a realizar un análisis factorial confirmatorio (AFC) basado en correlaciones de Pearson y utilizando una variante robusta del método de máxima verosimilitud, la cual permite corregir la falta de normalidad multivariada (MLR; Yuan & Bentler, 2000). El ajuste de cada modelo se evaluó a partir de los siguientes índices (se menciona entre paréntesis el criterio de buen ajuste): CFI ($> .95$), TLI ($> .95$), RMSEA ($< .06$) y SRMR ($< .08$; Hu & Bentler, 1999). Para el CFI, el TLI y el RMSEA, se usaron fórmulas modificadas que son consideradas más adecuadas cuando se utilizan estimadores robustos (Brosseau-Liard, Savalei, & Li, 2012; Brosseau-Liard & Savalei, 2014). Estas modificaciones consisten en incluir el factor de escalamiento en las fórmulas de los índices, de manera tal que estos puedan ser interpretados como los valores que se habrían obtenido si los datos siguieran una distribución normal.

El AFC puso a prueba dos modelos competidores. El primer modelo fue el propuesto en la adaptación colombiana, el cual agrupa todos los ítems en un factor denominado *estrategias*, a excepción del único ítem de la dimensión *conciencia*, que es separado en un factor distinto (Muñoz-Martínez et al., 2016). El segundo estuvo basado en el modelo original de seis factores (Gratz & Roemer, 2004). En ambos modelos se incluyeron factores que contenían un único indicador, lo cual constituyó una limitación para la forma tradicional de realizar este tipo de análisis (Byrne, 2012). Una posible solución a este problema sería incluir el ítem único como variable observada en el modelo o, de manera equivalente, como un único indicador perfecto de la variable latente correspondiente. Sin embargo, en ambos casos se asumiría que la variable es medida sin error, lo cual es poco realista al medir atributos psicológicos. Por ello, un compromiso intermedio es establecer arbitrariamente un valor de

error, para lo cual el investigador debe asumir la confiabilidad (ρ) del indicador. Dicho término de error será igual a $s^2_{Y_i}(1 - \rho)$, donde $s^2_{Y_i}$ es la varianza observada del indicador (Brown, 2015). En el presente estudio se decidió establecer un valor de $\rho = .80$, siguiendo las recomendaciones de estudios de simulación existentes (Savalei, 2019). Cabe precisar que el modelado de variables latentes con un único indicador es un aspecto discutido ampliamente en la bibliografía metodológica (Petrescu, 2013) y ha sido aplicado anteriormente al campo de la psicometría (Caycho-Rodríguez, Dominguez-Lara, Noe-Grijalva, & Reyes-Bossio, 2019; Dominguez-Lara, 2018).

Luego de poner a prueba los dos modelos confirmatorios descritos, se examinó la unidimensionalidad esencial de la escala en su totalidad (a excepción del ítem de la dimensión *conciencia*). Para ello, se realizó un análisis exploratorio bifactor (no fue posible realizarlo con un AFC debido a que el factor específico *no aceptación* tenía un solo indicador). Este modelo bifactor se estimó a partir de una matriz diana y una rotación procrustea ortogonal (Browne, 1972). La unidimensionalidad esencial de los 14 ítems se juzgó a partir de la varianza común explicada (ECV) por el factor general (Flores-Kanter, Dominguez-Lara, Trólogo, & Medrano, 2018). Un valor de ECV mayor a $.85$ indicaría que la escala es esencialmente unidimensional y que, por lo tanto, un puntaje total es más robusto que los puntajes por dimensiones (Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016).

Luego de justificar el cálculo de puntajes separados para cada dimensión, se usó el modelo confirmatorio de seis factores para estimar la confiabilidad de cada dimensión. Para ello, se utilizó el coeficiente omega, el cual presenta ventajas en comparación con el tradicionalmente usado coeficiente alfa de Cronbach (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014).

El análisis factorial confirmatorio se llevó a

Tabla 2
Estadísticos descriptivos de los ítems de la DERS-15.

