



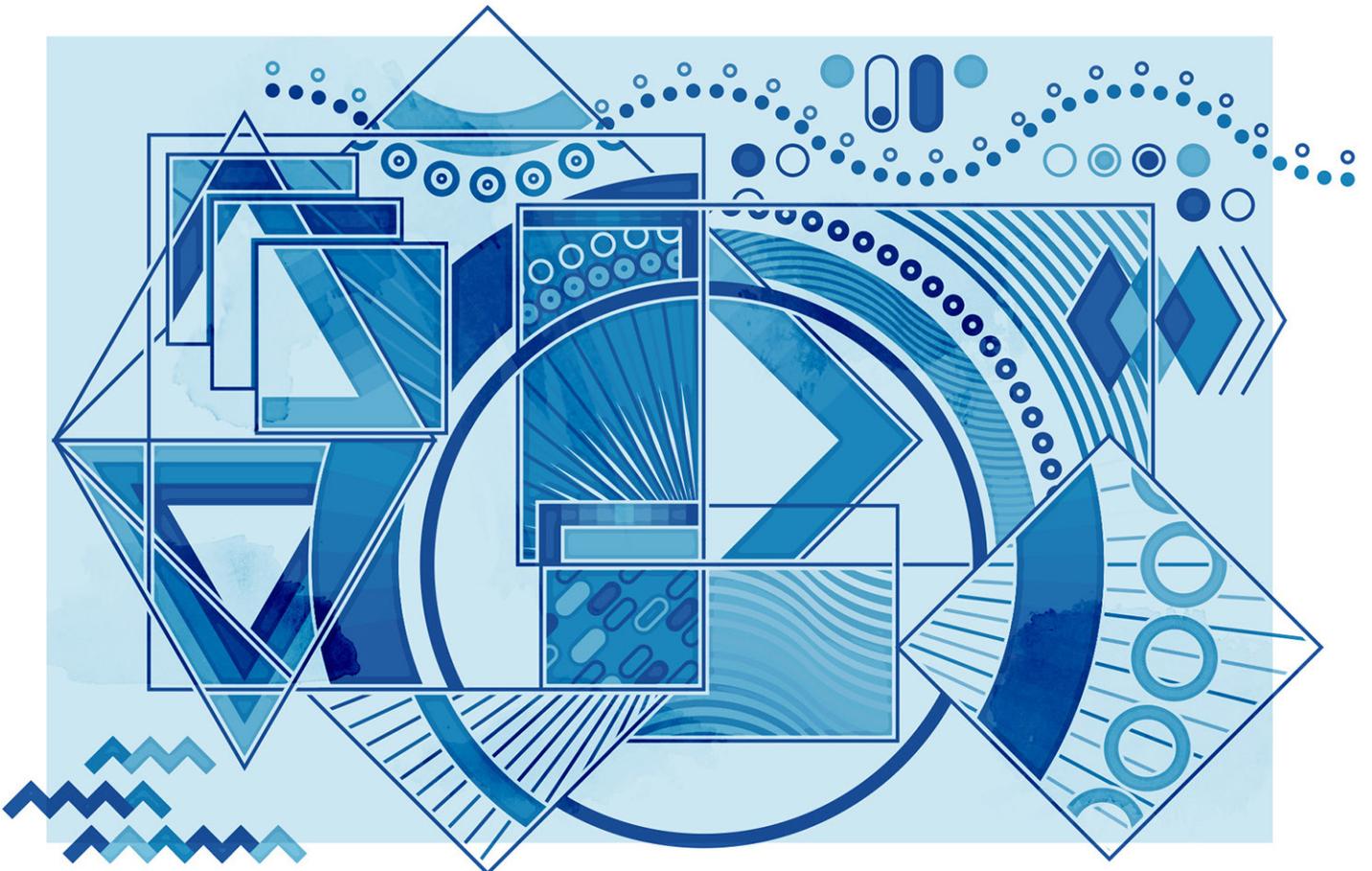
EVALUAR

Revista Evaluar

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

2020

VOL 20 - Nº3
ISSN 1667-4545





Gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio: Diseño y validación de una escala

Management of School Coexistence at a Middle Level: Design and Validation of a Scale

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Paula Ascorra *^{1,2}, Karen Cárdenas^{1,2}, Francisca Álvarez-Figueroa³

1 - Centro de Investigación para la Educación Inclusiva, Viña del Mar, Chile.

2 - Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Viña del Mar, Chile.

3 - The University of Manchester, Manchester, United Kingdom.

Recibido: 26/05/2020 Revisado: 03/07/2020 Aceptado: 19/07/2020

Resumen

El rol del nivel intermedio en la definición de estrategias para mejorar la convivencia escolar en los establecimientos escolares ha sido escasamente explorado. Este artículo expone el diseño y la validación de una escala que evalúa la gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio. Posterior a una revisión de la literatura y evaluación de jueces, la escala fue aplicada a 678 directores de educación de Chile (sostenedores). Se realizó un análisis factorial exploratorio y confirmatorio para corroborar la estructura factorial del instrumento propuesto. Los resultados permiten confirmar la validez y la confiabilidad de la escala compuesta por cuatro factores, lo que ofrece la posibilidad de caracterizar la gestión a nivel intermedio e identificar dimensiones de mejora. Se discute la relevancia de contar con instrumentos pertinentes a la realidad de América Latina.

Palabras clave: *nivel intermedio, gestión de la convivencia escolar, validación de escala, análisis factorial*

Abstract

The role of the middle level in defining strategies to improve school coexistence in educational establishments has been scarcely explored. This article presents the design and validation of a scale that assesses the management of school coexistence at a middle level. After reviewing the literature on the subject and an evaluation of judges, the scale was applied to 678 Chilean education directors (*sostenedores* in Chile). An exploratory factorial analysis was conducted to corroborate the factorial structure of the proposed instrument. The results confirm the validity and reliability of the four-factor scale, offering the possibility of describing the management at the middle level and identifying dimensions of improvement. Finally, the relevance of having instruments that are pertinent to the reality of Latin America is discussed.

Keywords: *middle level, school coexistence management, scale validation, factorial analysis*

Nota del autor: Este trabajo pertenece al Proyecto CIE 160009, financiado por el Programa PIA-ANID 2017 y al proyecto FONDECYT N° 1191883.

* **Correspondencia a:** Paula Ascorra. Avenida El bosque, 1290, Edificio B, Cuarto Piso. 2520000, Viña del Mar, Chile. Teléfono: (56-32) 2372570. E-mail: paula.ascorra@pucv.cl

Cómo citar este artículo: Ascorra, P., Cárdenas, K., & Álvarez-Figueroa, F. (2020). Gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio: Diseño y validación de una escala. *Revista Evaluar*, 20(3), 1-19. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

La investigación internacional sugiere que la gestión realizada en los departamentos de educación a nivel distrital (*district level*), nivel intermedio (*middle level*) o gestión local es fundamental para la mejora de la calidad educativa, tanto en pruebas cognitivas como no cognitivas (Anderson, Leithwood, & Strauss, 2010; Trujillo, 2013; Umekubo, Chrispeels, & Daly, 2013). El Center for Public Education (Pickeral, Evans, Hughes, & Hutchison, 2009) y Cohen, McCabe, Michelli y Pickeral (2009) pusieron en evidencia que el nivel intermedio juega un rol central en materia de mejora de la convivencia escolar, particularmente en escuelas que presentan resultados de aprendizaje bajos y crónicos.

Tradicionalmente, el foco de la investigación en convivencia escolar ha sido la escuela y las relaciones en el interior de esta (Berkowitz, Moore, Astor, & Benbenishty, 2017), dejando el nivel de gestión intermedia y su rol en la promoción de la convivencia escolar casi inexplorado (Campbell & Fullan, 2006; Cohen et al., 2009; Kowalski & Limber, 2007). Así, la gestión de los niveles intermedios en este aspecto aún no está clara, y existe una brecha en la literatura sobre lo que realizan estos equipos para gestionar la convivencia en las escuelas.

De acuerdo con Anderson (1982) y Thapa, Cohen, Guffey y Higgins-D'Alessandro (2013), la literatura científica sigue concentrada en la descripción y comprensión de la convivencia escolar a nivel individual y de escuela, sin acercarse a una comprensión más sistémica y territorial como sería el nivel intermedio. Concretamente, es posible encontrar una amplia gama de instrumentos que evalúan el clima escolar (Blitz & Lee, 2015; Gage, Larson, & Chafouleas, 2016; Hopson & Lawson, 2011) y la convivencia escolar (Egido-Gálvez, Fernández-Cruz, & Fernández-Díaz,

2016) a nivel de escuela; no obstante, los instrumentos que evalúan esta misma temática a nivel sistémico, comprendiendo las acciones y gestión que emprenden los departamentos de educación distritales o intermedios, son casi inexistentes.

El rol del nivel intermedio

El nivel intermedio tiene una responsabilidad importante para mejorar la calidad de la educación y, por extensión, el clima escolar de sus instituciones (Anderson et al., 2010; Trujillo, 2013; Umekubo et al., 2013). Honig (2008) y Uribe, Castillo, Berkowitz y Galdames (2016) sugieren que el papel del nivel intermedio en educación ha evolucionado. En los años 90, los procesos administrativos y financieros dominaron su agenda, pero para el cambio de siglo, comenzaron a participar en los procesos de mejora del rendimiento académico de los estudiantes (Chrispeels & Martin, 2002; Szczesiul, 2014). Más recientemente, el nivel intermedio comenzó a comprender que el enfoque tradicional en los resultados de aprendizaje no era suficiente. En consecuencia, los administradores escolares han comenzado a agregar conceptos como seguridad, clima, convivencia y participación escolar en su agenda, así mismo se han avocado a identificar las barreras para el aprendizaje y la inclusión (Anderson-Butcher et al., 2010; Anderson-Butcher, Amorose, Iachini, & Ball, 2012; Hopson & Lawson, 2011; Iachini & Anderson-Butcher, 2012; Thapa et al., 2013).

Entendemos al nivel intermedio (*sostenedores* en Chile) como el organismo entre la base del sistema (establecimientos educacionales) y el nivel nacional. Según Raczynski (2012) este organismo se encarga de equilibrar las fuerzas que se ejercen desde el nivel nacional (currículo, estándares y otros) con las demandas que surgen desde los establecimientos educativos (docencia,

desarrollo profesional, competencias y liderazgo directivo, entre otros). Según [Campbell y Fullan \(2006\)](#) el nivel intermedio cumple el rol de subir las demandas de las escuelas al nivel central, a la vez que bajar la información del nivel central a las escuelas (*bottom-up y top-down*). Asimismo, son quienes deben liderar el diseño y promoción de planes, programas, acciones y estrategias articuladas y pertinentes a las necesidades locales, además de hacerlas coherentes entre sí, apuntando a una misión y visión común e intencionada ([Kendziora & Osher, 2016](#); [Ko, Cheng, & Lee, 2016](#); [Sheldon, 2015](#)).

En el caso de Chile, existe una gran diversidad de directores de educación a nivel intermedio. La reforma de 1980 permitió la municipalización de la educación a la vez que creó un mercado de educación para agentes privados. Actualmente existen cinco tipos de sostenedores: municipales, particulares subvencionados, particulares, de administración delegada y servicios locales de educación pública (SLEP).

Los sostenedores municipales son aquellos de financiamiento público; corresponden al 9.3 % de los sostenedores del país, tienen a su cargo al 42 % de los establecimientos y concentran el 34.1 % de la matrícula escolar ([MINEDUC, 2018](#); [Ascorra & Castillo, 2019](#)). Estos sostenedores pertenecen a un municipio o distrito, quienes administran sus recursos y son responsables de la mejora escolar. Además, en su gran mayoría, atienden a los estudiantes de mayor vulnerabilidad socioeconómica del país ([MINEDUC, 2017](#)). Dentro de ellos, es posible distinguir una amplia variedad; por ejemplo: municipales con alta matrícula, municipales con baja matrícula, municipales con escuelas rurales, municipales con escuelas urbanas y municipales con características mixtas, siendo muy disímiles entre sí ([Raczynski, 2012](#)). Las municipalidades más grandes congregan más recursos y más alumnos y poseen departamentos

de educación más complejos y eficientes, mientras que los municipios pequeños poseen menos recursos y están menos profesionalizados. [Raczynski \(2012\)](#) identificó que existen municipios que se proponen objetivos ambiciosos y se movilizan por ellos; así como también existen municipios que repiten de manera rutinaria una práctica burocrática-administrativa, sin pretensión de mejora.

En segundo lugar se encuentran los sostenedores particulares subvencionados, que corresponden a fundaciones sin fines de lucro, representan al 77.7 % del país, tienen a cargo al 48 % de los establecimientos y concentran el 53.9 % de la matrícula, compuesta principalmente por estudiantes de sectores socioeconómicos medios ([MINEDUC, 2018](#); [González, 2017](#)). Estos sostenedores, desde la puesta en marcha de la [Ley N° 20.845 de Inclusión Escolar \(2015\)](#), no pueden cobrar copago, no pueden lucrar y no pueden seleccionar a sus estudiantes. Sin embargo, a la fecha aún existen establecimientos que realizan copago y selección ([Carrasco, Bogolasky, Flores, Gutiérrez, & San Martín, 2014](#)). Asimismo, estos sostenedores se caracterizan por presentar amplias diferencias entre sí. Mientras que existen sostenedores que atienden a un grupo de establecimientos —por lo general, de órdenes religiosas—, también es posible identificar sostenedores que atienden a una sola escuela, donde generalmente sus funcionarios son familiares o amigos ([Carrasco et al., 2014](#)).

En tercer lugar, se encuentran los sostenedores particulares privados, quienes corresponden al 12 % del país, tienen a su cargo un 9 % de establecimientos y concentran un 9.2 % de la matrícula escolar ([MINEDUC, 2018](#); [Ascorra & Castillo, 2019](#)). Su financiamiento es absolutamente privado y su matrícula está compuesta mayoritariamente por estudiantes de un estrato socioeconómico alto ([González, 2017](#)).

Por último, están los sostenedores de admi-

nistración delegada. Corresponden a entidades privadas, cuyos establecimientos administrados son de tipo técnico-profesional de financiamiento público, traspasado vía convenio. Estos sostenedores también corresponden a un 1 % del país y poseen a su cargo un 0.6 % de los establecimientos, concentrando un 1.2 % de la matrícula (MINEDUC, 2018, 2019; Ascorra & Castillo, 2019).

Finalmente, durante el año 2017 se comenzó a instaurar en Chile el nuevo sistema de educación pública, que creó la figura de los “Servicios Locales de Educación Pública” (SLEP). Estos organismos son los responsables de la administración de jardines infantiles, escuelas y liceos públicos de determinados territorios, y actualmente representan a un 0.2 % de los establecimientos del país (MINEDUC, 2019). Este nuevo sistema de administración escolar concentra establecimientos que originalmente correspondían a diferentes comunas, confluyendo distintos territorios y marcando el fin de la administración municipal (Ley 21.040, 2017 de Nueva Educación Pública).

Gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio

La *convivencia escolar* es entendida como los patrones experienciales de la vida en la escuela que se ven reflejados en normas, objetivos, valores, relaciones interpersonales, procesos de enseñanza-aprendizaje y la estructura organizacional de la escuela (Cohen et al., 2009). En Chile, la *Política Nacional de Convivencia Escolar 2015/2018* define convivencia escolar como:

un fenómeno social cotidiano, dinámico y complejo, que se expresa y construye en y desde la interacción que se vive entre distintos actores de la comunidad educativa

que comparten un espacio social que va creando y recreando la cultura escolar propia de ese establecimiento (MINEDUC, 2015, p. 25).

Particularmente, la gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio corresponde al diseño e implementación de planes, acciones y apoyos en convivencia escolar que brindan los directores de educación a los establecimientos educativos que poseen a cargo. Estas acciones consideran aspectos como normas, objetivos, valores, relaciones interpersonales, procesos de enseñanza y aprendizaje, estructura organizacional (Cohen et al., 2009).

La revisión comprensiva de la literatura sobre gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio identificó la presencia de solo dos encuestas para evaluar este tópico (Ascorra, Álvarez-Figueroa, & Queupil, 2019; Berkowitz et al., 2017). La primera de ellas es la encuesta desarrollada por Cohen et al. (2009), aplicada en 22 distritos de Estados Unidos, donde se concluyó que existen enormes variaciones respecto a la gestión del clima escolar. De los estados participantes, solo seis se orientaban explícitamente al trabajo en esta temática. Esta encuesta no se encuentra validada. En segundo lugar, el Center of Public Education (Pickeral et al., 2009) desarrolló una encuesta validada donde —entre otras materias— se indaga la gestión del clima escolar que realiza el departamento de educación de los diferentes distritos de California. En el caso de Chile, si bien ha habido esfuerzos por estudiar la gestión de la convivencia escolar distrital —particularmente desde la dependencia municipal— (Gallardo, 2010; Raczynski, 2012; Sánchez, Vicuña, & Subercaseaux, 2018; Uribe et al., 2016) aún no se cuenta con instrumentos validados para el complejo contexto nacional.

Por todo lo expuesto, el presente trabajo se

propuso avanzar en la construcción y validación de un instrumento que evalúe la gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio para identificar dimensiones de gestión que favorezcan estrategias de mejora de la convivencia escolar. El primer paso consistió en una revisión comprensiva del rol que juega el sostenedor en materia de convivencia escolar con el fin de identificar dimensiones a ser consideradas en el instrumento. Paralelamente, se evaluaron las dos encuestas existentes con el fin de acceder a algunas dimensiones e ítems que orientaran la construcción del instrumento (Ascorra et al., 2019).

La revisión de la literatura permitió identificar una variedad de categorías, que fueron agrupadas en cuatro dimensiones que constituyen el marco teórico de este instrumento. Estas dimensiones son: planificación estratégica en convivencia escolar, planificación basada en la evidencia sobre convivencia escolar, recursos humanos para convivencia escolar y recursos financieros para convivencia escolar.