Ítem	Dimensión original	Media	DE	Asimetría	Curtosis
1. Tengo dificultad para encontrar el significado a mis sentimientos.	Claridad	2.03	1.08	1.13	0.65
2. Yo me siento confundido acerca de cómo me siento.	Claridad	1.97	1.07	1.18	0.77
3. Cuando estoy alterado, tengo dificultad para realizar el trabajo.	Metas	2.50	1.24	0.70	-0.61
4. Cuando estoy molesto, quedo fuera de control.	Impulsividad	1.77	1.01	1.34	1.11
5. Cuando estoy alterado, creo que seguirá siendo así durante mucho tiempo.	Estrategias	1.69	1.05	1.68	2.11
6. Cuando estoy alterado, creo que voy a terminar sintiéndome muy deprimido.	Estrategias	1.80	1.17	1.53	1.36
7. Cuando estoy alterado, tengo dificultad para concentrarme en otras cosas.	Metas	2.67	1.31	0.51	-1.01
8. Cuando estoy alterado, me siento fuera de control.	Impulsividad	1.88	1.15	1.31	0.77
9. Cuando estoy alterado, me siento avergonzado de mí mismo por sentir de esa manera.	No aceptación	1.85	1.14	1.36	0.92
10. Cuando estoy alterado, yo tengo dificultades concentrándome.	Metas	2.68	1.28	0.54	-0.93
11. Cuando estoy alterado, tengo dificultades controlando mis comportamientos.	Impulsividad	1.99	1.13	1.10	0.40
12. Cuando estoy alterado, creo que no hay nada que pueda hacer para sentirme mejor.	Estrategias	1.84	1.14	1.37	0.88
13. Cuando estoy alterado, pierdo el control sobre mis conductas.	Impulsividad	1.65	1.02	1.80	2.72
14. Cuando estoy alterado, encuentro difícil pensar en algo más.	Metas	2.29	1.21	0.88	-0.19
15. Yo estoy atento a mis sentimientos. (r)	Conciencia	2.46	1.21	0.42	-0.95

Nota. (r) = Ítem de calificación invertida.

cabo en el programa lavaan 0.6-7 (Rosseel, 2012). Por su parte, el análisis de unidimensionalidad esencial con un modelo bifactor se realizó con FACTOR 10.10.02 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017). Finalmente, para el cálculo del coeficiente omega se utilizó el paquete semTools 0.5-3. Tanto lavaan como semTools fueron ejecutados en R 4.0.3.

Resultados

Estadísticos descriptivos

Los estadísticos descriptivos al nivel de los ítems son presentados en la Tabla 2. Como se observa, existió una notable variabilidad en cuanto a las medias de los ítems, las cuales fluctuaron entre 1.65 (ítem 13) y 2.67 (ítem 7). Algo menor

Tabla 3

Índices de ajuste de los modelos analizados.

Modelo	MLR χ^2	gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
2 factores	493.90	90	.77	.74	.16	.09
6 factores	162.87	77	.95	.94	.08	.04

Tabla 4

Correlaciones latentes del modelo de 6 factores de la DERS-15.

Dimensión	1	2	3	4	5	6
1. Estrategias	1					
2. Impulsividad	.91	1				
3. Metas	.80	.69	1			
4. Claridad	.63	.48	.48	1		
5. No aceptación	.63	.63	.52	.48	1	
6. Conciencia	.23	.13	.03	.44	.06	1

fue la variabilidad existente entre las desviaciones estándar, la mayoría de las cuales se halló entre 1 y 1.2. Finalmente, se aprecian valores elevados de asimetría y curtosis en algunos ítems, especialmente en los ítems 5 y 13.

Análisis factorial confirmatorio

Para analizar el modelo de dos factores, se igualó el error del ítem 15 (indicador único de conciencia) al valor $s^2_{Y15}(1 - \rho) = 1.21^2 (1 - .8) = .29$. Como se observa en la Tabla 3, el ajuste de este modelo fue mediocre según todos los índices examinados. Por otra parte, la correlación interfactorial fue baja ($\varphi = .163$).

Asimismo, al probar el modelo de seis factores, se ajustó el ítem 9 a tener un error igual a $s^2_{Y9}(1 - \rho) = 1.14^2 (1 - .8) = .26$, además del ítem 15 ya mencionado en el párrafo anterior. Como se observa en la Tabla 3, este modelo mostró un mejor ajuste en la mayoría de los índices apro-

ximados (a excepción del RMSEA y, marginalmente, del TLI). Se examinaron las correlaciones interfactoriales y se evidenció que, salvo el factor *conciencia*, el resto de dimensiones mostraron elevadas correlaciones entre sí (Tabla 4). A partir de este resultado, se procedió a probar si estas dimensiones podrían, en realidad, ser capturadas por una única dimensión global.

Análisis de la unidimensionalidad esencial

Se examinaron los ítems de *estrategias*, *impulsividad*, *metas*, *claridad* y *no aceptación* a través de un modelo bifactor exploratorio. Las cargas factoriales de este modelo, así como las de los dos modelos confirmatorios presentados anteriormente, se muestran en la Tabla 5. La ECV calculada a partir de los resultados del modelo bifactor fue de .57, lo cual no apoya la hipótesis de unidimensionalidad esencial.

Estimación de la confiabilidad

Debido a que la hipótesis de unidimensionalidad esencial no fue apoyada por el análisis bifactor, se decidió mantener como modelo final de la DERS-15 aquel compuesto por las seis dimensiones originales. Fue posible estimar la confiabilidad de cuatro de estas: *estrategias* ($\omega = .84$), *impulsividad*, ($\omega = .91$), *metas* ($\omega = .91$) y *claridad* ($\omega = .83$). En cuanto a las dos dimensiones restantes (*no aceptación* y *conciencia*), dicha estimación no fue posible, pues ambas resultaron variables latentes con un solo indicador.

Discusión

Considerando que uno de los principales desafíos a la perspectiva caracterológica se deriva de la evidencia de síntomas extensivos y de comorbilidad tanto en la ansiedad como en la depresión, un amplio grupo de investigaciones epidemiológicas, diagnósticas y basadas en síntomas ha desafiado este enfoque categorial de la nosología psiquiátrica, ofreciendo evidencias mucho más firmes sobre la naturaleza dimensional de los trastornos psiquiátricos como la ansiedad o la depresión (Barlow, Allen, & Choate, 2004; Kerlinger & Howard, 2002). Sin embargo, las discusiones actuales entre los cuerpos colegiados permiten vislumbrar que los instrumentos de medición en los próximos años seguirán siendo los autoinformes (Hernández-Guzmán, del Palacio, Freyre, & Alcázar-Olán, 2011).

Ante la demanda creciente en nuestro país para realizar diagnóstico y tratamiento de los trastornos emocionales, en particular de medir factores asociados tales como la regulación y la desregulación emocional, el presente estudio examinó las propiedades psicométricas de la Escala de Dificultades en Regulación Emocional

(DERS-15; Muñoz-Martínez et al., 2016) adaptada para estudiantes universitarios mexicanos. Este estudio se realizó debido a que no se contaba con una versión válida y confiable para este grupo etario y, asimismo, para evitar el error metodológico de utilizar traducciones de instrumentos desarrolladas para otras culturas (American Psychiatric Association, 2013), como es el caso de este cuestionario que continúa vigente y que posee buenas características psicométricas con población anglosajona y latinoamericana, pero que a la fecha no contaba con una versión validada para adultos mexicanos.

Los resultados mostraron que un modelo de seis factores basado en el original presentaba un mejor ajuste que un modelo de dos factores. A excepción del factor conciencia, todas las otras dimensiones mostraron correlaciones entre moderadas y altas. Sin embargo, a partir del modelado bifactor, no se halló evidencia de que estas dimensiones pudieran ser combinadas en una sola. Finalmente, se estimó la confiabilidad por consistencia interna y se encontraron valores elevados.

Se señala que los ítems de la DERS-15 en esta muestra estudiantil mexicana se distribuyeron en seis factores en concordancia con el modelo original de Gratz y Roemer (2004), así como con los hallazgos de otros estudios (Girromini et al., 2012; Medrano & Trógolo, 2014). Por otra parte, estos resultados no concuerdan con lo informado por Muñoz-Martínez et al. (2016), quienes, al realizar el análisis factorial exploratorio, hallaron que los ítems de la DERS se reunieron en dos factores principales en lugar de seis.

Estos resultados pueden deberse a diferencias sociodemográficas y, en particular, a la edad de las muestras estudiadas; en las poblaciones latinoamericanas se aplicaron a jóvenes universitarios, mientras que en el presente estudio se evaluó a universitarios mexicanos de la modalidad a distancia, cuyo rango de edad fue de entre 18 y 57

Tabla 5

Cargas factoriales de los modelos probados para la DERS-15.