Planificación estratégica en convivencia escolar refiere a la existencia de una estrategia coherente en convivencia escolar entre el departamento de educación y las escuelas a su cargo. Se valora la existencia de una articulación horizontal (es decir que las prácticas y planes de mejora de las escuelas son coherentes entre sí) y una articulación vertical (la misión, visión y planes de las escuelas están alineados con el departamento de educación).

De acuerdo con Kull, Greytak, Kosciw y Villenas (2016), aquellos departamentos de educación que logran comunicar de manera clara y específica sus planes y políticas en convivencia escolar informan menores niveles de victimización y agresión entre pares. Asimismo, aquellos departamentos de educación con conocimiento de sus escuelas y territorio, que han avanzado al desarrollo de planes de apoyo específicos coheren-

tes con las demandas de la escuela, presentan mayores niveles de inclusión racial y mayor apoyo a minorías (Ayscue, 2016). Kull et al. (2016) destacan la relevancia de considerar las características del contexto en el que se encuentran las escuelas para el diseño de planes de acción. Del mismo modo, el Center for Public Education (Pickeral, et al., 2009) señala que es central fijar la misión de la convivencia escolar a nivel intermedio y desarrollar políticas congruentes con el que puedan ser evaluadas y monitoreadas de manera continua.

Planificación basada en la evidencia sobre convivencia escolar, por su parte, refiere a la toma de decisiones a partir de la producción de evidencia empírica y no subjetiva, así como también a la socialización y transparencia en la entrega de información respecto de la gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio y de las escuelas.

El nivel intermedio debe desplegar sistemas para evaluar y monitorear el desarrollo de las escuelas. Hopson y Lawson (2011) afirman que, para mantener un clima escolar positivo, es necesaria una toma de decisiones informada sobre las necesidades de los estudiantes, las escuelas y sus factores organizativos. Esta información debe ser considerada en la creación de planes de mejora escolar. Del mismo modo, Price (2016) afirma que la calidad de la educación se beneficia de la integración de evaluaciones internas, generadas por los propios departamentos de educación, como la creación de encuestas, estudios de caso u otras, y evaluaciones externas, como el caso de pruebas estandarizadas aplicadas por órganos centrales (ministerios, agencia o similares). Al combinar ambos tipos de evaluaciones, el sesgo disminuye y mejora la evaluación de la calidad escolar.

Egido-Gálvez et al. (2016) sugieren que los sistemas de gestión de calidad tienen un impacto positivo en el desarrollo de normas escolares y en la participación de docentes en iniciativas de

mejora y climas escolares positivos. No obstante, DiRenzo (2016) sugiere que las evaluaciones realizadas por el nivel intermedio no deben ser utilizadas para individualizar a los estudiantes por presentar algún tipo de dificultad (emocional, social o académica), sino más bien para identificar problemáticas globales de la escuela e implementar acciones conforme a estas. Del mismo modo, algunas investigaciones han señalado que aquellos departamentos de educación con una excesiva orientación a rendición de cuentas generan altos niveles de estrés docente, incluso aumentando su rotación (Stauffer & Mason, 2013; Ryan et al., 2017). Von der Embse, Kilgus, Solomon, Bolwer y Curtiss (2015) y Von der Embse, Pendergast, Segool, Saeki y Ryan (2016) indican que una mayor responsabilización individual de profesores y de la escuela acarrea un estrés generalizado, que se traduce en presión por los planes de estudio (entrenamiento y adiestramiento a pruebas, *coaching and teaching to the test*) y mayor estrés para estudiantes y profesores, afectando sus relaciones interpersonales.

Respecto a la socialización y transparencia de la información producida por el nivel intermedio, Barrera-Osorio, Fasih, Patrinos y Santibañez (2009) señalan que los modelos de gestión exitosos presentan como característica central la transparencia en sus políticas y en la entrega de información, incluyendo la participación de todos los actores de las comunidades escolares. De esta manera es posible mostrar que hay un equilibrio entre modelos de control administrativo y profesional docente.

De acuerdo con Schneider, Jacobsen, White y Gehlbach (2018), la forma en que el nivel intermedio comunica sus políticas y resultados es relevante. La información debe ser entregada de manera oportuna, amplia y detallada. Benbenishty, Astor y Estrada (2008) señalan que los departamentos de educación deben realizar una

bajada de la información de manera accesible y comprensible. Concretamente, el uso excesivo de gráficos o la información muy amplia, no permite que las escuelas puedan identificar sus problemáticas y con ello avanzar a plantear soluciones.

El estudio de Sheldon (2015), dedicado a analizar alianzas exitosas entre distritos y comunidades educativas, identificó como elemento central la difusión de información y conocimientos de la escuela y su comunicación efectiva. Siguiendo esta línea, Blau y Presser (2013) en un estudio que evaluaba los resultados de un programa de registro y entrega de información instantánea a los miembros de la comunidad escolar, informaron que la entrega de información y su fácil acceso fue altamente valorada. El sistema implementado permitió a los actores tomar decisiones basadas en la evidencia, mejorar su percepción de transparencia y vinculación con las escuelas y, junto con ello, transformar la cultura y clima escolar; así como también permitió diseñar estrategias que pudieran impactar a toda la escuela mejorando el rendimiento y efectividad de estas.

En Chile, aún existen desafíos en términos de transparencia. Actualmente los sostenedores deben dar cuenta de forma anual sus planes de desarrollo, incorporando un diagnóstico de sus escuelas, su matrícula, dotación de personal, planes de acción y presupuesto, sin dejar de contemplar ingresos, gastos e inversiones (Ley No. 19.410, 1995; Lavín & Del Solar, 2000). Pese a la existencia de una ley que promueve la transparencia, no existen lineamientos claros en términos de gobernanza. Es decir, no se consideran procesos de toma de decisión y diseño de estrategias conjunta que involucren a los diferentes miembros de las comunidades escolares (Uribe et al., 2016). En este aspecto, Uribe et al. (2016) destacan que Chile debería enfatizar el acceso abierto y comprensible a la información, poniendo como ejemplo a países como Reino Unido, Canadá y

Estados Unidos, donde se cuenta con plataformas virtuales orientadas a informar a sus comunidades, incluyendo, en algunos casos, el diseño de la misión y visión, o bien el detalle de las decisiones tomadas y el posible impacto que pueden tener.

Recursos financieros para convivencia escolar refiere en primera instancia a disponer de un presupuesto específico para la gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio, y, además, contar con la autonomía para redistribuirlo en función de las necesidades de las escuelas y del territorio en el que se insertan. También considera la administración de recursos materiales, como la entrega de material didáctico, recursos de apoyo al aprendizaje, entre otros; y de infraestructura, como la adecuación de espacios de la escuela, compra de mobiliario, entre otros.

Investigaciones han demostrado que la administración de recursos financieros resulta un factor crucial en la gestión intermedia. [Salinas y Raczynski \(2009\)](#) han visibilizado que parte de las dificultades administrativas de los departamentos de educación se relaciona con una baja capacidad para administrar recursos, la escasez de estos para atender las necesidades específicas de las escuelas, y la dificultad de proyectar planes de mejora a largo plazo que posibiliten una real transformación de la convivencia escolar. De acuerdo con [Gallardo \(2010\)](#), los encargados de convivencia a nivel comunal (distrital) son considerados “magos redentores” ([Rengifo-Herrera & Castells-Gómez, 2003](#); [Selvini, 1990](#)). Esto es, profesionales capaces de dar soluciones ellos solos a necesidades propias de la comunidad educativa en su conjunto. La experiencia ha señalado que, sin recursos materiales, sin un trabajo mancomunado y sin una visión global, no es posible acercarse a una mejora en la convivencia escolar a nivel intermedio. Del mismo modo, [Darden y Cavendish \(2012\)](#) han evidenciado que los departamentos de educación que cuentan con un menor

ingreso de recursos financieros acrecientan las brechas de oportunidades entre estudiantes favorecidos y desfavorecidos, limitando sus posibilidades de acceso al currículum e inclusión en la escuela.

En el caso de Chile, esto cobra especial relevancia. Si bien no existe una legislación particular por distrito o municipalidad, el presupuesto de que disponen las alcaldías se organiza en función de la recaudación de impuestos. Esto genera gran heterogeneidad en la cantidad de recursos disponibles para educación, lo que se traduce en condiciones desiguales en materia educativa. Como ejemplos de casos extremos, se constata que la comuna de Cerro Navia recauda un total de \$17.000.000.000 de pesos chilenos (21.329.452 USD), aportando a las 24 escuelas que administra \$2.000.000.000 (2.509.347 USD) extra a lo que estas reciben por subvención del Estado. En el otro extremo, tenemos a la comuna de Las Condes, que recauda un total de \$368.000.000.000 de pesos chilenos (461.719.907 USD), aportando a las 6 escuelas que administra un total de \$11.000.000.000 (13.801.410 USD). Si hacemos la comparación del aporte que la comuna da por escuela, tenemos una diferencia de \$351.000.000.000 (439.519.392 USD). Cabe señalar que ambas comunas pertenecen a la región de Santiago, capital del país ([Ghirardi, 2020](#)).

Recursos humanos para convivencia escolar refiere a la gestión del personal en convivencia escolar del nivel intermedio. La literatura señala que la formación, experiencia, tipo de vínculos y número de personas que trabajan en convivencia escolar impacta en los resultados de mejora de las escuelas ([Gallardo, 2010](#); [Finnigan & Daly, 2012](#); [Kraft, Marinell, & Yee, 2016](#); [Ascorra, Cuadros, Cárdenas, & García-Meneses, 2020](#)). De acuerdo con [Cohen et al. \(2009\)](#) existe una amplia diversidad en los contratos y cantidad de personal en los departamentos de educación.

Si bien el Center for Public Education (Pickeral et al., 2009) sostiene que cada departamento de educación tiene sus propias tradiciones, políticas y prácticas que deben ser respetadas y desarrolladas, todos los departamentos deberían avanzar hacia la conformación de equipos de convivencia escolar que actúen tanto a nivel intermedio como a nivel de escuela. Se releva la importancia de ofrecer oportunidades para que los equipos participen de estrategias de capacitación como talleres y seminarios.

En Chile, Gallardo (2010) explicita la relevancia de definir roles y funciones para los encargados de convivencia escolar de las escuelas y del sostenedor. Además, destaca la importancia de la capacitación, pues en la medida en que se cuenta con personal idóneo será posible transferir la política pública a las necesidades de un territorio específico. Asimismo, Ascorra et al. (2020) muestran que las condiciones y calidad del recurso humano inciden en la percepción de gestión de la convivencia escolar. Es decir, cuando el sostenedor cuenta con un equipo de convivencia escolar, y estos profesionales tienen una mayor cantidad de horas de contratación y formación en convivencia escolar, esto incide en la percepción de eficacia en su gestión.

Respecto del vínculo laboral, Gallardo (2010) sostiene que los encargados del sostenedor deben desarrollar una buena relación con el personal de las escuelas y sus directivos. Se destacan competencias profesionales como empatía, capacidad de escucha activa, creatividad, tolerancia a la frustración, capacidad de trabajo en equipo y liderazgo. Se evalúa como central el respaldo que los directores de escuelas otorguen a los encargados de convivencia escolar del sostenedor. Finnigan y Daly (2012) proporcionan evidencia de que las relaciones débiles entre líderes de los departamentos de educación no solo crean un clima social negativo, sino que inhiben el flujo de

ideas y prácticas en todo el departamento, lo que afecta a las escuelas de bajo rendimiento. Kraft et al. (2016) enfatizan la relevancia del liderazgo educativo en la promoción de las relaciones interpersonales entre docentes y la promoción de un clima escolar positivo y seguro.

Método

Construcción del instrumento

Para la construcción del instrumento, se realizó una revisión de la literatura que consideró la revisión comprensiva realizada por Ascorra et al. (2019), la cual contempló bases de datos Wos y Scopus. Se sumó a esta revisión sistemática lo que en la literatura se conoce como información gris; esto es, informes que no constituyen artículos científicos emanados de organismos gubernamentales y de organizaciones sin fines de lucro que han trabajado en la mejora de la convivencia escolar a nivel intermedio (Pickeral et al., 2009; Gallardo, 2010; Uribe et al., 2016; Sánchez et al., 2018).

A partir de esta información, se elaboró una primera propuesta de instrumento que constó con un total de 93 ítems distribuidos en las siguientes categorías y subcategorías: *conocimiento de las escuelas y su territorio* (6 ítems); *rendición de cuentas* (5 ítems); *compromiso estratégico con la transformación* (48 ítems) organizados en las subcategorías a) alineamiento estratégico, b) toma de decisiones basada en la evidencia, c) toma de decisiones arriba-abajo/abajo-arriba y d) redes integradas; y por último, *gestión de recursos* (34 ítems), organizados en las subcategorías a) recursos financieros, materiales y de infraestructura, y b) recursos humanos.

Esta propuesta fue presentada a cuatro jueces expertos; dos de ellos directores de educación a nivel distrital y otros dos académicos investiga-

dores especialistas en la temática. La evaluación se realizó con base en tres aspectos: pertinencia, es decir, si el ítem responde al instrumento propuesto; relevancia, referido al aporte del ítem frente a la temática a explorar; y comprensión, referido a la redacción del ítem. Cada aspecto fue evaluado a través de una escala del 1 al 5, donde 1 refiere a un *bajo ajuste* del ítem con la dimensión evaluada y 5 a un *alto ajuste*. Además, se incluyó un apartado para comentarios y observaciones. Tras esta evaluación de jueces, fueron eliminados de la propuesta aquellos ítems con puntuación 1 en dos de los aspectos señalados. De esta manera, fueron eliminados 73 ítems por contar con una escasa pertinencia o relevancia a la realidad chilena.

Instrumento

El instrumento final consta de 20 ítems distribuidos dentro de las cuatro dimensiones teóricas propuestas. Estas dimensiones fueron precedidas de un apartado de antecedentes sociodemográficos. Dentro de estos antecedentes, se incluyó información de la caracterización de la entidad sostenedora y del participante. Así, se incluyó información respecto de su formación profesional, formación en convivencia escolar, experiencia profesional y condiciones laborales.

La Escala de Gestión de la Convivencia Escolar a Nivel Intermedio es una escala tipo Likert con un rango de respuesta de 1 a 4, donde 1 es igual a *Totalmente en desacuerdo*, 2 es igual a *En desacuerdo*, 3 equivale a *De acuerdo* y 4 a *Totalmente de acuerdo*. Esta escala se compuso de las siguientes dimensiones:

Planificación estratégica en convivencia escolar (PE). Incluye 5 ítems. Describe acciones que se orientan a la articulación del plan del nivel intermedio con las planificaciones y acciones de las

escuelas en la gestión de la convivencia escolar (alineación vertical), considerando un enfoque formativo.

Planificación basada en la evidencia sobre convivencia escolar (PBE). Incluye 7 ítems. Describe acciones que consideran la elaboración y uso de instrumentos para evaluar la convivencia escolar en las escuelas y su uso para la toma de decisiones. Además, comprende aquellas acciones que permiten proporcionar información a las escuelas acerca de su gestión y la del sostenedor sobre convivencia escolar.

Recursos financieros para convivencia escolar (RF). Consta de 4 ítems. Describe acciones como contar con un presupuesto y poder reasignar estos recursos en función de las necesidades que se presenten durante la gestión de convivencia escolar a nivel intermedio.

Recursos humanos para convivencia escolar (RH). Consta de 4 ítems. Considera aquellas acciones que apuntan a la organización del trabajo de los profesionales en convivencia escolar de las escuelas a partir de las directrices del nivel intermedio (alineación vertical).

Participantes

Se utilizó un muestreo estratificado por zona geográfica, dependencia educacional y cantidad de establecimientos a cargo, considerando aquellos sostenedores con un establecimiento a cargo y aquellos que poseen dos o más. La unidad de estudio fue el sostenedor, puesto que no existe un registro especializado en Chile respecto de los profesionales que se desempeñan como articuladores y/o gestores de la convivencia escolar a nivel intermedio.

Tabla 1

Número de participantes según muestreo por zona geográfica, dependencia administrativa y establecimientos a cargo del sostenedor (distrito).

Zona	N.E.	MUN		PS		PP		AD		SLE		Nacional	
		N	n	N	n	N	n	N	n	N	n	N	n
Norte	1	0	1	25	42	4	4	0	0	0	0	29	47
	2 o más	4	11	5	14	0	1	0	2	0	1	10	29
Centro	1	0	2	134	178	30	15	0	1	0	0	164	196
	2 o más	19	71	27	55	4	7	2	5	0	1	53	139
Sur	1	0	1	68	61	5	7	0	0	0	0	73	69
	2 o más	8	22	10	18	0	0	0	0	0	1	18	41
Totales		32	108	269	368	43	34	3	8	0	3	347	521

Nota. N = total muestreo, n = total muestra obtenida; N. E. = Número de establecimientos a cargo del sostenedor; MUN = Municipal; PS = Particular subvencionado; PP = Particular pagado; AD = Administración delegada; SLE = Servicio local de Educación. Norte = Región XV, I, II, III y IV; Centro = V, VI, VII, VIII y Metropolitana; Sur = IX, X, XI, XII y XIV.

Con miras a alcanzar la representatividad, se calculó una muestra de 346 sostenedores, considerando un nivel de confianza de un 95 % y un margen de error del 5 % (Tabla 1). Se incluyó a encargados de convivencia escolar del sostenedor. En el caso de que presentaran solo una escuela bajo su administración (76.5 % del total del país), se solicitó la participación del director o de un profesional afín a la temática bajo estudio.

A partir de la cantidad de encuestas respondidas (superior al número esperado), se decidió considerar a la totalidad de los participantes. De esta manera, participaron un total de 678 personas (55 % mujeres), pertenecientes a 521 entidades sostenedoras de las diferentes dependencias del país. De ellas, un 20.7 % (108 sostenedores) correspondía a la dependencia municipal, un 70.6 % (368 sostenedores) al sector particular subvencionado, un 6.5 % (34 sostenedores) al sector particular privado, un 1.5 % (8 sostenedores) a administración delegada y un 0.6 % (3 sostenedores) al servicio local de educación. De acuerdo con la distribución geográfica, un 14.6 % (76 sostenedores) correspondía a la zona norte de Chile, un

64.3 % (335 sostenedores) a la zona centro, y un 21.1 % a la zona sur (110 sostenedores).

Procedimiento

La encuesta fue aplicada de forma online. Se utilizó esta estrategia ya que permite acceder a un mayor número de participantes en una amplia extensión territorial como lo es Chile. La invitación se realizó por correo electrónico, considerando el *Directorio Nacional de Sostenedores de Chile* del año 2018 (MINEDUC, 2018). De igual forma, se motivó la participación mediante contacto telefónico considerando este mismo registro.

La investigación fue aprobada por el Comité de Bioética y Bioseguridad de la Pontificia Universidad Católica de Valparaíso en noviembre de 2017. Para resguardar aspectos éticos, se incluyó un consentimiento informado previo al acceso a la encuesta. En este documento, se explicitó la confidencialidad de los datos, objetivos y alcances del estudio. Además, se incluyeron tres preguntas respecto de la claridad de la infor-

mación otorgada, aprobación del uso de datos, e interés en la participación. Esta última pregunta restringía el acceso a la encuesta. La aplicación tuvo una duración aproximada de veinticinco minutos y fue aplicada entre los meses de diciembre de 2018 y abril de 2019.

Plan de análisis

Inicialmente se evaluó la estructura factorial del instrumento mediante análisis factorial exploratorio (AFE) por cada una de las dimensiones propuestas, de manera que fuera posible identificar aquellos factores subyacentes en el instrumento propuesto (Mavrou, 2015). Para ello, se utilizó el método de máxima verosimilitud, que permite un mejor ajuste del modelo en una muestra multivariante (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). El método de rotación utilizado fue oblimin, que otorga una mayor exactitud al análisis dado que considera como parámetro a Delta (indicador de grado de oblicuidad; F-Jardon & Martos, 2011). La adecuación de matrices se evaluó mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Además, se consideraron cargas factoriales superiores a .30 (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2001; Vega-Valero, Hernández-Toledano, García-Arreola, Nava-Quiroz, & Ruíz-Méndez, 2019).

Como el AFE permite un análisis exploratorio de las relaciones entre variables, se sometió la estructura de factores subyacentes a un análisis confirmatorio (AFC) de segundo orden, a fin de evaluar la pertinencia y adecuación de la estructura factorial visualizada. Se utilizó el método de máxima verosimilitud robusta (MLR), utilizado en muestras que no presentan normalidad y no presentan interdependencia en sus observaciones (Jaccard, 2018). Para corroborar el ajuste del

modelo, se utilizaron los índices de bondad de ajuste χ^2 , RMSEA, CFI y SRMR (Byrne, 2013; Luna-Bernal, Valencia-Aguirre, & Nava-Preciado, 2018).

Finalmente, se realizó un análisis de consistencia interna de cada factor subyacente mediante el estadístico alfa de Cronbach. Los datos fueron analizados mediante el paquete estadístico SPSS v.23 (IBM, 2015) y Mplus v.7.31 (Muthén & Muthén, 1998-2012).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

El AFE mostró correspondencia entre las cuatro dimensiones teóricas propuestas y los factores identificados. El primer factor explicó un 55.1 % de la varianza (KMO = .757; $\chi^2 = 100.385$; $p < .001$) con cargas factoriales superiores a .58. El segundo factor explicó un 58.6 % (KMO = .881; $\chi^2 = 1971.406$; $p < .001$) con cargas factoriales superiores a .57. El tercer factor un 78.1 % (KMO = .831; $\chi^2 = 1841.134$; $p < .001$) con cargas superiores a .76 y el cuarto factor un 60.5 % de la varianza (KMO = .685; $\chi^2 = 1067.669$; $p < .001$) con cargas factoriales superiores a .45 (Tabla 2).

A partir de estos resultados, se decidió excluir uno de los ítems de la subescala de recursos humanos para convivencia escolar (ítem 11), por no contar con una carga factorial consistente para esta dimensión (Tabla 2). La Tabla 3 muestra la estructura que concluyó el análisis exploratorio de cuatro factores.

Análisis factorial confirmatorio

Posterior al AFE, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) considerando los factores identificados. Los resultados confirma-

Tabla 2

Ítems y cargas factoriales escala de gestión de la convivencia escolar del sostenedor.

Ítem	Carga factorial			
	PE	PBE	RF	RH
1. El plan de convivencia escolar comunal o territorial es coherente con el PADEM o lineamiento general del servicio local de educación	.85			
2. La planificación comunal o territorial en CE se articula con los OA y OAT	.61			
3. Los establecimientos participan en el diseño del plan de CE comunal o del servicio local	.59			
5. El plan de CE comunal o del servicio local incorpora acciones preventivas en los establecimientos	.61			
6. La gestión de la CE es una prioridad para esta comuna o territorio	.65			
14. La planificación de CE comunal o territorial toma en cuenta las necesidades de los establecimientos		.74		
15. Utilizo la información entregada por instituciones gubernamentales del área de la educación (indicadores de desarrollo personal y social -IDPS, SIMCE, informes de visitas ministeriales, otros) para gestionar la CE a nivel comunal o territorial		.69		
16. Cuento con instrumentos propios (entrevistas, encuestas, etc.) que permitan recoger información de los establecimientos de la comuna o territorio en CE (diferente a los de las instituciones gubernamentales)		.65		
17. Incentivo el uso de datos e informaciones de los establecimientos para la construcción de sus planes de CE (planes anteriores, IDPS, SIMCE)		.72		
4. El plan de gestión de la CE comunal o del servicio local fue presentado a los establecimientos		.58		
18. Proporciono información a los establecimientos sobre su gestión de la CE		.83		
19. Analizo las opiniones de los establecimientos sobre la gestión de la CE comunal o territorial		.81		
7. Cuento con un presupuesto asignado para gestionar la CE de la comuna o territorio			.77	
8. Puedo reasignar recursos financieros de ser necesario			.93	
9. Cuento con autonomía para reasignar recursos financieros en convivencia escolar			.88	
10. Puedo solicitar más presupuesto en CE de ser necesario			.79	
11. Las horas de dedicación de los encargados de CE de los establecimientos son suficientes para atender sus necesidades*				.46
12. El sostenedor ha definido los roles y funciones de los encargados de CE de los establecimientos				.89
13. El sostenedor ha socializado los roles y funciones de los encargados de CE de los establecimientos				.93
20. Promuevo el trabajo colaborativo entre los equipos de CE y técnico-pedagógicos de los establecimientos				.48

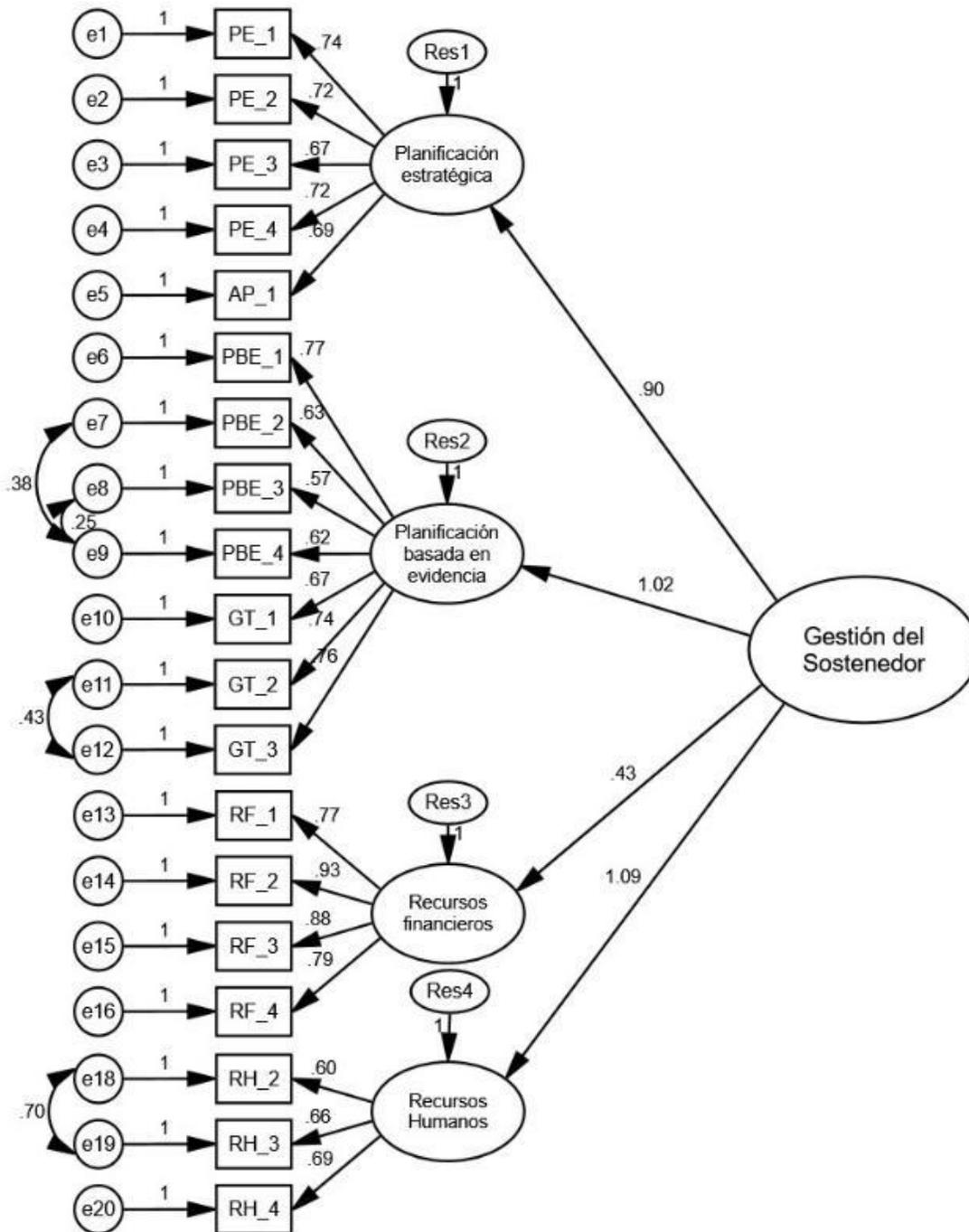
Nota. PE = Planificación estratégica en convivencia escolar; PBE = Planificación basada en la evidencia sobre convivencia escolar; RF = Recursos financieros para convivencia escolar; RH = Recursos humanos para convivencia escolar; * = Ítem eliminado de subescala de recursos humanos.

Tabla 3

Estructura ítems por dimensión.

Dimensión	Nº de ítems	Ítems
Planificación estratégica	5	1, 2, 3, 5 y 6
Planificación basada en la evidencia	7	4, 14, 15, 16, 17, 18 y 19
Recursos financieros	4	7, 8, 9 y 10
Recursos humanos	3	12, 13 y 20

Nota. N° de ítems = Número de ítems total por dimensión.



CHISQ = 5054.56 CFI = .932 RMSEA = .058
SRMR = .060

Figura 1

Análisis factorial confirmatorio de segundo orden escala gestión de la convivencia escolar distrital.

ron la estructura de un modelo de cuatro factores, mostrando indicadores de ajuste adecuados (Byrne, 2013) con un χ^2 significativo ($p < .001$), un RMSEA adecuado (.058), CFI sobre .90 (.932) y SRMR .060 (Figura 1).

Fiabilidad

La confiabilidad total de la escala fue alta ($\alpha = .87$). Respecto a las dimensiones de la escala, *planificación estratégica en convivencia escolar* mostró un $\alpha = .78$, *planificación basada en la evidencia sobre convivencia escolar* un $\alpha = .87$, *recursos financieros para convivencia escolar* un $\alpha = .90$ y *recursos humanos para convivencia escolar* un $\alpha = .76$.

Discusión

A nivel internacional se han desarrollado variados instrumentos que permiten evaluar la convivencia escolar a nivel de escuela (Berkowitz et al., 2017). Sin embargo, existen escasos instrumentos que permitan evaluar esta temática a nivel intermedio (Cohen et al., 2009). En el caso de Chile, no existen instrumentos validados pese a que los recursos (asignación de recursos económicos y contratación de profesionales y personal de la escuela) para la implementación de acciones de mejora en las escuelas que reciben financiamiento del estado se asignan a nivel intermedio (sostenedores). Es así como estudios previos realizados en Chile han mostrado una fuerte tendencia al trabajo administrativo-financiero por parte de los departamentos de educación, en desmedro del desarrollo de un plan estratégico que permita la mejora de los establecimientos a su cargo (Salinas & Raczynski, 2009).

Los resultados del análisis psicométrico

aportan evidencia acerca de la validez y confiabilidad del instrumento propuesto, compuesto por cuatro dimensiones (planificación estratégica en convivencia escolar, planificación basada en la evidencia sobre convivencia escolar, recursos humanos para convivencia escolar y recursos financieros para convivencia escolar). Este estudio permite aportar una herramienta de evaluación de la gestión en convivencia escolar intermedia, ofreciendo la posibilidad de caracterizar esta gestión e identificar dimensiones de desarrollo en donde focalizar acciones de mejora. En este aspecto, Anderson et al. (2010) han referido que los distritos que cuentan con instrumentos de evaluación y personal capacitado para su uso pueden afrontar las problemáticas que se presentan en las escuelas de mejor manera, pues son capaces de reconocer dificultades u obstáculos existentes a nivel intermedio y abordarlos, mejorando su capacidad de gestión. En Chile, los estudios en la temática (Gallardo, 2010; Sánchez et al., 2018; Ascorra et al., 2020) han constatado la importancia de contar con estándares que permitan delimitar y orientar la gestión, por lo que contar con instrumentos que permitan evaluar dimensiones específicas como la planificación, uso de evidencias, gestión de recursos humanos o financieros, permitiría identificar aspectos menos desarrollados y mejorarlos.

Respecto a lo anterior, la evidencia internacional ha sugerido la importancia de desarrollar políticas específicas por parte de los departamentos de educación que logren afrontar problemas concretos en las escuelas a su cargo. Kull et al. (2016) sostienen que los departamentos de educación que cuentan con políticas LGTBI presentan menos victimización y menos agresión social que aquellos que tienen políticas genéricas. En este aspecto, no basta con que los sostenedores desarrollen políticas amplias en convivencia escolar, sino que estas deben tener un foco claro que guíe la acción de los profesionales de las escuelas y del

nivel intermedio.

Estos aspectos se vuelven de suma importancia, dado que la investigación científica sugiere una amplia variedad de departamentos de educación (Cohen et al., 2009; Raczynski, 2012; Uribe et al., 2016). Por lo tanto, establecer diferencias entre ellos podría ayudar a focalizar y proponer estrategias de mejora específicas y más ajustadas a las necesidades que presentan las escuelas.

Respecto al ítem excluido de la dimensión de gestión de recursos humanos podemos hipotetizar que este indicador no corresponde a un elemento significativo para la gestión de la convivencia escolar distrital. En este sentido, estudios previos han develado que la gestión distrital se ha orientado principalmente a la administración de recursos y cumplimiento de indicadores —generalmente propuestos por la política pública—, siendo escasos los sostenedores que logran avanzar hacia la incorporación de dimensiones subjetivas de la gestión, como lo es la percepción del tiempo en el que distribuyen su jornada los profesionales de la escuela (Salinas & Raczynski, 2009; Gallardo, 2010).

Entre las limitaciones del estudio destaca la pertinencia del marco teórico construido. La revisión comprensiva realizada (Ascorra et al., 2019) contempló únicamente artículos publicados principalmente en países sajones y escasos estudios realizados en Chile (Gallardo, 2010; Sánchez et al., 2018; Ascorra et al., 2020). La búsqueda bibliográfica no arrojó artículos científicos que evaluaran la gestión de la convivencia escolar a nivel intermedio en América Latina. Al realizar el análisis de jueces expertos para determinar la relevancia, pertinencia y comprensión de los ítems, los jueces sugirieron incorporar una nueva dimensión, referente al “amigazco” y “compadrazco”, que ellos observan en su gestión diaria en el distrito. Si bien la literatura internacional en cultura y liderazgo organizacional (Gupta &

Hanges, 2004) informa amplias diferencias entre países sajones y latinoamericanos en el tema, decidimos no incluir esta dimensión por no contar con información robusta a nivel educacional. No obstante, consideramos que, para el desarrollo de futuros instrumentos, esta dimensión podría ser incluida.

Otro aspecto relevante para considerar en investigaciones futuras es la inclusión de otros instrumentos y percepciones para complejizar la evaluación del nivel intermedio. En este aspecto, Anderson et al. (2010) señalan que contar con otras fuentes de información de distinto orden y tiempos permite una mejor comprensión de las características y necesidades de las escuelas y departamentos de educación. Bajo estos antecedentes, consideramos importante poder avanzar en estudios longitudinales y multinivel que permitan aportar información robusta sobre los factores incidentes en la gestión a nivel intermedio.