Ítem	Modelo de 2 factores		Modelo de 6 factores						Modelo bifactor (exploratorio)					
	DES	CON	EST	IMP	MET	CLA	NOA	CON	EST	IMP	MET	CLA	NOA	DES
1	.48					.84			.55	.03	-.04	.12	.00	.51
2	.51					.84			.70	-.09	-.08	-.01	-.03	.63
3	.70				.79				.07	.52	.08	.15	.00	.58
4	.80			.85					.04	.16	.59	.21	.01	.60
5	.80		.83						.09	.15	.36	.43	.00	.62
6	.76		.78						.13	.18	.12	.32	.05	.68
7	.73				.90				-.03	.63	.02	.11	.01	.63
8	.81			.87					.00	.18	.59	.24	.14	.60
9	.58						.89		-.02	-.06	.04	-.02	.74	.67
10	.75				.91				.02	.66	.06	-.09	.03	.68
11	.81			.86					-.11	-.01	.38	.11	-.02	.77
12	.78		.79						-.11	.05	.06	.32	-.08	.78
13	.75			.82					-.06	-.13	.48	-.02	-.09	.74
14	.78				.80				-.12	.35	.03	.22	-.10	.73
15		.89						.89	—	—	—	—	—	—

Nota. DES = desregulación, CON = conciencia, EST = estrategias, IMP = impulsividad, MET = metas, CLA = claridad, NOA = no aceptación.

años, en su mayoría mujeres que combinan sus estudios con el trabajo y que están al cuidado de sus hijos. Por lo tanto, la naturaleza y el tipo de representatividad de la muestra deben ser consideradas, además de las diferencias culturales.

Entre las limitaciones del estudio se encuentran el tamaño y la distribución de la muestra, que impide la generalización de los resultados a toda la población. Por ello se recomienda llevar a cabo otras investigaciones en muestras más amplias para evaluar el desempeño de la DERS con muestras distribuidas normalmente, así como indagar la utilidad y sensibilidad de la escala, tanto en población clínica como no clínica, para detectar y predecir distintas psicopatologías asociadas a la desregulación emocional, con su consecuente beneficio para el tratamiento de las mismas. Estudios futuros también deberán examinar otros modelos, como el de [Guzmán-González et al. \(2014\)](#), quienes hallaron un modelo de cinco factores en población chilena, y el de [Marín-Tejeda et al. \(2012\)](#) quienes identificaron un nuevo modelo de cuatro factores en adolescentes mexicanos. Asimismo, consideramos conveniente, en futuros trabajos, estimar la validez de criterio mediante el análisis de la validez convergente y discriminante de la DERS en población mexicana.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2013). DSM-5 Overview: The Future Manual. DSM-5 development. Recuperado de <http://www.dsm5.org/about/Pages/DSMVOverview.aspx>
- Aldao, A., & Nolen-Hoeksema, S. (2010). Specificity of cognitive emotion regulation strategies: A transdiagnostic examination. *Behaviour Research and Therapy*, 48(10), 974-983. doi: [10.1016/j.brat.2010.06.002](https://doi.org/10.1016/j.brat.2010.06.002)
- Aldao, A., & Nolen-Hoeksema, S. (2012). The influence of context on the implementation of adaptive emotion regulation strategies. *Behaviour Research and Therapy*, 50(7-8), 493-501. doi: [10.1016/j.brat.2012.04.004](https://doi.org/10.1016/j.brat.2012.04.004)
- Barlow, D. H., Allen, L. B., & Choate, M. L. (2004). Toward a unified treatment for emotional disorders. *Behavior Therapy*, 35(2), 205-230. doi: [10.1016/S0005-7894\(04\)80036-4](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(04)80036-4)
- Bardeen, J. R., Kumpula, M. J., & Orcutt, H. K. (2013). Emotion regulation difficulties as a prospective predictor of posttraumatic stress symptoms following a mass shooting. *Journal of Anxiety Disorders*, 27(2), 188-196. doi: [10.1016/j.janxdis.2013.01.003](https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2013.01.003)
- Berking, M., & Whitley, B. (2014). Emotion regulation: Definition and relevance for mental health. En M. Berking & B. Whitley (Eds.), *Affect regulation training: A practitioners' manual* (pp. 5-17). New York, NY: Springer. doi: [10.1007/978-1-4939-1022-9_2](https://doi.org/10.1007/978-1-4939-1022-9_2)
- Bjureberg, J., Ljótsson, B., Tull, M. T., Hedman, E., Sahlin, H., Lundh, L. G., ... & Gratz, K. L. (2016). Development and validation of a brief version of the difficulties in emotion regulation scale: The DERS-16. *Journal of Psychopathology Behaviour Assess*, 38(2), 284-296. doi: [10.1007/s10862-015-9514-x](https://doi.org/10.1007/s10862-015-9514-x)
- Brockmeyer, T., Bents, H., Holtforth, M. G., Pfeiffer, N., Herzog, W., & Friederich, H. C. (2012). Specific emotion regulation impairments in major depression and anorexia nervosa. *Psychiatry Research*, 200(2-3), 550-553. doi: [10.1016/j.psychres.2012.07.009](https://doi.org/10.1016/j.psychres.2012.07.009)
- Brosseau-Liard, P. E., & Savalei, V. (2014). Adjusting incremental fit indices for nonnormality. *Multivariate Behavioral Research*, 49(5), 460-470. doi: [10.1080/00273171.2014.933697](https://doi.org/10.1080/00273171.2014.933697)
- Brosseau-Liard, P. E., Savalei, V., & Li, L. (2012). An investigation of the sample performance of two non-normality corrections for RMSEA. *Multivariate Behavioral Research*, 47(6), 904-930. doi: [10.1080/00273171.2012.715252](https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715252)
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2ª ed.). New York, NY: Guilford Press.

- Browne, M. W. (1972). Orthogonal rotation to a partially specified target. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 25(1), 115-120. doi: [10.1111/j.2044-8317.1972.tb00482.x](https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1972.tb00482.x)
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge.
- Campos, J. J., Frankel, C. B., & Camras, L. (2004). On the nature of emotion regulation. *Child Development*, 75(2), 377-394. doi: [10.1111/j.1467-8624.2004.00681.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2004.00681.x)
- Caycho-Rodríguez, T., Domínguez-Lara, S., Noe-Grijalva, M., & Reyes-Bossio, M. (2019). Dimensionalidad de un ítem único de preocupación por el cáncer mediante modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(3), 73-80. doi: [10.32348/1852.4206.v11.n3.23875](https://doi.org/10.32348/1852.4206.v11.n3.23875)
- Chervonsky, E., & Hunt, C. (2019). Emotion regulation, mental health, and social wellbeing in a young adolescent sample: A concurrent and longitudinal investigation. *Emotion*, 19(2), 270-282. doi: [10.1037/emo0000432](https://doi.org/10.1037/emo0000432)
- Cole, P. M., Martin, S. E., & Dennis, T. A. (2004). Emotion regulation as a scientific construct: Methodological challenges and directions for child development research. *Child Development*, 75(2), 317-333. doi: [10.1111/j.1467-8624.2004.00673.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2004.00673.x)
- Cole, P. M., Michel, M. K., & Teti, L. O. (1994). The development of emotion regulation and dysregulation: A clinical perspective. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 59(2-3), 73-102. doi: [10.1111/j.1540-5834.1994.tb01278.x](https://doi.org/10.1111/j.1540-5834.1994.tb01278.x)
- De France, K., & Evans, G. W. (2020). Expanding context in the role of emotion regulation in mental health: How socioeconomic status (SES) and developmental stage matter. *Emotion*. Advance online publication. doi: [10.1037/emo0000743](https://doi.org/10.1037/emo0000743)
- Domínguez-Lara, S. (2018). Ítem único de ansiedad ante exámenes: Análisis con modelos de ecuaciones estructurales. *Enfermería Clínica*, 28(2), 143-144. doi: [10.1016/j.enfcli.2017.03.013](https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2017.03.013)
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunnsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi: [10.1111/bjop.12046](https://doi.org/10.1111/bjop.12046)
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. doi: [10.7334/psicothema2016.304](https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304)
- Flores-Kanter, P., & Medrano, L. (2018). Comparación de dos versiones reducidas de la Escala PANAS: Análisis factoriales en una muestra argentina. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 49(4), 37-46. doi: [10.21865/RIDEP49.4.03](https://doi.org/10.21865/RIDEP49.4.03)
- Flores-Kanter, P. E. (2020). Commentary: How we know what not to think. *Frontiers in Psychology*, 11. doi: [10.3389/fpsyg.2020.00306](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00306)
- Flores-Kanter, P. E., Domínguez-Lara, S., Trógolo, M. A., & Medrano, L. A. (2018). Best practices in the use of bifactor models: Conceptual grounds, fit indices and complementary indicators. *Revista Evaluar*, 18(3), 44-48. doi: [10.35670/1667-4545.v18.n3.22221](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22221)
- Flores-Kanter, P. E., García-Batista, Z. E., Moretti, L. S., & Medrano, L. A. (2019). Towards an explanatory model of suicidal ideation: The effects of cognitive emotional regulation strategies, affectivity and hopelessness. *The Spanish Journal of Psychology*, 22, e43. doi: [10.1017/sjp.2019.45](https://doi.org/10.1017/sjp.2019.45)
- Flores-Kanter, P. E., & Medrano, L. A. (2020). Commentary: Putting 'Emotional Intelligences' in their place: Introducing the Integrated Model of Affect-Related Individual Differences. *Frontiers in Psychology*, 11. doi: [10.3389/fpsyg.2020.00574](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00574)
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30(8), 1311-1327. doi: [10.1016/S0191-8869\(00\)00113-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00113-6)
- Giromini, L., Velotti, P., de Campora, G., Bonalume, L., & Cesare-Zavattini, G. (2012). Cultural adaptation of the difficulties in emotion regulation scale: Reliability and validity of an Italian version. *Journal*