Referencias

- Anderson, C. S. (1982). The search for school climate: A review of the research. *Review of Educational Research*, 52(3), 368-420. doi: [10.3102/00346543052003368](https://doi.org/10.3102/00346543052003368)
- Anderson, S., Leithwood, K., & Strauss, T. (2010). Leading data use in schools: Organizational conditions and practices at the school and district levels. *Leadership and Policy in Schools*, 9(3), 292-327. doi: [10.1080/15700761003731492](https://doi.org/10.1080/15700761003731492)
- Anderson-Butcher, D., Amorose, A., Iachini, A., & Ball, A. (2012). The development of the Perceived School Experiences Scale. *Research on Social Work Practice*, 22(2), 186-194. doi: [10.1177/1049731511419866](https://doi.org/10.1177/1049731511419866)
- Anderson-Butcher, D., Lawson, H. A., Iachini, A., Bean, G., Flaspohler, P., & Zullig, K. (2010). Capacity-related innovations resulting from the implementation of a community collaboration model for school improvement. *Journal of Educational and*

- Psychological Consultation*, 20(4), 257-287. doi: [10.1080/10474412.2010.500512](https://doi.org/10.1080/10474412.2010.500512)
- Ascorra, P., Álvarez-Figueroa, F., & Queupil, J. P. (2019). Managing school climate issues at the school district level: A comprehensive review of the literature. *Universitas Psychologica*, 18(5), 1-13. doi: [10.11144/Javeriana.upsy18-5.msci](https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy18-5.msci)
- Ascorra, P., & Castillo, J. C. (2019). *La desigualdad social en Chile: Una mirada desde las ciencias sociales*. En Coloquio. Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Viña del Mar, Chile.
- Ascorra, P., Cuadros, O., Cárdenas, K., & García-Meneses, J. (2020). Autopercepción de la gestión de la convivencia escolar en sostenedores públicos chilenos. *Psicoperspectivas*, 19(1), 1-13. doi: [10.5027/psicoperspectivas-vol19-issue1-fulltext-1827](https://doi.org/10.5027/psicoperspectivas-vol19-issue1-fulltext-1827)
- Ayscue, J. (2016). Promising or potentially harmful? Suburban school responses to racial change. *Peabody Journal of Education*, 91(3), 326-347. doi: [10.1080/0161956X.2016.1182840](https://doi.org/10.1080/0161956X.2016.1182840)
- Barrera-Osorio, F., Fasih, T., Patrinos, H. A., & Santibañez, L. (2009). *Decentralized decision-making in schools: The theory and evidence on school-based management*. Washington, DC: The World Bank.
- Benbenishty, R., Astor, R. A., & Estrada, J. N. (2008). School violence assessment: A conceptual framework, instruments, and methods. *Children & Schools*, 30(2), 71-81. doi: [10.1093/cs/30.2.71](https://doi.org/10.1093/cs/30.2.71)
- Berkowitz, R., Moore, H., Astor, R. A., & Benbenishty, R. (2017). A research synthesis of the associations between socioeconomic background, inequality, school climate, and academic achievement. *Review of Educational Research*, 87(2), 425-469. doi: [10.3102/0034654316669821](https://doi.org/10.3102/0034654316669821)
- Blau, I., & Presser, O. (2013). e-Leadership of school principals: Increasing school effectiveness by a school data management system. *British Journal of Educational Technology*, 44(6), 1000-1011. doi: [10.1111/bjet.12088](https://doi.org/10.1111/bjet.12088)
- Blitz, L. V., & Lee, Y. (2015). Trauma-informed methods to enhance school-based bullying prevention initiatives: An emerging model. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 24(1), 20-40. doi: [10.1080/10926771.2015.982238](https://doi.org/10.1080/10926771.2015.982238)
- Byrne, B. (2013). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming* (2^a ed.). New York, NY: Routledge.
- Campbell, C., & Fullan, M. (2006). *Unlocking the potential for district-wide reform*. Toronto, ON: Ontario Ministry of Education.
- Carrasco, A., Bogolasky, F., Flores, C., Gutiérrez, G., & San Martín, E. (2014). *Selección de estudiantes y desigualdad en Chile: ¿Qué tan coactiva es la regulación que la prohíbe?* (Proyecto FONIDE 711286). Santiago de Chile: FONIDE.
- Chrispeels, J. H., & Martin, K. J. (2002). Four school leadership teams define their roles within organizational and political structures to improve student learning. *School Effectiveness and School Improvement*, 13(3), 327-365. doi: [10.1076/sesi.13.3.327.3430](https://doi.org/10.1076/sesi.13.3.327.3430)
- Cohen, J., McCabe, L., Michelli, N. M., & Pickeral, T. (2009). School climate: Research, policy, practice, and teacher education. *Teachers College Record*, 111(1), 180-213. Recuperado de <https://www.tcrecord.org>
- Darden, E. C., & Cavendish, E., (2012). Achieving resource equity within a single school district: Erasing the opportunity gap by examining school board decisions. *Education and Urban Society*, 44(1), 61-82. Recuperado de <https://journals.sagepub.com/home/eus>
- DiRenzo, H. (2016). The Claire Davis School safety act: Why threat assessments in schools will not help Colorado. *Denver Law Review*, 93(3), 719-747. Recuperado de <https://www.denverlawreview.org>
- Egido-Gálvez, I., Fernández-Cruz, F. J., & Fernández-Díaz, M. J. (2016). Evaluation of the impact of quality management systems on school climate. *International Journal of Educational Management*, 30(4), 474-492. doi: [10.1108/IJEM-01-2015-0010](https://doi.org/10.1108/IJEM-01-2015-0010)
- Finnigan, K. S., & Daly, A. J. (2012). Mind the gap: Organizational learning and improvement in an underperforming urban system. *American Journal of Educa-*

- tion, 119, 41-71. doi: [10.1086/667700](https://doi.org/10.1086/667700)
- F-Jardon, C. M., & Martos, M. S. (2011). Un método para determinar competencias distintivas en pequeñas y medianas empresas. *Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria*, 4(2), 195-214. Recuperado de <https://periodicos.ufsm.br/reaufsm/index>
- Gage, N. A., Larson, A., & Chafouleas, S. M. (2016). The Meriden School Climate Survey-Student version: Preliminary evidence of reliability and validity. *Assessment for Effective Intervention*, 41(2), 67-78. doi: [10.1177/1534508415596960](https://doi.org/10.1177/1534508415596960)
- Gallardo, G. (2010). *Gestión de la convivencia escolar desde sostenedores municipales: El nivel intermedio frente a los desafíos del presente*. Santiago de Chile: MINEDUC-UNICEF. Recuperado de <http://convivenciascolar.mineduc.cl>
- Ghirardi, C. (2020). *Transformaciones contemporáneas de los sistemas escolares en claves estandarizadas*. 3ª Versión Escuela de Verano Centro de Investigación para la Educación Inclusiva, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Viña del Mar, Chile.
- González, R. (2017). Segregación educativa en el sistema chileno desde una perspectiva comparada. En S. Molina-Monasterios, R. Schurch-Santana, J. Castillo-Peña, M. Holz-Guerrero & C. Medel (Eds.), *Ley de inclusión escolar* (pp. 48-91). Santiago de Chile, Chile: Ministerio de Educación de Chile. Recuperado de <https://centroestudios.mineduc.cl>
- Gupta, V., & Hanges, P. J. (2004). Regional and climate clustering of societal cultures. En R. J. House, P. J. Hanges, M. Javidan, P. W. Dorfman & V. Gupta (Eds.), *Culture, leadership, and organizations: The GLOBE study of 62 societies* (pp. 178-218). London, UK: SAGE Publications.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2001). *Análisis multivariante*. Madrid, España: Prentice Hall Iberia.
- Honig, M. I. (2008). District central offices as learning organizations: How sociocultural and organizational learning theories elaborate district central office administrators' participation in teaching and learning improvement efforts. *American Journal of Education*, 114(4), 627-664. Recuperado de <https://www.journals.uchicago.edu>
- Hopson, L., & Lawson, H. (2011). Social workers' leadership for positive school climates via data-informed planning and decision making. *Children & Schools*, 33(2), 106-118. doi: [10.1093/cs/33.2.106](https://doi.org/10.1093/cs/33.2.106)
- Iachini, A. L., & Anderson-Butcher, D. (2012). The contribution of extracurricular activities to school priorities and student success. En R. J. Waller (Ed.), *Mental Health Promotion in Schools* (pp. 127-148). Bentham Books. doi: [10.2174/97816080546641120101](https://doi.org/10.2174/97816080546641120101)
- IBM Corp. (2015). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 23.0. [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Jaccard, J. (2018). *Structural equation modeling made accessible: Estimation algorithms*. Miami, Florida: Applied Scientific Analysis.
- Kendziora, K., & Osher, D. (2016). Promoting children's and adolescents' social and emotional development: District adaptations of a theory of action, *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 45(6), 797-811. doi: [10.1080/15374416.2016.1197834](https://doi.org/10.1080/15374416.2016.1197834)
- Ko, J., Cheng, Y. C., & Lee, T. T. H. (2016). The development of school autonomy and accountability in Hong Kong. *International Journal of Educational Management*, 30(7), 1207-1230. doi: [10.1108/IJEM-10-2015-0145](https://doi.org/10.1108/IJEM-10-2015-0145)
- Kowalski, R. M., & Limber, S. P. (2007). Electronic bullying among middle school students. *Journal of Adolescent Health*, 41(6), Supplement 1, 22-30. doi: [10.1016/j.jadohealth.2007.08.017](https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2007.08.017)
- Kraft, M. A., Marinell, W. H., & Yee, D. S. W. (2016). School organizational contexts, teacher turnover, and student achievement: Evidence from panel data. *American Educational Research Journal*, 53(5), 1411-1449. doi: [10.3102/0002831216667478](https://doi.org/10.3102/0002831216667478)
- Kull, R. M., Greytak, E. A., Kosciw, J. G., & Villenas, C. (2016). Effectiveness of school district antibullying policies in improving LGBT youths' school climate.

Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity, 3(4), 407-415. doi: 10.1037/sgd0000196

- Lavín, S., & Del Solar, S. (2000). *El Proyecto Educativo Institucional como herramienta de transformación de la vida escolar: Guía metodológica para los centros educativos*. Santiago de Chile, Chile: Lom Ediciones.
- Ley No. 19.410. (2 de septiembre de 1995). *Sobre subvenciones a establecimientos educacionales*. Congreso de la República de Chile. Recuperado de <http://bcn.cl/2is3f>
- Ley No. 20.845. (8 de junio de 2015). *Ley de Inclusión Escolar [LIE]*. Congreso de la República de Chile. Recuperado de <http://bcn.cl/2f8t4>
- Ley No. 21.040. (24 de noviembre de 2017). *Crea Nueva Educación Pública*. Congreso de la República de Chile. Recuperado de <http://bcn.cl/2f72w>
- 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. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Luna-Bernal, A. C. A., Valencia-Aguirre, A. C., & Nava-Preciado, J. M. (2018). Propiedades psicométricas del Inventario de Rahim en una muestra de adolescentes estudiantes de bachillerato. *Revista Evaluar*, 18(2), 75-90. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Mavrou, I. (2015). Análisis factorial exploratorio: Cuestiones conceptuales y metodológicas. *Revista Nebrija de Lingüística Aplicada*, 19, 71-80. Recuperado de <https://revistas.nebrija.com>
- Ministerio de Educación de Chile. (2015). Política Nacional de Convivencia Escolar 2015/2018. Recuperado de <http://convivenciaescolar.mineduc.cl/wp-content/uploads/2018/10/Politica-Nacional-de-Convivencia-Escolar-2015.2018.pdf>
- Ministerio de Educación de Chile. (2017). Directorio Nacional de Establecimientos. Recuperado de <http://datos.mineduc.cl>
- Ministerio de Educación de Chile. (2018). Directorio Nacional de Establecimientos. Recuperado de <http://datos.mineduc.cl>
- Ministerio de Educación de Chile. (2019). Directorio Nacional de Sostenedores. Recuperado de <http://datos.mineduc.cl>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2012). *Mplus User's Guide*. (7ª ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pickeral, T., Evans, L., Hughes, W., & Hutchison, D. (2009). *School Climate Guide for District Policymakers and Educational Leaders*. New York, NY: Center for Social and Emotional Education. Recuperado de <https://www.schoolclimate.org>
- Price, H. E. (2016). Assessing US public school quality: The advantages of combining internal “consumer ratings” with external NCLB ratings. *Educational Policy*, 30(3), 403-433. doi: 10.1177/0895904814551273
- Raczynski, D. (2012). Realidad de la educación municipal en Chile: ¿Liderazgo del sostenedor municipal? En J. Weinstein & G. Muñoz (Eds.), *¿Qué sabemos sobre los directores de escuela en Chile?* (pp. 181-218). Santiago de Chile, Chile: Centro de Estudios de Políticas y Prácticas en Educación (CEPPE) y Centro de Innovación en Educación de Fundación Chile.
- Rengifo-Herrera, F. J., & Castells-Gómez, N. (2003). Contribuciones para perfeccionar la práctica del psicólogo de la educación en Colombia. *Revista Psicología desde el Caribe*, 12, 98-114. Recuperado de <https://www.redalyc.org>
- Ryan, S. V., Von der Embse, N., Pendergast, L. L., Saeki, E., Segool, N., & Schwing, S. (2017). Leaving the teaching profession: The role of teacher stress and educational accountability policies on turnover intent. *Teaching and Teacher Education*, 66, 1-11. doi: 10.1016/j.tate.2017.03.016
- Salinas, D., & Raczynski, D. (2009). Prioridades, actores y procesos en la gestión municipal de la educación. En M. Marcel & D. Raczynski (Eds.), *La asignatura pendiente. Claves para la revalidación de la educación pública de gestión local en Chile* (pp. 135-176). Santiago de Chile, Chile: Uqbar Editores y CIEPLAN.

- Sánchez, M., Vicuña, A., & Subercaseaux, J. (2018). *Estudio sobre la gestión de la convivencia escolar entre los sostenedores de los establecimientos municipales* (Informe final).
- Schneider, J., Jacobsen, R., White, R. S., & Gehlbach, H. (2018). The (mis)measure of schools: How data affect stakeholder knowledge and perceptions of quality. *Teachers College Record*, 120(5), 1-40. Recuperado de <https://www.tcrecord.org>
- Selvini, M. (Ed.). (1990). *El mago sin magia. Cómo cambiar la situación paradójica del psicólogo en la escuela*. Barcelona, España: Paidós Educador.
- Sheldon, S. B. (2015). Moving beyond monitoring: A district leadership approach to school, family, and community partnerships. En S. M. Sheridan & E. Moorman Kim (Eds.), *Family-School Partnerships in Context* (pp. 45-63). doi: 10.1007/978-3-319-19228-4_3
- Stauffer, S. D., & Mason, E. C. M. (2013). Addressing elementary school teachers' professional stressors: Practical suggestions for schools and administrators. *Educational Administration Quarterly*, 49(5), 809-837. doi: 10.1177/0013161X13482578
- Szczesiul, S. A. (2014). The [un] spoken challenges of administrator collaboration: An exploration of one district leadership team's use of protocols to promote reflection and shared theories of action. *Journal of Educational Change*, 15(4), 411-442. Recuperado de <https://www.springer.com>
- Thapa, A., Cohen, J., Guffey, S., & Higgins-D'Alessandro, A. (2013). A review of school climate research. *Review of Educational Research*, 83(3), 357-385. Recuperado de <https://journals.sagepub.com>
- Trujillo, T. (2013). The reincarnation of the effective school's research: Rethinking the literature on district effectiveness. *Journal of Educational Administration*, 51(4), 426-452. doi: 10.1108/09578231311325640
- Umekubo, L., Chrispeels, J., & Daly, A. (2013). Strong ties in a decentralized district: A case study of an improving district. Pensamiento Educativo. *Revista de Investigación Educativa Latinoamericana*, 50(2), 69-96. doi: 10.7764/PEL.50.2.2013.5
- Uribe, M., Castillo, P., Berkowitz, D., & Galdames, S. (2016). *Panorámica sobre el liderazgo y gestión local de educación. Lo que sabemos de la investigación internacional y la evidencia nacional* (Informe Técnico No. 4). Santiago de Chile, Chile: Líderes educativos, Centro de Liderazgo para la Mejora Escolar. Recuperado de <https://www.lidereseducativos.cl>
- Vega-Valero, C. Z., Hernández-Toledano, R. A., García-Arreola, O., Nava-Quiroz, C., & Ruíz-Méndez, D. (2019). Escala de habilidades de solución de problemas en directivos: Desarrollo y validación. *Revista Evaluar*, 19(3), 68-85. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Von der Embse, N., Kilgus, S. P., Solomon, H. J., Bowler, M., & Curtiss, C. (2015). Initial development and factor structure of the Educator Test Stress Inventory. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 33(3), 223-237. doi: 10.1177/0734282914548329
- Von der Embse, N., Pendergast, L. L., Segool, N., Saeki, E., & Ryan, S. (2016). The influence of test-based accountability policies on school climate and teacher stress across four states. *Teaching and Teacher Education*, 59, 492-502. doi: 10.1016/j.tate.2016.07.013

Psychometric Properties of the OBCS Body Shame Scale in a Sample of Female Residents in Puerto Rico

Propiedades psicométricas de la escala de Vergüenza Corporal OBCS en una muestra de residentes féminas en Puerto Rico

Dariselle Jiménez-Ortiz * ¹, Israel Sánchez-Cardona ², Coralee Pérez-Pedrogo ¹

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

2 - Kennesaw State University, Kennesaw, Georgia, USA.

Introduction
Method
Results
Discussion
References

Recibido: 15/05/2020 Revisado: 26/06/2020 Aceptado: 27/07/2020

Abstract

The purpose of this study is to analyze the psychometric properties of the Spanish version of the Body Shame scale within the Objectified Body Consciousness Scale (OBCS) in a sample of women living in Puerto Rico. The sample consisted of 117 heterosexual women. A confirmatory factor analysis was conducted to evaluate the structure of the scale and internal consistency was examined. Findings revealed that the 6-item Spanish version of the Body Shame scale shows better model-data fit than the original 8-item version. The results of the study support the use of the final 6-item version of the Body Shame scale in research and practice, given that it demonstrated appropriate structure and internal consistency. In conclusion, the findings support the use of the 6-item version of the Body Shame scale.