- of *Clinical Psychology*, 68(9), 989-1007. doi: [10.1002/jclp.21876](https://doi.org/10.1002/jclp.21876)
- Gratz, K. L., & Gunderson, J. G. (2006). Preliminary data on an acceptance-based emotion regulation group intervention for deliberate self-harm among women with borderline personality disorder. *Behavior Therapy*, 37(1), 25-35. doi: [10.1016/j.beth.2005.03.002](https://doi.org/10.1016/j.beth.2005.03.002)
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(1), 41-54. Recuperado de <https://www.springer.com/journal/10862>
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362. doi: [10.1037/0022-3514.85.2.348](https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348)
- Gross, J. J., & Levenson, R. W. (1997). Hiding feelings: The acute effects of inhibiting negative and positive emotion. *Journal of Abnormal Psychology*, 106(1), 95-103. doi: [10.1037/0021-843X.106.1.95](https://doi.org/10.1037/0021-843X.106.1.95)
- Gross, J. J., & Thompson, R. A. (2007). Emotion regulation: Conceptual foundations. En J. J. Gross (Ed.), *Handbook of Emotion Regulation* (pp. 3-26). New York, NY: Guilford Press.
- Guzmán-González, M., Trabucco, C., Urzúa, M. A., Garrido, L., & Leiva, J. (2014). Validez y confiabilidad de la versión adaptada al español de la Escala de Dificultades de Regulación Emocional (DERS-E) en población chilena. *Terapia Psicológica*, 32(1), 19-29. doi: [10.4067/S0718-48082014000100002](https://doi.org/10.4067/S0718-48082014000100002)
- Hallion, L. S., Steinman, S. A., Tolin, D. F., & Diefenbach, G. J. (2018). Psychometric properties of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) and its short forms in adults with emotional disorders. *Frontiers in Psychology*, 9. doi: [10.3389/fpsyg.2018.00539](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00539)
- Hernández-Guzmán, L., del Palacio, A., Freyre, M., & Alcázar-Olán, R. (2011). La perspectiva dimensional de la psicopatología. *Revista Mexicana de Psicología*, 28(2), 111-120. Recuperado de <http://comeepsi.com/rmp-28>
- Hervás, G., & Jódar, R. (2008). Adaptación al castellano de la Escala de Dificultades en la Regulación Emocional. *Clínica y Salud*, 19(2), 139-156. Recuperado de <https://journals.copmadrid.org/clysa>
- 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. doi: [10.1080/10705519909540118](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Johnstone, T., & Walter, H. (2014). The neural basis of emotion dysregulation. En J. J. Gross (Ed.), *Handbook of Emotion Regulation* (pp. 58-75). New York, NY: The Guilford Press.
- Kaufman, E. A., Xia, M., Fosco, G., Yaptangco, M., Skidmore, C. R., & Crowell, S. E. (2016). The Difficulties in Emotion Regulation Scale short form (DERS-SF): Validation and replication in adolescent and adult samples. *Journal of Psychopathology Behavior Assessment*, 38(3), 443-455. doi: [10.1007/s10862-015-9529-3](https://doi.org/10.1007/s10862-015-9529-3)
- Kerlinger, F. N., & Lee, H. B. (2002). Análisis estructural de covarianza. En *Investigación del Comportamiento: Métodos de investigación en ciencias sociales* (pp. 785-808). México, DF: McGraw Hill.
- Kring, A. M., & Sloan, D. M. (Eds.). (2010). *Emotion regulation and psychopathology: A transdiagnostic approach to etiology and treatment*. New York, NY: The Guilford Press.
- Leahy, R. L., Tirsch, D., & Napolitano, L. A. (2011). *Emotion regulation in psychotherapy: A practitioner's guide*. New York, NY: Guilford Press.
- Lebowitz, M. S., & Dovidio, J. F. (2015). Implications of emotion regulation strategies for empathic concern, social attitudes, and helping behavior. *Emotion*, 15(2), 187-194. doi: [10.1037/a0038820](https://doi.org/10.1037/a0038820)
- Li, J., Han, Z. R., Gao, M. M., Sun, X., & Ahemaitijiang, N. (2018). Psychometric properties of the Chinese version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS): Factor structure, reliability, and va-