Keywords: *body shame, confirmatory factor analysis, OBCS, psychometric properties, structural equations modeling*

Resumen

El propósito de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de la versión española de la escala de Vergüenza Corporal en la Objectified Body Consciousness Scale (OBCS). La muestra estuvo compuesta de 117 mujeres heterosexuales que viven en Puerto Rico. Se realizó un análisis factorial confirmatorio para evaluar la estructura de la escala y se examinó la consistencia interna. Los resultados indican que la versión española de 6 ítems de la escala de Vergüenza Corporal mostró un mejor ajuste de los datos del modelo que la versión original de 8 ítems. Los resultados del estudio respaldan el uso de la versión final de 6 ítems de la escala de Vergüenza Corporal en la investigación y la práctica, dado que demostró una estructura apropiada y una consistencia interna adecuada. En conclusión, los resultados apoyan el uso de la escala de 6 ítems de vergüenza corporal.

Palabras clave: *vergüenza corporal, propiedades psicométricas, OBCS, análisis confirmatorio de factores, ecuaciones estructurales*

*Contact information: Dariselle Jiménez-Ortiz. E-mail: djimenez055@sunmail.albizu.edu

How to cite: Jiménez-Ortiz, D., Sánchez-Cardona, I., & Pérez-Pedrogo, C. (2020). Psychometric Properties of the OBCS Body Shame Scale in a Sample of Female Residents in Puerto Rico. *Revista Evaluar*, 20(3), 20-33. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introduction

Objectification theory (Fredrickson & Roberts, 1997; for reviews see Calogero, 2012 and Roberts, Calogero, & Gervais, 2018), states that girls and women, at any given point in their life, are vulnerable to being treated as a body or a collection of body parts valued predominantly for its use to others. This experience refers to what is called sexual objectification and it occurs whenever a person's body, body parts, or sexual functions, particularly a woman's, are separated from the person, reduced to the status of instruments, and regarded as if they were capable of representing the person as a whole (Bartky, 1990; Fredrickson & Roberts, 1997).

Objectification theory also posits that women exist within a culture where their body is evaluated, observed, and potentially objectified by others. This results in girls and women internalizing the observer's perspectives of themselves and adopting this perspective as their own, resulting in *self-objectification*, or the act of viewing one's body as an object or a sight to be appreciated by others (DeVile, Ellmo, Horton, & Erchull, 2015). Self-objectification manifests as constant and habitual monitoring of the body's outward appearance and it is often operationalized as body monitoring through self-surveillance. In many cases, this can result in the neglect of internal body states, such as hunger, in favour of physical appearance (Fredrickson & Roberts, 1997; Steer & Tiggemann, 2008). Many of the negative consequences associated with habitual body monitoring are believed to be the result of internalized body shame (Bessenoff & Snow, 2006; Fredrickson & Roberts, 1997; Steer & Tiggemann, 2008). This internalized body shame then leads to a sense of inadequacy due to the inability to achieve the unattainable cultural standards of attractiveness commonly propagated through sociocultural

processes, such as the media (Grower, Ward, & Trekels, 2019; Karsay, Knoll, & Matthes, 2017; Manago, Ward, Lemm, Reed, & Seabrook, 2014) and interpersonal relationships (Fredrickson & Roberts, 1997; Steer & Tiggemann, 2008).

In turn, internalized body shame could cause women to constantly worry about their appearance and performance during sexual activities, preventing them from concentrating on the activity itself and their own pleasure, resulting in poorer sexual satisfaction and sexual functioning (Claudat & Warren, 2014; Fredrickson & Roberts, 1997; Steer & Tiggemann, 2008). The literature also supports findings that the internalization of body shame can lead to other psychopathologies, such as eating disorders (Dakanalis et al., 2014; Noll & Fredrickson, 1998; Schaefer et al., 2018) and depression (Grabe, Hyde, & Lindberg, 2007; Tiggemann & Kuring, 2004). Additionally, Szymanski, Moffitt, and Carr (2010) not only do a comprehensive review of the literature related to objectification theory, but they also expand upon the established theory to provide further understanding on women's substance use and abuse.

Another theory closely related to objectification theory (Fredrickson & Roberts, 1997) is the objectified body consciousness theory, presented by McKinley and Hyde (1996). This theory posits that the gender-role socialization and sexual objectification of women influence how women's bodies are socially constructed as objects to be viewed by others. These experiences socialize girls and women to internalize the beauty ideals established by their culture and to view their own bodies from the perspective of external observers, in other words, to self-objectify.

McKinley and Hyde (1996) presented three key manifestations of objectified body consciousness. The first being body surveillance, conceptualized as the habitual monitoring of one's body from an observer's perspective and comparing it

against the internalized beauty standards established by the culture. Second, would be feelings of body shame for not being able to attain the cultural beauty standard. Finally, [McKinley and Hyde \(1996\)](#) listed control beliefs or the point of view from which women are responsible for how they look and can achieve the cultural standards given enough effort. While objectification theory and objectified body consciousness theory both offer definitions of the body surveillance and body shame constructs, control beliefs as a construct is unique to the objectified body consciousness theory's framework.

Since its publication, the Objectified Body Consciousness Scale (OBCS; [McKinley & Hyde, 1996](#)) has been used in a variety of studies that have shown support for the relationship between body surveillance and body shame, and their consequences for women's well-being ([Moradi, 2010](#); [Moradi & Huang, 2008](#)). For instance, self-objectification is believed to indirectly lead to negative outcomes through body shame. Studies have found that once the observer's perspective has been internalized and women self-objectify, this leads to higher levels of body shame ([Calogero & Thompson, 2009](#); [Steer & Tiggemann, 2008](#)). [Steer and Tiggemann \(2008\)](#) found that self-objectification processes, which include body surveillance, body shame, and appearance anxiety, predicted higher self-consciousness during sexual activity, which predicted lower sexual functioning. [Boursier, Gioia, and Griffiths' \(2020\)](#) study on selfie-engagement on social media also found high correlations between the experience of body shame and body surveillance, due to the internalization of an observer's point of view, which appeared to be related to narcissistic personality traits in hypersensitive women. [Veldhuis, Allewa, Bij de Vaate, Keijer, and Konijn \(2020\)](#) also found that self-objectification preceded greater engagement in selfie behaviors such as

selecting, editing, and online posting of selfies. This means that when a selfie-maker viewed herself more strongly from an observer's perspective, specifically focused on her physical appearance, she was more inclined to preoccupy herself with the details of the selfie outcome, deliberately selecting and significantly editing the picture before posting it on social media. Additionally, [Calogero and Thompson \(2009\)](#) found that greater internalization of appearance ideals portrayed in media leads to more chronic body monitoring and more body shame which leads to decreased sexual satisfaction with a partner.

[Tiggemann and Andrew's \(2012\)](#) study assessed the link between clothes and self-objectification using four different scenarios varying in clothing worn and setting depicted. The results showed that revealing clothes led to greater self-objectification, which in turn led to greater body shame, body dissatisfaction, and negative mood than the scenarios with more modest clothing, particularly for heavier women, while the dressing room scenarios led to greater self-objectification but less negative mood than public scenarios. The literature also suggests that the act of self-objectification through constant body monitoring, resulting in higher levels of body shame and appearance anxiety, highly correlates to lower levels of sexual satisfaction and functioning in women ([Claudat & Warren, 2014](#); [Fredrickson & Roberts, 1997](#); [Steer & Tiggemann, 2008](#)).

Psychometric Properties of the Body Shame Scale

The initial item pool for the Objectified Body Consciousness Scale (OBCS) was drawn based on [McKinley and Hyde's \(1996\)](#) theoretical framework and the experiences of North American college women, who are at high risk for body

image problems. In Study 1, with a sample of college women, they conducted an exploratory factor analysis (EFA) of their data, which provided initial support for three correlated factors corresponding to *body surveillance*, *body shame* and *control beliefs*, each subscale consisting of 8 items for a total of 24 items in the scale as a whole. The internal consistency of the body shame scale was $\alpha = .75$. In Study 2, with a sample of undergraduate college women and middle-aged women, the internal consistency of the *body shame* scale was $\alpha = .84$ and $\alpha = .70$, for undergraduates and middle-aged women, respectively.

Moradi and Varnes (2017) reevaluated the Objectified Body Consciousness Scale's structure 20 years after its development using a sample of 368 college women between the ages of 18 and 35. Their analyses of factor structure, reliability and validity provided psychometric support for the *body surveillance* and *body shame* subscales, but not for the *control beliefs* subscale. Their two-factor structure, without the *control beliefs* items, yielded acceptable fit indices. The *body shame* scale yielded an acceptable Cronbach's alpha of $\alpha = .80$.

Since its publication, the Objectified Body Consciousness Scale (OBCS) has also been translated, validated, and used in other countries. Moya-Garófano, Megías, Rodríguez-Bailón, and Moya (2017) translated and validated the OBCS with a sample of Spanish female university students. Study 1 explored the internal structure of the scale and the relationship among its components with a sample of 218 female students at a public university in Spain between the ages of 17 and 31. Their exploratory factor analysis (EFA) with varimax rotation revealed a multidimensional solution with three factors. The internal consistency coefficient (Cronbach's alpha, α) of the *body shame* scale was $\alpha = .84$. In Study 2, the sample was composed of 201 female students

from a public university in Spain between the ages of 18 and 30. The OBCS showed good internal consistency for all subscales, specifically *body shame*, which showed a Cronbach's alpha of $\alpha = .82$, greater than *body surveillance* ($\alpha = .68$) and *control beliefs* ($\alpha = .75$).

Yilmaz and Bozo (2019) made a Turkish adaptation of the Objectified Body Consciousness Scale using a sample of 174 female Turkish university students aged 18 to 30 years old. Their confirmatory factor analysis (CFA) of the original three-factor model indicated a good fit of the data where CFI = .83, RMSEA = .052, and SRMR = .076. However, given that two items did not load satisfactorily for the *body surveillance* subscale, they were excluded from further analyses and the Turkish version of the Objectified Body Consciousness Scale was composed of 22 items. After excluding these two items, a second CFA was conducted showing a better fit to the data (CFI = .87, RMSEA = .047, and SRMR = .07). However, the overall fit of the three-factor model was inadequate. Additionally, at Time 1, the reliability of the *body shame* scale was $\alpha = .75$, higher than the *control belief* ($\alpha = .75$) and *body surveillance* reliability estimates ($\alpha = .64$). At Time 2, the test-retest reliability of the *body shame* scale was of $\alpha = .78$, again, higher than the *control belief* ($\alpha = .75$) and *body surveillance* reliability estimates ($\alpha = .64$).

Purpose of this Study

As previously presented, evidence suggests the importance of body shame in the study of women's objectification experience given that its internalization can lead to feelings of inadequacy, which can result in an array of psychopathologies. Being able to identify body shame using adequate measures could be used to track

changes over the course of therapy as a result of prevention or intervention efforts. Besides, the psychometric properties of the Objectified Body Consciousness Scale consistently indicate that the Body Shame scale shows better psychometric properties than the other factors. The purpose of this study is to analyze the psychometric properties of the Spanish version of the Body Shame scale within the Objectified Body Consciousness Scale (McKinley & Hyde, 1996; Moya-Garófano et al., 2017) in a sample of women living in Puerto Rico.

Method

Participants

A total of 117 women answered the Spanish version of the Body Shame scale within the Objectified Body Consciousness Scale. Their mean age was 30.55 (SD = 9.49), and the age range was 21-58. As it can be seen in Table 1, the overwhelming majority of the women that participated were Puerto Rican (94.6 %). Among the participants, half of them (49.6 %) reported being legally single while a fourth of them reported being married (26.5 %). 70.9 % of the women reported having a romantic partner, while 29.1 % reported not having a romantic partner. Women that were part of a religion accounted for a little over half (52.1 %) of the sample, while the other half (47 %) reported not belonging to any religion. Half of the participants (49.6 %) had acquired a bachelor's degree, 27.4 % had acquired a master's degree and 8.5 % had acquired a doctorate degree. 53.8 % were employees and 37.6 % were students. The overwhelming majority of participants (94.9 %) indicated having been sexually active during the 4 months previous to answering the survey.

Instruments

Body Shame scale within the Objectified Body Consciousness Scale (OBCS; McKinley & Hyde, 1996). The Body Shame scale within the Objectified Body Consciousness Scale, developed by McKinley and Hyde (1996), measures the degree to which individuals feel shame about their bodies when they perceive themselves as not meeting cultural body ideals. This scale consists of eight items rated on a 7-point scale ranging from 1 (*Strongly disagree*) to 7 (*Strongly agree*). Higher scores indicate greater body shame. The Cronbach alpha value of the scale in McKinley and Hyde's study was $\alpha = .89$. The Spanish version (Moya-Garófano et al., 2017), which was translated following cross-cultural translation procedures and validated with a sample of women from a public university in Spain, showed internal consistency with a Cronbach's alpha of .84. However, no literature could be found regarding its adaptation to the Puerto Rican population; therefore, this translation will be used and validated for the intended population in this sample.

Procedure

Once the study was approved by the Institutional Review Board (IRB) of the Carlos Albizu University, participants were recruited using a snowball sampling technique through different social networks, such as Facebook and Twitter. The participants were given the option to follow the link to the anonymous survey on SurveyMonkey, where they were able to read and agree to a statement of informed consent. The study was conducted using a secure online website allowing participants to answer the survey at a location of their preference throughout the study. No identifying information about the participants or their

Table 1
Sociodemographic data of participants.

Variable	Category	Frequency (n = 117)	Percentage %
<i>Age Range</i>	21-29	75	64.1
	30-39	21	18.0
	40-49	16	13.6
	50-58	5	4.3
<i>Ethnicity</i>	Puerto Rican	111	94.9
	Dominican	1	0.9
	Cuban	2	1.7
	Other	3	2.6
	American	1	0.9
	Argentinian	2	1.7
<i>Civil Status</i>	Legally single	58	49.6
	Cohabitation with partner	24	20.5
	Married	31	26.5
	Divorced	3	2.6
	Widowed	1	0.9
<i>Relationship Status</i>	Single	83	70.9
	In a romantic relationship	34	29.1
<i>Religion</i>	Yes	61	52.6
	Catholic	40	34.3
	Christian	5	4.3
	Baptist	1	0.9
	Evangelical	7	6.1
	Presbyterian	1	0.9
	Methodist	2	1.7
	Protestant	3	2.6
	Wiccan	2	1.7
	No	55	47.4
<i>Education Level</i>	High school	4	3.4
	Bachelor	58	49.6
	Master	32	27.4
	Doctorate	10	8.5
	Associate	7	6.0
	Postdoctorate	2	1.7
	Other	3	2.6
<i>Employment status</i>	Student	44	37.6
	Employee	63	53.8
	Unemployed	3	2.6
	Housewife	7	6
<i>Sexually active in the past 4 months</i>	Yes	111	94.9
	No	6	5.1

electronic device was collected at any time, ensuring the responses to remain anonymous.

To partake in this study, each participant indicated voluntary agreement in the consent form, which included detailed information about the purpose of the study, the procedure, their rights to confidentiality as a participant, anonymity, the estimated time in minutes it would take them to answer the survey, and the potential risks and benefits of the study. Their participation in the study was entirely voluntary and they were able to withdraw from the study at any moment without penalty. Information on how the participant could contact the prime investigator of the study, the study director, and the director of the ethical committee of the research department within the university was provided. The consent form also included contact information of various clinics and hospitals around the island in case the study was to evoke any negative feelings, and the participant would wish to seek psychological assistance. Once the survey was completed, the participants were directed to a debriefing page. The participants of this study did not receive any monetary incentive or reward for their participation.

Statistical analyses

Analyses were conducted using SPSS v.22 (IBM Corporation, 2013) and AMOS v.22 (Arbuckle, 2014). Prior to analysis, all the variables were examined for accuracy and missing data. The analysis showed that missing data was less than 5 % for each item (range from 0 % to 1.7 %). Incomplete data was addressed by estimating missing values through the Expectation-Maximization algorithm. Once data was cleaned up, descriptive analysis, internal consistencies (Cronbach's alpha) and correlational analysis were conducted. A confirmatory factor

analysis (CFA) was implemented to examine the Body Shame scale factor structure. The following absolute and relative goodness-of-fit indices were considered to evaluate model fit. Considering the non-normality of the data (Doornik-Hansen test = $\chi^2_{(16)} = 309.551, p < .001$; Mardia Skewness = 14.46, $\chi^2_{(120)} = 291.00, p < .001$), we calculated the Satorra-Bentler (Satorra & Bentler, 1994) scaled chi-square (χ^2_{S-B}), comparative fit index (CFI_{S-B}), the Tucker-Lewis index (TLI_{S-B}), the root mean square error of approximation (RMSEA_{S-B}) with its corresponding confidence intervals at 90 %, and the standardized root mean square residual (SRMR). We considered indicators of good fit to be values under .08 for RMSEA and .05 for SRMR, and above .90 for CFI and TLI. The original 8-item scale was tested as a one-factor model. The model was then re-specified based on modification indices, factor loadings and goodness-of-fit indices resulting in a second one-factor model composed of 6 items.

Results

Table 2 shows the descriptive statistics (mean and standard deviations), reliability analysis, compound reliability, average variance extracted, and correlations. Regarding the distribution properties of the 8 items of body shame, we calculated the means and standard deviations for each item. The averages of the items fluctuated between 1.82 and 5.16, and the standard deviations fluctuated between 1.685 and 2.437. Table 1 also shows the Kolmogorov-Smirnov and Shapiro-Wilk tests, which indicate that the score distributions for each item are not normally distributed.

Table 2

Descriptive and distribution statistics for items in the Body Shame scale of the OBCS.