- lidity. *Psychological Assessment*, 30(5), e1-e9. doi: [10.1037/pas0000582](https://doi.org/10.1037/pas0000582)
- Linehan, M. M. (1993). *Diagnosis and treatment of mental disorders. Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. New York, NY: Guilford Press.
- Marín-Tejeda, M., Robles-García, R., González-Forteza, C., & Andrade-Palos, P. (2012). Propiedades psicométricas de la escala “Dificultades en la Regulación Emocional” en español (DERS-E) para adolescentes mexicanos. *Salud Mental*, 35(6), 521-526. Recuperado de http://www.revistasaludmental.mx/index.php/salud_mental
- Mattos-Machado, B., Gonçalves-Gurgel, L., Gonçalves-Boeckel, M., & Tozzi-Reppold, C. (2020). Evidences of validity of the Difficulties in Emotion Regulation Scale - DERS. *Paidéia*, 30. doi: [10.1590/1982-4327e3017](https://doi.org/10.1590/1982-4327e3017)
- Medrano, L., & Trógolo, M. (2014). Validación de la Escala de Dificultades en la Regulación Emocional en la población universitaria de Córdoba, Argentina. *Universitas Psychologica*, 13(4), 15-26. doi: [10.11144/Javeriana.UPSY13-4.vedr](https://doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-4.vedr)
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. Recuperado de <https://www.elsevier.es/en-revista-international-journal-of-clinical-and-health-psychology-355>
- Muñoz-Martínez, A. M., Vargas, R. M., & Hoyos-González, J. S. (2016). La Escala de Dificultades en Regulación Emocional (DERS): Análisis factorial en una muestra colombiana. *Acta Colombiana de Psicología*, 19(1), 225-236. doi: [10.14718/ACP.2016.19.1.10](https://doi.org/10.14718/ACP.2016.19.1.10)
- Páez-Rovira, D., Martínez-Sánchez, F., Sevillano-Triguero, V., Mendiburo-Seguel, A., & Campos, M. (2012). Medida de Estilos de Regulación Afectiva (MARS) ampliada en ira y tristeza. *Psicothema*, 24(2), 249-254. Recuperado de <http://www.psicothema.es>
- Petrescu, M. (2013). Marketing research using single-item indicators in structural equation models. *Journal of Marketing Analytics*, 1(2), 99-117. doi: [10.1057/jma.2013.7](https://doi.org/10.1057/jma.2013.7)
- Qu, Y., & Telzer, E. H. (2017). Cultural differences and similarities in beliefs, practices, and neural mechanisms of emotion regulation. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 23(1), 36-44. doi: [10.1037/cdp0000112](https://doi.org/10.1037/cdp0000112)
- Reyes-Ortega, M. A., & Tena-Suck, E. A. (2016). *Regulación emocional en la práctica clínica: Una guía para terapeutas*. México, DF: Manual Moderno.
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. E., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354-373. doi: [10.1037/a0029315](https://doi.org/10.1037/a0029315)
- Rieffe, C., Oosterveld, P., Miers, A. C., Meerum-Terwogt, M., & Ly, V. (2008). Emotion awareness and internalising symptoms in children and adolescents: The Emotion Awareness Questionnaire revised. *Personality and Individual Differences*, 45(8), 756-761. doi: [10.1016/j.paid.2008.08.001](https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.08.001)
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. doi: [10.1037/met0000045](https://doi.org/10.1037/met0000045)
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: [10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02)
- Ruganci, R. N., & Gençöz, T. (2010). Psychometric properties of a Turkish version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 66(4), 442-455. doi: [10.1002/jclp.20665](https://doi.org/10.1002/jclp.20665)
- Sauer-Zavala, S., Gutner, C. A., Farchione, T. J., Boettcher, H. T., Bullis, J. R., & Barlow, D. H. (2017). Current definitions of “transdiagnostic” in treatment development: A search for consensus. *Behavior Therapy*, 48(1), 128-138. doi: [10.1016/j.beth.2016.09.004](https://doi.org/10.1016/j.beth.2016.09.004)
- Savalei, V. (2019). A comparison of several approaches for controlling measurement error in small samples. *Psychological Methods*, 24(3), 352-370. doi: [10.1037/a0029315](https://doi.org/10.1037/a0029315)