Item	Mean	Std. Deviation	Skewness	Kurtosis	Kolmogorov-Smirnov	Shapiro-Wilk
BSh_1	4.66	2.060	-0.660	-0.671	.198	.881
BSh_2	3.46	2.191	0.233	-1.332	.168	.890
BSh_3	5.16	1.766	-1.063	0.421	.241	.841
BSh_4	2.91	2.420	0.651	-1.337	.341	.739
BSh_5	2.07	1.775	1.617	1.587	.359	.678
BSh_6	4.01	2.152	-0.228	-1.155	.148	.924
BSh_7	1.82	1.685	1.576	1.584	.396	.708
BSh_8	3.37	2.437	0.307	-1.515	.217	.853

Note: Standard error for skewness = .224; Standard error for kurtosis = .444. Degrees of freedom for Kolmogorov-Smirnov and Shapiro-Wilk = 117, all values $p < .001$.

Dimensionality analysis of the scale

We analyzed the factor structure of the Body Shame scale through a confirmatory analysis of the factors, applying structural equation modeling—maximum likelihood estimation method—, using AMOS (v. 22; Arbuckle, 2014). First, the original 8-item, one-factor model of the Body Shame scale was tested (Model 1). Results demonstrated poor goodness-of-fit indices (see Table 3). Given its poor factor loading, item 5 was eliminated. A 7-item, one-factor model of the scale was tested (Model 2). Results did not present favourable goodness-of-fit indices, and item 6 also showed poor factor loadings, resulting in its elimination (see Table 3). As a result, a 6-item, one-factor model of the scale (Model 3) was tested, which showed more favourable goodness-of-fit indices (see Table 3). Finally, the covariance between the uniqueness's of Body Shame item 5, *I feel ashamed of myself when I haven't made the effort to look my best*, and item 6, *I feel like I must be a bad person when I don't look as good as I could*,

were freed (Model 4; see Figure 1). The results show appropriate goodness-of-fit indices for the final 6-item, one-factor model of the Body Shame scale (see Table 3).

As the summary results in Table 3 suggest, the standardized factorial loads of the items in the full-length Body Shame scale were all statistically significant ($p \leq .001$) with a range between .39 and .79. On the other hand, the standardized factorial loads of the items in the final 6-item version of the Body Shame scale (Model 4) were all statistically significant ($p \leq .001$) with a range between .49 and .81.

Reliability of the Body Shame scale

The reliability of the Body Shame scale was calculated using Cronbach's alpha internal consistency coefficient. The final, abbreviated version of the Body Shame scale, consisting of 6 items, showed an internal consistency of $\alpha = .78$.

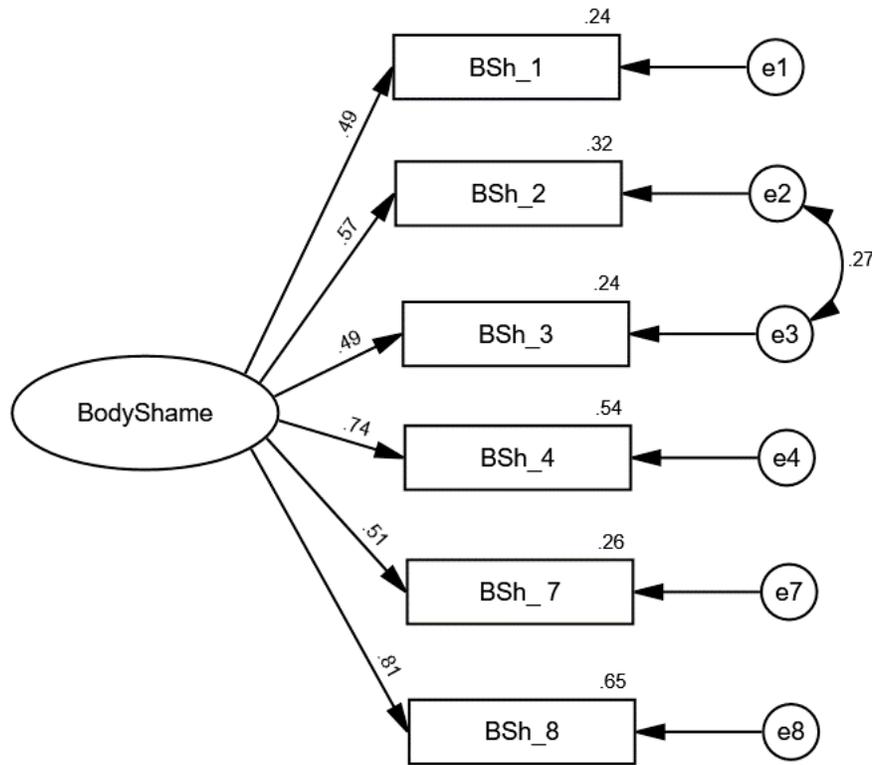


Figure 1
Abbreviated (Model 4) Body Shame scale.

Table 3
Confirmatory factor analysis of Body Shame scale models.

Model	χ^2_{S-B}	<i>df</i>	TLI_{S-B}	CFI_{S-B}	SRMR	RMSEA _{S-B} (90 % CI)	$\Delta \chi^2 (\Delta df)$
Model 1	46.72	20	.831	.879	.069	.107 [.06, .15]	
Model 2 (#5 removed)	31.28	14	.868	.912	.061	.103 [.06, .15]	$\Delta \chi^2_{(6)} = 15.44,$ $p < .05$
Model 3 (#5 & #6 removed)	21.12	9	.888	.933	.057	.107 [.05, .17]	$\Delta \chi^2_{(5)} = 10.16,$ n.s.
Model 4 (error correlated between #2 & #3)	14.01	8	.937	.967	.048	.080 [.00, .15]	$\Delta \chi^2_{(1)} = 7.11,$ $p < .01$

Discussion

The objective of this study was to analyze the psychometric properties of the Body Shame scale within the Objectified Body Consciousness Scale (Moya-Garófano et al., 2017) in a sample of women living in Puerto Rico. From the results

obtained we can conclude that the final, 6-item version of the Body Shame scale is an instrument that has the appropriate psychometric properties to be used both in research and in professional practice. As in Moradi and Varnes (2017) study, two items of the Body Shame scale were eliminated due to poor factor loadings and their ab-

breviated version of the scale provided better model-data fit than the original 8-item scale. The abbreviated version of the Body Shame scale showed good model-data fit without sacrificing reliability. Factor loadings for the Body Shame scale were generally strong, suggesting that these items were good indicators of their underlying factors (see Table 4). The Body Shame scale in its full-length version, as the abbreviated versions, yielded acceptable Cronbach's alphas. Thus, this study offers further support for the structure and internal consistency reliability of the Body Shame scale. Additionally, this study builds upon [Moradi and Varnes \(2017\)](#) study in offering strategies to achieve measurement efficiency while maintaining psychometric rigor. The testing of abbreviated models in this study suggest that, if measurement brevity was necessary in research or practice, using the abbreviated model might enhance structural properties of the data with little to no losses in regard to internal consistency.

Practice Implications

Studies on body image have shown that the way a woman perceives her body is related to the development of an array of psychopathologies, such as eating disorders, depression, and sexual dysfunction. Considering the detrimental effects that sexual objectification may have on women through feelings of body shame delineated in the literature, this study builds on the evidence that the Body Shame scale can be used in clinical practice, prevention and intervention efforts. In particular, the abbreviated version of the Body Shame scale presented in this study can be useful in instances where instrument brevity is necessary. Given that the Body Shame scale measures feelings of shame caused by not being able to reach the cultural beauty ideals and weight stan-

dards perpetuated by society, this instrument can be used to keep track of changes in feelings of body shame over the course of therapeutic intervention or prevention efforts.

Limitations and Recommendations

It is important to consider several limitations and future directions of the present research when interpreting these findings. First, the sample of this study was composed in its majority of heterosexual Puerto Rican women between the ages of 23 and 25 with, at least, a bachelor's degree. Future studies should consider administering and validating the Body Shame scale, as well as its parent scale, the Objectified Body Consciousness Scale, with heterogeneous samples made up of the general population and composed of differing characteristics, such as gender, age, education levels, ethnicity or race, sexual orientation, relationship status, and socioeconomic status. Secondly, given that the sample of this study was composed exclusively of cisgender women, future research should also consider studying the measure's validity with samples consisting not only of transgender women, but also cisgender and transgender men. Additionally, while the online data collection method might provide certain advantages in the realm of information dissemination, it presented difficulties in recruiting a large number of participants, since many people opened the webpage for the instrument, read the information in the consent form, but quit the process prematurely. There were also cases of technical difficulties with the website used. All these difficulties resulted in a small sample size, which likely resulted in limited information regarding the measure and its behavior within the present study. Thus, it is suggested that alternate methods of data collection, such as a combination of on-

Table 4

Confirmatory factor analysis loadings for full-length (Model 1) and abbreviated (Model 2, 3 & 4) Body Shame scale.

Item number and content	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	8-item scale	7-item scale	6-item scale	6-item scale with freed covariances
1. When I can't control my weight, I feel like something must be wrong with me/ Cuando no puedo controlar mi peso, siento que algo va mal en mí	.48	.49	.49	.49
2. I feel ashamed of myself when I haven't made the effort to look my best/ Me siento avergonzada de mí misma cuando no me esfuerzo por tener el mejor aspecto posible	.61	.62	.61	.57
3. I feel like I must be a bad person when I don't look as good as I could/ Me siento mal cuando mi apariencia no es tan buena como podría ser	.55	.55	.53	.49
4. I would be ashamed for people to know what I really weigh/ Me daría vergüenza que la gente supiera cuánto peso	.67	.69	.71	.74
5. Even when I can't control my weight, I think I'm an okay person/ Incluso cuando no puedo controlar mi peso, pienso que soy una persona valiosa	.39			
6. I never worry that something is wrong with me when I am not exercising as much as I should/ Nunca pienso que estoy haciéndolo mal, aunque no haga todo el ejercicio que debiera	.39	.37		
7. When I'm not exercising enough, I question whether I am a good enough person/ Cuando no hago suficiente ejercicio, me cuestiono si soy una persona suficientemente valiosa	.56	.54	.53	.51
8. When I'm not the size I think I should be, I feel ashamed/ Me siento avergonzada cuando no tengo la talla de ropa que debería	.79	.79	.79	.81

Note. All factor loadings are significant at $p < .001$. Reversed items were recoded prior to analysis; therefore, all loadings are positive. The 6-item Body Shame scale (Model 3) eliminates items 5 and 6.

line and physical questionnaires, be kept in mind for future studies. Finally, to further expand the field of study on the impacts of sexual objectification on the health and well-being of women, more research should be conducted to examine the relationship between body shame and sexual satisfaction as established in the literature

(Calogero & Thompson, 2009; Claudat & Warren, 2014; Fredrickson & Roberts, 1997; Steer & Tiggemann, 2008). González-Rivera and Hernández-Gato (2019) study validated a short version of the Subjective Sexual Satisfaction Scale (ESS-B) in a Puerto Rican population, which could be used in conjunction to the Body Shame scale

of the OBCS to examine the relationship of these two variables and how it affects women's daily lives.

Conclusion

In summary, the final 6-item version of the Body Shame scale demonstrated appropriate structure and internal consistency reliability, which suggests that the present study's findings support the future use in research and practice, of an abbreviated, 6-item version of the Body Shame scale within the Objectified Body Consciousness Scale in a sample of women residing in Puerto Rico. In particular, if measurement brevity is necessary, the results of this study provide support for using the abbreviated model, in which two of the items have been removed, given that this might enhance structural properties of the data with little to no losses in the internal consistency of the scale.

References

- Arbuckle, J. L. (2014). Amos (Version 23.0). [computer program]. Chicago: IBM SPSS.
- Bartky, S. L. (1990). *Femininity and domination: Studies in the Phenomenology of Oppression*. New York, NY: Routledge. doi: [10.4324/9780203825259](https://doi.org/10.4324/9780203825259)
- Bessenoff, G. R., & Snow, D. (2006). Absorbing society's influence: Body image self-discrepancy and internalized shame. *Sex Roles, 54*(9-10), 727-731. doi: [10.1037/e633872013-559](https://doi.org/10.1037/e633872013-559)
- Boursier, V., Gioia, F., & Griffiths, M. D. (2020). Selfie-engagement on social media: Pathological narcissism, positive expectation, and body objectification — Which is more influential? *Addictive Behaviors Reports, 11*, 100263. doi: [10.1016/j.abrep.2020.100263](https://doi.org/10.1016/j.abrep.2020.100263)
- Calogero, R. M. (2012). Objectification theory, self-objectification, and body image. In T. Cash (Ed.), *Encyclopedia of Body Image and Human Appearance* (pp. 574-580). Cambridge, MA: Academic. doi: [10.1016/B978-0-12-384925-0.00091-2](https://doi.org/10.1016/B978-0-12-384925-0.00091-2)
- Calogero, R. M., & Thompson, J. K. (2009). Potential implications of the objectification of women's bodies for women's sexual satisfaction. *Body Image, 6*(2), 145-148. doi: [10.1016/j.bodyim.2009.01.001](https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2009.01.001)
- Claudat, K., & Warren, C. S. (2014). Self-objectification, body self-consciousness during sexual activities, and sexual satisfaction in college women. *Body Image, 11*(4), 509-515. doi: [10.1016/j.bodyim.2014.07.006](https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2014.07.006)
- Dakanalis, A., Clerici, M., Caslini, M., Favagrossa, L., Prunas, A., Volpato, C., Riva, G., & Zanetti, M. A. (2014). Internalization of sociocultural standards of beauty and disordered eating behaviours: The role of body surveillance, shame and social anxiety. *Journal of Psychopathology, 20*(1), 33-37. Retrieved from <https://www.jpsychopathol.it>
- DeVile, D. C., Ellmo, F. I., Horton, W. A., & Erchull, M. J. (2015). The role of romantic attachment in women's experiences of body surveillance and body shame. *Gender Issues, 32*(2), 111-120. doi: [10.1007/s12147-015-9136-3](https://doi.org/10.1007/s12147-015-9136-3)
- Fredrickson, B. L., & Roberts, T.-A. (1997). Objectification theory: Toward understanding women's lived experiences and mental health risks. *Psychology of Women Quarterly, 21*(2), 173-206. doi: [10.1111/j.1471-6402.1997.tb00108.x](https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1997.tb00108.x)
- González-Rivera, J. A., & Hernández-Gato, I. (2019). Validación de una versión breve de la Escala de Satisfacción Sexual Subjetiva (ESSS-B) en Puerto Rico. *Revista Evaluar, 19*(2), 43-57. doi: [10.35670/1667-4545.v19.n2.25082](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v19.n2.25082)
- Grabe, S., Hyde, J. S., & Lindberg, S. M. (2007). Body objectification and depression in adolescents: The role of gender, shame, and rumination. *Psychology of Women Quarterly, 31*(2), 164-175. doi: [10.1111/j.1471-6402.2007.00350.x](https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.2007.00350.x)
- Grower, P., Ward, L. M., & Trekels, J. (2019). Expanding models testing media contributions to

- self-sexualization. *SAGE Open*, 9(2), 1-14. doi: [10.1177/2158244019848905](https://doi.org/10.1177/2158244019848905)
- IBM Corporation. (2013). SPSS Statistics for Windows (Version 22). [computer software]. Armonk, NY: IBM.
- Karsay, K., Knoll, J., & Matthes, J. (2017). Sexualizing media use and self-objectification. *Psychology of Women Quarterly*, 42(1), 9-28. doi: [10.1177/0361684317743019](https://doi.org/10.1177/0361684317743019)
- Manago, A. M., Ward, L. M., Lemm, K. M., Reed, L., & Seabrook, R. (2014). Facebook involvement, objectified body consciousness, body shame, and sexual assertiveness in college women and men. *Sex Roles*, 72(1-2), 1-14. doi: [10.1007/s11199-014-0441-1](https://doi.org/10.1007/s11199-014-0441-1)
- McKinley, N. M., & Hyde, J. S. (1996). The Objectified Body Consciousness Scale: Development and validation. *Psychology of Women Quarterly*, 20(2), 181-215. doi: [10.1111/j.1471-6402.1996.tb00467.x](https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1996.tb00467.x)
- Moradi, B. (2010). Addressing gender and cultural diversity in body image: Objectification theory as a framework for integrating theories and grounding research. *Sex Roles*, 63(1-2), 138-148. doi: [10.1007/s11199-010-9824-0](https://doi.org/10.1007/s11199-010-9824-0)
- Moradi, B., & Huang, Y.-P. (2008). Objectification theory and psychology of women: A decade of advances and future directions. *Psychology of Women Quarterly*, 32(4), 377-398. doi: [10.1111/j.1471-6402.2008.00452.x](https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.2008.00452.x)
- Moradi, B., & Varnes, J. R. (2017). Structure of the Objectified Body Consciousness Scale: Reevaluated 20 years later. *Sex Roles*, 77(5-6), 325-337. doi: [10.1007/s11199-016-0731-x](https://doi.org/10.1007/s11199-016-0731-x)
- Moya-Garófano, A., Megías, J. L., Rodríguez-Bailón, R., & Moya, M. (2017). Spanish version of the Objectified Body Consciousness Scale (OBCS): Results from two samples of female university students. *Revista de Psicología Social*, 32(2), 362-394. doi: [10.1080/02134748.2017.1292700](https://doi.org/10.1080/02134748.2017.1292700)
- Noll, S. M., & Fredrickson, B. L. (1998). A mediational model linking self-objectification, body shame, and disordered eating. *Psychology of Women Quarterly*, 22(4), 623-636. doi: [10.1111/j.1471-6402.1998.tb00181.x](https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1998.tb00181.x)
- Roberts, T.-A., Calogero, R. M., & Gervais, S. J. (2018). Objectification theory: Continuing contributions to feminist psychology. In C. B. Travis, J. W. White, A. Rutherford, W. S. Williams, S. L. Cook & K. F. Wyche (Eds.), *APA handbooks in psychology®. APA handbook of the psychology of women: History, theory, and battlegrounds* (pp. 249-271). Washington, DC: American Psychological Association. doi: [10.1037/0000059-013](https://doi.org/10.1037/0000059-013)
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Correction to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Sage Publications.
- Schaefer, L. M., Burke, N. L., Calogero, R. M., Menzel, J. E., Krawczyk, R., & Thompson, J. K. (2018). Self-objectification, body shame, and disordered eating: Testing a core mediational model of objectification theory among White, Black, and Hispanic women. *Body Image*, 24, 5-12 doi: [10.1016/j.bodyim.2017.10.005](https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2017.10.005)
- Steer, A., & Tiggemann, M. (2008). The role of self-objectification in women's sexual functioning. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 27(3), 205-225. doi: [10.1521/jscp.2008.27.3.205](https://doi.org/10.1521/jscp.2008.27.3.205)
- Szymanski, D. M., Moffitt, L. B., & Carr, E. R. (2010). Sexual objectification of women: Advances to theory and research 1ψ7. *The Counseling Psychologist*, 39(1), 6-38. doi: [10.1177/0011000010378402](https://doi.org/10.1177/0011000010378402)
- Tiggemann, M., & Andrew, R. (2012). Clothes make a difference: The role of self-objectification. *Sex Roles*, 66(9-10), 646-654. doi: [10.1007/s11199-011-0085-3](https://doi.org/10.1007/s11199-011-0085-3)
- Tiggemann, M., & Kuring, J. K. (2004). The role of body objectification in disordered eating and depressed mood. *British Journal of Clinical Psychology*, 43(3), 299-311. doi: [10.1348/0144665031752925](https://doi.org/10.1348/0144665031752925)
- Veldhuis, J., Alleva, J. M., Bij de Vaate, A. J. D. (Nadia), Keijer, M., & Konijn, E. A. (2020). Me, my selfie, and I: The relations between selfie behaviors, body

image, self-objectification, and self-esteem in young women. *Psychology of Popular Media*, 9(1), 3-13. doi: [10.1037/ppm0000206](https://doi.org/10.1037/ppm0000206)

Yilmaz, T., & Bozo, O. (2019). Turkish adaptation of the Objectified Body Consciousness Scale and the Self-Objectification Questionnaire. *Dusunen Adam*, 32(3), 214-226. doi: [10.14744/DAJPNS.2019.00031](https://doi.org/10.14744/DAJPNS.2019.00031)

Tarea de interferencia proactiva (IP) para la medición de la inhibición cognitiva en niños de 6 a 8 años

Proactive Interference Task to Measure Cognitive Inhibition in 6 to 8-year-old Children

Yesica Aydmune *¹, Isabel Introzzi¹, Eliana Zamora¹

1 - Instituto de Psicología Básica, Aplicada y Tecnología (IPSIBAT; CONICET-UNMDP)

Introducción
Metodología
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 31/07/2020 Revisado: 20/09/2020 Aceptado: 20/09/2020

Resumen

La inhibición cognitiva es una función ejecutiva que permite suprimir la información irrelevante de la memoria de trabajo, que interfiere con la actividad actual. La literatura sugiere que, durante la infancia, la inhibición cognitiva muestra cambios en su funcionamiento y se vincula con el desempeño cotidiano. Sin embargo, su medición se ve obstaculizada por la falta de instrumentos adecuados, confiables y válidos. En este trabajo se presenta una tarea para medir la inhibición cognitiva en niños de 6 a 8 años escolarizados en educación primaria; se describen análisis de confiabilidad y validez de la tarea y se presentan percentiles (puntuaciones preliminares). Se trabajó con una muestra de 198 niños y se aplicó un diseño no-experimental. Los resultados sugieren un nivel adecuado de consistencia interna, cumplimiento de los criterios internos según el paradigma de base, y validez convergente. Además, se discute en torno a la importancia de profundizar y ampliar estos análisis.

Palabras clave: *inhibición cognitiva, medición, niños, confiabilidad, validez, percentiles*

Abstract

Cognitive inhibition is an executive function that allows to suppress the irrelevant information of the working memory, which interferes with the actual activity. Literature suggests that cognitive inhibition experiments changes during childhood and is related with children's daily performance. However, measurement of cognitive inhibition is hampered by the lack of adequate, reliable and valid instruments. In this study a task to measure cognitive inhibition in children between the ages of 6 to 8 years in primary school was presented. Reliability and validity analysis were carried out and percentiles (preliminary scores) were calculated. A sample of 198 children participated and a non-experimental design was used. Results suggest an adequate level of internal consistency, compliance with the internal criteria according to the base paradigm and convergent validity. We discuss the importance of deepening and expanding these analyses.

Keywords: *cognitive inhibition, measurement, children, reliability, validity, percentiles*

* **Correspondencia a:** Yesica Aydmune. E-mail: yesicaaydmune@gmail.com

Cómo citar este artículo: Aydmune, Y., Introzzi, I., & Zamora, E. (2020). Tarea de interferencia proactiva (IP) para la medición de la inhibición cognitiva en niños de 6 a 8 años. *Revista Evaluar*, 20(3), 34-50. Recuperado de <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Diariamente, los niños deben apartar aquellos pensamientos que no son importantes para la tarea que están llevando a cabo y que interfieren con su resolución. Por ejemplo, si un niño quiere llegar al final de una página que está leyendo y comprender su contenido, deberá apartar (al menos por el momento) pensamientos sobre aquello que le comentaron sus compañeros acerca de un nuevo videojuego. Del mismo modo, si el niño pretende entender lo que su maestra está explicando, deberá dejar de pensar en el festejo de cumpleaños que tendrá al día siguiente (Vernucci & Aydumne, 2018). La *inhibición cognitiva* resulta, entonces, una función ejecutiva que permite suprimir ciertos pensamientos, ideas o representaciones que son irrelevantes e interfieren con los objetivos en curso (Diamond, 2013; Hasher, Lusting, & Zacks, 2007; Friedman & Miyake, 2004).

Las *funciones ejecutivas* (FE) involucran un conjunto de procesos cognitivos de orden superior que participan en el comportamiento dirigido a metas, controlando pensamientos, emociones, la interferencia de estímulos en el ambiente y conductas (Blair, 2016; Diamond, 2013; Friedman & Miyake, 2017). Actualmente, existe consenso en organizar a las FE en básicas y superiores (Nin, Goldin, & Carboni, 2019). Como FE básicas se distingue a: la *inhibición*, encargada de frenar o controlar tendencias prepotentes ligadas al pensamiento, estímulos del ambiente y conductas que interfieren con el logro de los objetivos (Demps-ter, 1992; Diamond, 2013; Mann, de Ridder, & Fujita, 2013); la *memoria de trabajo*, habilidad para mantener mentalmente información en un estado activo y accesible, mientras simultánea y selectivamente se procesa información (Conway, Jarrold, Kane, Miyake, & Towse, 2008); y la *flexibilidad cognitiva*, capacidad para alternar de manera rápida y precisa entre pensamientos, ac-

ciones y perspectivas en función de las demandas específicas de distintos contextos y situaciones (Diamond, 2013; Geurts, Corbett, & Solomon, 2009). Se entiende que a partir de éstas se desarrollan FE superiores, como la planificación y el razonamiento (Diamond, 2013).

Algunos autores ubican a la inhibición en la base de todas las FE (p. ej., Hasher et al., 2007; Miyake & Friedman, 2012). En la actualidad, tiene vigencia un enfoque teórico sobre la inhibición denominado *no-unitario* o *multidimensional* (Howard, Johnson, & Pascual-Leone, 2014; Introzzi, Canet-Juric, Aydumne, & Stelzer, 2016). Desde este se sostiene la existencia de distintos procesos inhibitorios con características operativas particulares y trayectorias de desarrollo específicas. En general, a partir de estas conceptualizaciones se identifican tres procesos inhibitorios: inhibición perceptual, inhibición cognitiva e inhibición de la respuesta (los términos pueden variar según los autores; Friedman & Miyake, 2004; Tiego, Testa, Bellgrove, Pantelis, & Whittle, 2018). La *inhibición perceptual* es el proceso encargado de controlar la interferencia de los estímulos presentes en el ambiente que son irrelevantes para la tarea en curso (Diamond, 2013; Friedman & Miyake, 2004; Hasher et al., 2007; Tiego et al., 2018; Zamora, Richard's, del Valle, Aydumne, & Introzzi, 2019). Por su parte, la *inhibición cognitiva* permite suprimir información irrelevante en la memoria de trabajo, la cual obstaculiza el procesamiento de información relevante para los objetivos (Diamond, 2013; Friedman & Miyake, 2004; Hasher et al., 2007; Zamora, Vernucci, del Valle, Introzzi, & Richard's, 2020). Finalmente, la *inhibición de la respuesta* suprime conductas motoras prepotentes e inadecuadas para el contexto y las metas (Diamond, 2013; Friedman & Miyake, 2004; Hasher et al., 2007; Tiego et al., 2018).

Múltiples y diversos hallazgos sustentan es-

tos postulados, entre los que es posible mencionar: factores o variables latentes específicas para cada proceso (halladas en el contexto de análisis factoriales; p. ej., Tiego et al., 2018; Traverso, Fontana, Usai, & Passolunghi, 2018; Zamora, Richard's, Canet-Juric, Aydumne, & Introzzi, 2020); trayectorias de desarrollo particulares (p. ej., Cragg, 2016; Introzzi et al., 2016; Vadaga, Blair, & Li, 2015); relaciones diferenciales con habilidades más complejas (p. ej., Aydumne, Introzzi, Zamora, & Stelzer, 2020; Demagistri, Canet-Juric, Naveira, & Richard's, 2012) y afectación particular en problemáticas y trastornos (p. ej., Adams & Jarrold, 2012; Christ, Kester, Bodner, & Miles, 2011; Mammarella, Caviola, Giofrè, & Borella, 2017).

Los resultados de estos y otros estudios han permitido identificar a la inhibición cognitiva como el proceso encargado de la supresión de representaciones mentales prepotentes (Diamond, 2013). Dicha información pudo haber eludido la función de la inhibición perceptual, siendo reconocida luego como irrelevante; o haber sido relevante en una situación anterior, pero haber dejado de serlo en la situación actual (Friedman & Miyake, 2004; Hasher et al., 2007). En consonancia con estos postulados, Diamond (2013) plantea que esta forma de inhibición permite resistir ante pensamientos no deseados, e involucra tanto el olvido intencional como la resistencia a la interferencia proactiva que se genera por la información que ha sido presentada con anterioridad y que interfiere con la tarea actual.

La literatura sugiere que la inhibición cognitiva tendría sus primeras manifestaciones en los años preescolares (Gandolfi, Viterbori, Traverso, & Usai, 2014). Los resultados de distintos estudios han mostrado que, durante la etapa de la escuela primaria, experimenta importantes mejoras (Aslan, Staudigl, Samenieh, & Bäuml, 2010; Harnishfeger & Pope, 1996; Introzzi et al., 2016; Za-

mora et al., 2020; Zellner & Bäuml, 2004). Otros resultados han sugerido que el proceso continúa su maduración hasta la adultez temprana y que en la adultez tardía su funcionamiento presenta un declive (Comesaña, Stelzer, & Introzzi, 2017; Harnishfeger & Pope, 1996; Vadaga et al., 2015).

Durante la infancia, la inhibición cognitiva además de presentar importantes cambios, también se vincula con habilidades relevantes para el desempeño cotidiano de los niños. Por ejemplo, con respecto a habilidades identificadas en el dominio de la aritmética, se observó una relación entre la inhibición cognitiva y el conocimiento procedimental (i. e., procedimientos conocidos y aplicados, como contar con los dedos) y fáctico (i.e., hechos aritméticos almacenados en la memoria a largo plazo, como el resultado de una suma simple, $2 + 2 = 4$) en tareas aritméticas (Cragg, Keeble, Richardson, Roome, & Gilmore, 2017). Incluso, se ha planteado que la inhibición cognitiva está implicada en la consolidación de hechos aritméticos como las tablas de multiplicar (De Visscher & Noël, 2014). Asimismo, este proceso se ha vinculado con la lectura comprensiva (Borella, Carretti, & Pelegrina, 2010; Demagistri et al., 2012; Pimperton & Nation, 2010), y el control de conductas impulsivas (Aydumne, Introzzi, Richard's, Zamora, & Krzemienski, 2019). Durante los años de la escuela primaria, la inhibición cognitiva podría verse afectada por trastornos y problemáticas específicas. Por ejemplo, se ha encontrado un rendimiento significativamente más bajo en tareas de inhibición cognitiva en niños con ansiedad relativa a las matemáticas (Mammarella et al., 2017) y deterioro específico del lenguaje (Marton, Campanelli, Eichorn, Scheuer, & Yoon, 2014; Marton, Kovi, & Engri, 2018).

En pocas palabras, este proceso se vincula con competencias importantes para el rendimiento de los niños durante los años de escuela primaria. A su vez, las competencias que se adquieren

en los primeros años de esta etapa resultan cruciales para la adquisición de otras más complejas (Dirección General de Cultura y Educación de la Provincia de Buenos Aires, 2018; Geary, 2011); mientras que el nivel inhibitorio en etapas tempranas de la vida se vincula con la salud, las conductas sociales y el logro académico y laboral en etapas posteriores (Diamond, 2012; Moffitt et al., 2011). Teniendo en cuenta lo anterior, conocer el funcionamiento de este proceso inhibitorio durante los primeros años de la escuela primaria resulta fundamental; para ello, es preciso contar con herramientas confiables y válidas, así como con datos normativos sobre el desempeño de la población en las mismas.

En nuestro medio existen instrumentos con tales características para la evaluación exhaustiva de la inhibición de la respuesta y la inhibición perceptual (p. ej., Cartoceti, Sampedro, Abusamra, & Ferreres, 2009; Thurstone & Yela, 2012). Sin embargo, lo mismo no se aplica a la inhibición cognitiva. A nivel internacional, a la hora de medir este proceso inhibitorio, se suele presentar una dificultad mayor en comparación con los otros procesos inhibitorios, lo que resulta en niveles inaceptables de confiabilidad y validez (Aydumne & Introzzi, 2018; Borella et al., 2010; Friedman & Miyake, 2004; Demagistri, 2017). La falta de instrumentos adecuados para niños en los primeros años escolares obstaculiza la evaluación del proceso y la generalización de los resultados de distintos estudios sobre el mismo.

Por ello, en este trabajo se presenta una tarea para medir la inhibición cognitiva en niños de 6 a 8 años escolarizados en educación primaria, denominada Tarea de Interferencia Proactiva –IP– para la Medición de la Inhibición Cognitiva. Además de detallar su desarrollo y funcionamiento, se describen análisis de confiabilidad y validez de la tarea, y se presentan percentiles (como datos normativos locales preliminares).

Metodología

Diseño

Se aplicó un diseño no experimental, transversal (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista-Lucio, 2015).

Participantes

Un total de 234 niños de ambos sexos, alumnos de 1°, 2° y 3° de educación primaria de la ciudad de Mar del Plata, Argentina, contaron con el consentimiento informado de sus padres/responsables legales y brindaron su asentimiento para participar en el estudio. Se trabajó con los siguientes criterios de inclusión: niños de entre 6 y 8 años de edad, con desarrollo típico (es decir, sin alteraciones ni déficit, como en el caso del diagnóstico de trastorno del neurodesarrollo) y con visión y audición normales o corregidas (condiciones necesarias para resolver las actividades propuestas). Teniendo en cuenta lo anterior, se excluyeron: 25 casos que no cumplían los criterios de inclusión, un caso con sobre edad (9 años) y un caso con menos de 6 años de edad. Finalmente, se excluyeron nueve casos con datos que no se ajustaban a los criterios internos de la tarea. De este modo, la muestra quedó conformada por 198 niños de ambos sexos (110 niñas, 87 niños) de entre 6 y 8 años ($M = 6.88$, $DE = .77$). Se calculó el nivel socio-económico de las familias de los participantes utilizando el índice de Hollingshead (2011), el cual combina el nivel educativo y el tipo ocupacional de las dos personas que constituyen el principal sostén económico del niño. Este índice ha sido utilizado en diversos estudios en el contexto socio-cultural argentino (Andrés, Castañeiras, & Richaud, 2014; Andrés, Espínola, & Cáceres, 2017; Andrés, Richaud de Minzi, Castañeiras, Canet-Juric, & Rodríguez-Carvajal, 2016; De-

magistri, 2017; Pascual, Galperín, & Bornstein, 1993). De este modo, el 6.8 % presentó un nivel bajo, el 28 % medio-bajo; el 28 % nivel medio; el 27.1 % nivel medio-alto; y el 10.1 % restante, nivel alto.

Instrumentos

Tarea de interferencia proactiva -IP- para la medición de inhibición cognitiva. Se trata de una tarea de interferencia proactiva basada en el paradigma Brown-Peterson (Brown, 1958; Peterson & Peterson, 1959). Este es utilizado ampliamente para la medición de la inhibición cognitiva tanto en población adulta como infantil (p. ej. Borella, Carretti, & Lanfranchi, 2013; Christ et al., 2011; Friedman & Miyake, 2004; Kail, 2002). La actividad que se presenta aquí constituye una adaptación local de aquellas diseñadas por Borella et al. (2013) y Christ et al. (2011).

La tarea está constituida por dos bloques de evaluación de cuatro ensayos cada uno. Cada ensayo se compone de una lista de cuatro palabras, una tarea distractora y una etapa de reporte

o recuerdo de palabras. Las listas de palabras se presentan simultáneamente de manera auditiva (etiqueta verbal) y visual (dibujo) durante 2 segundos. En cada ensayo, la tarea del participante es atender a la lista. Luego, debe realizar una breve tarea distractora (expresar verbalmente cuál de dos números es el mayor o el menor) durante 16 segundos para evitar el repaso. Finalmente, debe recordar y enunciar la mayor cantidad de palabras posible de la lista presentada (ver Figura 1). El administrador registra las palabras dichas; mientras que los estímulos van apareciendo en una presentación de PowerPoint.