[10.1037/met0000181](https://doi.org/10.1037/met0000181)

- Seligowski, A. V., Lee, D. J., Bardeen, J. R., & Orcutt, H. K. (2015). Emotion regulation and post-traumatic stress symptoms: A meta-analysis. *Cognitive Behaviour Therapy, 44*(2), 87-102. doi: [10.1080/16506073.2014.980753](https://doi.org/10.1080/16506073.2014.980753)
- Shahabi, M., Hasani, J., & Bjureberg, J. (2020). Psychometric properties of the brief Persian version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (The DERS-16). *Assessment for Effective Intervention, 45*(2), 135-143. doi: [10.1177/1534508418800210](https://doi.org/10.1177/1534508418800210)
- Stewart, I., Villatte, M., & McHugh, L. (2012). Approaches to the self. En L. McHugh & I. Stewart (Eds.), *The self and perspective taking. Contributions and applications from modern behavioral science* (pp. 3-35). Oakland, CA: New Harbinger.
- Thompson, R. A. (1994). Emotion regulation: A theme in search of definition. *Monographs of the Society for Research in Child Development, 59*(2-3), 25-52. doi: [10.1111/j.1540-5834.1994.tb01276.x](https://doi.org/10.1111/j.1540-5834.1994.tb01276.x)
- Tull, M. T., Bardeen, J. R., DiLillo, D., Messman-Moore, T., & Gratz, K. L. (2015). A prospective investigation of emotion dysregulation as a moderator of the relation between posttraumatic stress symptoms and substance use severity. *Journal of Anxiety Disorders, 29*, 52-60. doi: [10.1016/j.janxdis.2014.11.003](https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2014.11.003)
- Van Beveren, M. L., de Clercq, B., & Braet, C. (2020). Just the way you are. Understanding emotion regulation strategies in youth from temperamental differences. *Journal of Research in Personality, 88*, 103989. doi: [10.1016/j.jrp.2020.103989](https://doi.org/10.1016/j.jrp.2020.103989)
- Vargas-Gutiérrez, R. M., & Muñoz-Martínez, A. M. (2013). La regulación emocional: Precisiones y avances conceptuales desde la perspectiva conductual. *Psicología-USP, 24*(2), 225-240. doi: [10.1590/s0103-65642013000200003](https://doi.org/10.1590/s0103-65642013000200003)
- Victor, S. E., & Klonsky, E. D. (2016). Validation of a brief version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS-18) in five samples. *Journal of Psychopathology Behavior Assessment, 38*(4), 582-589. doi: [10.1007/s10862-016-9547-9](https://doi.org/10.1007/s10862-016-9547-9)
- Weinberg, A., & Klonsky, E. D. (2009). Measurement of emotion dysregulation in adolescents. *Psychological Assessment, 21*(4), 616-621. doi: [10.1037/a0016669](https://doi.org/10.1037/a0016669)
- Weiss, N. H., Gratz, K. L., & Lavender, J. M. (2015). Factor structure and initial validation of a multi-dimensional measure of difficulties in the regulation of positive emotions: The DERS-Positive. *Behavior Modification, 39*(3), 431-453. doi: [10.1177/0145445514566504](https://doi.org/10.1177/0145445514566504)
- Wong, C. F., Silva, K., Kecojevic, A., Schragger, S. M., Bloom, J. J., Iverson, E., & Lankenau, S. E. (2013). Coping and emotion regulation profiles as predictors of nonmedical prescription drug and illicit drug use among high-risk young adults. *Drug and Alcohol Dependence, 132*(1-2), 165-171. doi: [10.1016/j.drugalcdep.2013.01.024](https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2013.01.024)
- Yiğit, I., & Guzey-Yiğit, M. (2019). Psychometric properties of Turkish version of Difficulties in Emotion Regulation Scale-Brief Form (DERS-16). *Current Psychology, 38*(6), 1503-1511. doi: [10.1007/s12144-017-9712-7](https://doi.org/10.1007/s12144-017-9712-7)
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (2000). Three likelihood-based methods for mean and covariance structure analysis with nonnormal missing data. *Sociological Methodology, 30*(1), 165-200. doi: [10.1111/0081-1750.00078](https://doi.org/10.1111/0081-1750.00078)