Antes de la administración de ambos bloques de evaluación, tiene lugar la consigna y un bloque de práctica con dos ensayos de práctica. Este contiene estímulos de una categoría semántica distinta a las utilizadas durante la tarea, dado que no busca generar interferencia o contribuir de alguna manera al índice inhibición cognitiva. El objetivo de este bloque consiste en proveer al administrador una oportunidad para chequear que la consigna fue comprendida correctamente por el participante. La administración de toda la actividad conlleva 7 minutos aproximadamente.

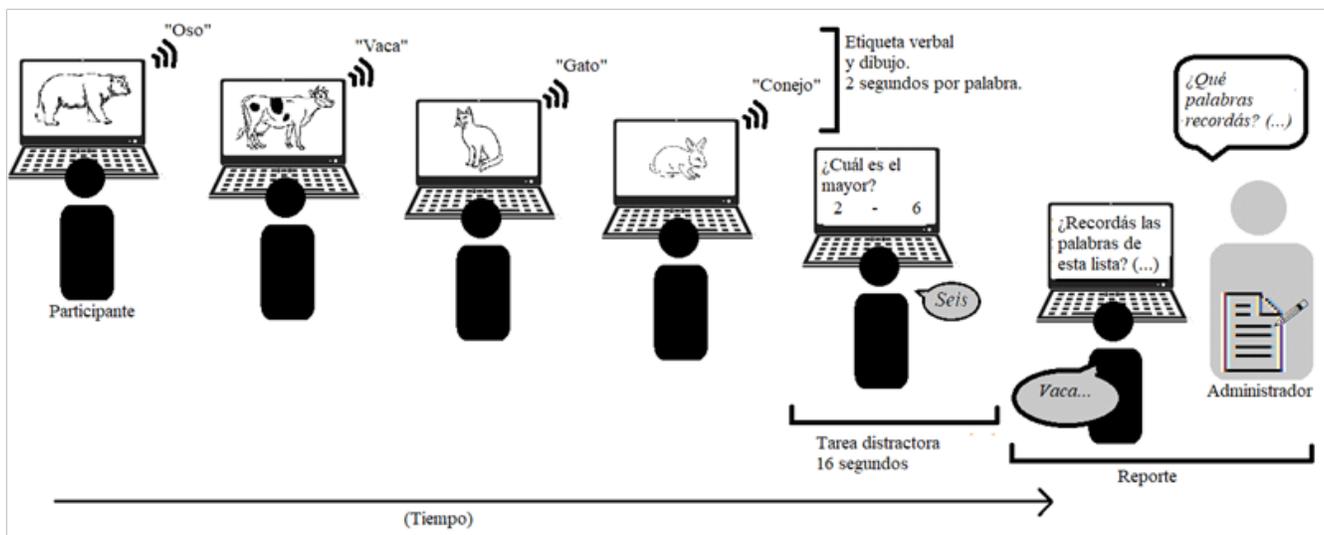


Figura 1. Esquema de administración y resolución de un ensayo de la Tarea de IP.

Los estímulos visuales empleados son dibujos estandarizados, diseñados para su utilización con población infantil. Para la construcción de las listas de palabras se consideró que las categorías utilizadas fueran familiares para los niños (por ejemplo, animales, transportes, etc.), la longitud de las palabras y su familiaridad (Cycowicz, Friedman, Rothstein, & Snodgrass, 1997; Goikoetxea, 2000).

En los bloques de evaluación, las tres primeras listas (i.e., las listas de los tres primeros ensayos) contienen palabras de la misma categoría semántica, mientras que la última lista (del cuarto ensayo) comprende palabras de una categoría distinta. Esta tarea permite obtener de cada participante: (a) El número de palabras correctamente recordadas; (b) los errores de intrusión (cantidad total) —es decir, palabras que fueron presentadas en ensayos previos y se enuncian como si formarían parte del ensayo actual—; y (c) un índice de susceptibilidad a la interferencia (ISI) —que se obtiene sustrayendo el desempeño respecto a las palabras correctamente recordadas de los ensayos 2 y 3 al de los ensayos 1 y 4 en cada bloque, y luego obteniendo un promedio de ambos valores. Según la literatura, se espera una peor ejecución en los ensayos 2 y 3, debido al efecto de interferencia generado por las palabras presentadas anteriormente, que pertenecen a la misma categoría semántica. Así, cuanto mayor sea la interferencia generada, menos eficiente tiende a ser el proceso de resistencia ante la misma. Para desempeñarse adecuadamente en esta tarea, la información irrelevante de las listas de ensayos previos debe ser borrada, evitando la interferencia proactiva, lo que requiere la participación activa de la inhibición cognitiva.

En estudios previos efectuados con la Tarea IP en niños de entre 6 y 8 años de edad, se observó el cumplimiento de los criterios internos según el paradigma sobre el cual se construyó la tarea.

Es decir, se encontró un mejor desempeño en las listas (o ensayos) 1 y 4 con respecto a las listas 2 y 3 de cada bloque, siendo estas diferencias en general estadísticamente significativas ($p < .05$; Aydmune et al., 2016; Aydmune, Introzzi, Zamora, & Lipina, 2018).

Otros estudios arrojan datos sobre la validez convergente de la tarea, en ellos se han encontrado relaciones entre el desempeño en la misma y el rendimiento en otras tareas que miden constructos teóricamente relacionados, en niños de 6 a 8 años de edad. Por ejemplo, se observaron relaciones significativas entre el desempeño en la Tarea IP (cantidad total de intrusiones) y la impulsividad ($r = .13$, $p = .03$; Aydmune et al., 2019). Tal como lo sugiere la literatura, la presencia de información irrelevante puede asociarse con la ejecución de conductas impulsivas (por ejemplo, con la comisión de errores perseverantes). Así, la inhibición cognitiva tendría una contribución específica en el control de los impulsos, actuando sobre dicha información (Gay, Rochat, Billieux, d'Acremont, & Van der Linden, 2008; Stahl et al., 2014). Asimismo, se encontraron correlaciones entre los puntajes en la tarea y los obtenidos a partir de una actividad de inhibición de la respuesta, en niños de la misma franja etaria (ISI, $r = -.12$, $p = .05$; cantidad total de intrusiones $r = .17$, $p = .01$; Aydmune et al., 2019). Según la literatura, los procesos inhibitorios conforman una familia de procesos relacionados, pero con características que los distinguen entre sí (p. ej., Friedman & Miyake, 2004).

Por otro lado, el estudio de Aydmune et al. (2019) aporta datos sobre la validez divergente de la tarea, ya que no se han observado relaciones entre el desempeño en la misma y el rendimiento en una tarea que no demandaría de manera importante el funcionamiento ejecutivo, en tanto consiste únicamente en presionar una tecla ubicada en el mismo lateral en el que aparece el estímulo

Tabla 1

Estadísticos descriptivos —media y desvío estándar— para las palabras correctamente recordadas en los ensayos de evaluación de la tarea de IP.

	Bloque 1		Bloque 2	
	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar
Ensayo 1	3.26	0.86	3.71	0.62
Ensayo 2	2.59	1.01	2.81	1.09
Ensayo 3	2.07	1.07	2.21	1.16
Ensayo 4	3.33	0.88	3.46	0.73

($p > .05$). Es decir, en cada ensayo se presenta un estímulo en el lateral izquierdo o derecho de la pantalla de la computadora. Si aparece en el lateral izquierdo se debe presionar la tecla “Z” (del teclado de la computadora) y si aparece en el lateral derecho, la “M” (Introzzi & Canet-Juric, 2012).

Tarea empleada para el análisis de validez convergente: Test de Percepción de Diferencias-revisado, CARAS-R (Thurstone & Yela, 2012). El test explora la focalización atencional y la aptitud perceptiva para discriminar semejanzas y diferencias en patrones de estímulos parcialmente ordenados. Consiste en una serie de 60 recuadros (ítems gráficos) que contienen tres caras cada uno (dibujos esquemáticos con trazos elementales). De las tres caras, dos son idénticas y la restante difiere de las otras. La tarea del participante consiste en localizar en cada recuadro la cara distinta lo más rápidamente posible, y marcarla con una cruz. Cuenta con 3 minutos (tiempo de duración de la tarea) para identificar y marcar la mayor cantidad posible de caras distintas.

Entre las variables dependientes que arroja la tarea se encuentran: aciertos (cantidad de caras identificadas correctamente) y errores (cantidad de caras marcadas erróneamente). A partir de los

mismos se obtienen los aciertos netos (cantidad de aciertos menos cantidad de errores), y un índice de control de impulsividad del sujeto, teniendo en cuenta los errores de comisión. La prueba cuenta con datos normativos argentinos (Ison & Carrada, 2012) y con niveles adecuados de: confiabilidad (consistencia interna obtenida en muestra global, $\alpha = .91$); validez convergente, correlacionando con una prueba de inteligencia ($r = .45, p < .05$); y validez divergente, pues no correlaciona con variables de personalidad y adaptación (Thurstone & Yela, 2012).

Procedimiento y consideraciones éticas

Las evaluaciones se efectuaron en las instituciones educativas a las que asistían los niños, durante el horario escolar, en aulas destinadas específicamente para tal fin. Las tareas de evaluación fueron aplicadas por los autores del trabajo —profesionales de la salud mental acreditados— y otros miembros del proyecto, todos entrenados para tal fin. La Tarea de IP fue administrada de manera individual; el test de CARAS-R se aplicó en grupos pequeños de 4 niños, ubicados a cierta distancia de manera que el trabajo de uno no interfiriera sobre el de los demás. Todos los niños resolvieron la Tarea de IP; mientras que 164 (de la muestra total) llevaron a cabo el test de CARAS-R. Se contó con el consentimiento informado de los padres/responsables legales de los participantes, así como su asentimiento para llevar a cabo las actividades. Las instituciones educativas aprobaron las evaluaciones y el comité de ética de la Universidad Nacional de Mar del Plata aprobó los proyectos de investigación en el marco de los cuales se llevaron a cabo. El estudio respetó en todo momento los principios éticos para la investigación con seres humanos.

Tabla 2

Diferencias de rendimiento respecto a las palabras correctamente recordadas en los ensayos de evaluación de la Tarea de IP. Comparaciones por pares.

Bloque	(I)factor	(J)factor	Diferencia de medias (I-J)	Error típico	Sig. ^a	Intervalo de confianza al 95 %
1	1	2	0.67*	.09	< 0.001	[.44, .91]
		3	1.19*	.08	< 0.001	[.97, 1.41]
		4	-0.08	.08	1.000	[-.28, .13]
	2	3	0.52*	.10	< 0.001	[.26, .78]
		4	-0.75*	.09	< 0.001	[-.98, -.51]
	3	4	-1.27*	.08	< 0.001	[-1.49, -1.04]
2	1	2	0.90*	.08	< 0.001	[.68, 1.11]
		3	1.50*	.08	< 0.001	[1.28, 1.72]
		4	0.25*	.05	< 0.001	[.11, .39]
	2	3	0.60*	.09	< 0.001	[.35, .84]
		4	-0.65*	.08	< 0.001	[-.87, -.44]
	3	4	-1.25*	.08	< 0.001	[-1.46, -1.03]

Nota. Diferencias de medias basadas en las medias marginales estimadas. * La diferencia de medias es significativa al nivel .05. a. Ajuste para comparaciones múltiples: Bonferroni.

Análisis de datos

En primer lugar, se abordaron los datos a través de técnicas de la estadística descriptiva, calculando estadísticos (como media aritmética y desvío estándar) para cada variable. Considerando que a partir de la resolución de la Tarea de IP se obtienen palabras correctamente recordadas en cada ensayo, a la vez que se contabilizan y suman los errores de intrusión, para el análisis de la consistencia interna se planificó el cálculo, con los ítems de la tarea, del coeficiente alfa de Cronbach para elementos tipificados. Además, se tuvo en cuenta que se trata de una actividad compleja (característica de todas las tareas ejecutivas), en la cual los ensayos están diseñados para generar distintas condiciones (con y sin interferencia), lo que puede afectar a la homogeneidad de aquellos.

Por estos motivos, distintos autores optan por reportar el cumplimiento de los criterios internos de las tareas según el paradigma de base sobre el que fueron construidas (incluso en lugar de medidas de confiabilidad, p. ej., Comesaña et al., 2017; Introzzi, Canet-Juric, Montes, López, & Mascarello, 2015). Por esto, también se planificó el análisis del cumplimiento de los criterios internos según el paradigma de base, optando por ANOVAs de medidas repetidas, ya que en este caso es preciso evaluar diferencias de rendimiento a través de los ensayos de cada bloque. En estos análisis, respecto al supuesto de circularidad o esfericidad, que se analiza a través de la prueba de Mauchly, se optó —en caso de incumplimiento— por el corrector épsilon Greenhouse-Geisser, todo ello siguiendo la literatura sobre el tema (Gardner, 2003; Tabachnick & Fidell, 2013).

Tabla 3

Diferencias de rendimiento vinculadas a la edad: comparaciones por pares.

Variable dependiente	(I) Edad	(J) Edad	(I-J) Diferencia de medias	Error típico	Sig.	Intervalo de confianza al 95 %
ISI	6	7	.099	.193	.864	[-.357, .555]
		8	.618*	.221	.015	[.097, 1.139]
	7	8	.518*	.216	.046	[.008, 1.029]

Nota. ISI = índice de susceptibilidad a la interferencia. *La diferencia de medias es significativa al nivel .05. HSD de Tukey.

A continuación se realizó un análisis con el objeto de aportar mayor evidencia sobre la validez convergente de la Tarea de IP. Para ello, se llevaron a cabo correlaciones parciales, controlando la variable edad entre las variables de la Tarea de IP y las obtenidas a través del test CARAS-R.

Finalmente, se planificó el cálculo de los percentiles. Para ello, en primer lugar, se decidió analizar la existencia de diferencias de rendimiento vinculadas a las variables edad y género, mediante ANOVAs de un factor. Luego, se procedió con el cálculo de los percentiles.

Resultados

Se obtuvo un valor de alfa de Cronbach (para elementos tipificados) de .67, el cual se considera aceptable, ya que es cercano a .7, pero sobre todo porque se consideraron dos cuestiones. Por un lado, la cantidad de ítems que componen la tarea, la cual es relativamente pequeña (nueve). Según la literatura, el valor de alfa se ve afectado por el número de ítems, y al aumentar la longitud del instrumento, la varianza verdadera aumenta en mayor proporción que la varianza de error. En este sentido, distintos autores sugieren que un valor de consistencia interna de .6 se considera aceptable para escalas con menos de 10 ítems (Argibay, 2006; Ipiña, Molina, & Reyna, 2011; Loewenthal & Lewis, 2018).

Por otro lado, como se mencionó antes, se trata de una actividad compleja en la cual los en-

sayos están diseñados para generar distintas condiciones, con y sin interferencia. Por ello, también se analizó el cumplimiento de los criterios internos según el paradigma de base. En este caso, se esperaba un mejor rendimiento —vinculado a los errores y las palabras correctamente recordadas— en los ensayos 1 y 4 respecto a los ensayos 2 y 3 de cada bloque. En cuanto a los errores de intrusión, no se registraron en el ensayo 1 (provenientes de los ensayos de práctica), ni en el 4. Para analizar el desempeño respecto a la cantidad de palabras correctamente recordadas, se aplicó un ANOVA de medidas repetidas. Se observó efecto de lista (ensayo) en los dos bloques de evaluación —bloque 1, $F_{(3,563.46)} = 96.38, p < .001, np^2 = .33$; bloque 2, $F_{(3,505.1)} = 143.78, p < .001, np^2 = .42$ —. Los estadísticos descriptivos muestran un descenso del rendimiento medio en los ensayos 2 y 3 de cada bloque (ver Tabla 1). La Tabla 2 muestra las diferencias significativas de rendimiento entre los ensayos. En su conjunto, estos datos muestran que la tarea cumple con los criterios internos esperados.

A continuación se aplicaron correlaciones parciales (controlando la edad) entre las variables cantidad de intrusiones e ISI de la Tarea de IP, y las variables aciertos netos e índice de control de impulsividad obtenidas a partir del test CARAS-R. Cantidad de intrusiones en la Tarea de IP correlacionó de manera significativa con los aciertos netos ($r = -.17, p = .02$) y el índice de control de impulsividad del test CARAS-R ($r = -.18, p = .049$); mientras que se observó una

Tabla 4

Puntajes brutos y percentiles, media y desvío estándar para el grupo de 6 años de edad.

6 años			
ISI		Intrusiones	
Puntaje Bruto	Percentil	Puntaje Bruto	Percentil
0.00	99-96	0.00	99-64
0.30	95		
0.50	94-91	1.00	63-24
0.60	90		
0.96	89	2.00	23-10
1.00	88-84		
1.12	83	3.00	7-6
1.48	82		
1.50	81-67	4.00	5
1.74	66		
2.00	65-48	6.00	4-3
2.08	47		
2.44	46	7.00	2-1
2.50	45-32	N = 71	
2.84	31	Mín = 0.00, Máx = 7.00	
3.00	30-16	M = 1.15, DE = 1.47	
3.10	15		
3.46	14		
3.50	13-10		
3.76	9		
4.00	8-6		
4.40	5		
5.00	4-3		
5.56	2		
6.00	1		

N = 71.
Mín = 0.00, Máx = 6.00
M = 2.23, DE = 1.16

Nota. ISI = Índice de susceptibilidad a la interferencia. N = número de casos. Mín = valor mínimo. Máx = valor máximo. M = media aritmética. DE = desvío estándar

correlación marginal entre el ISI de la Tarea de IP y el índice de control de impulsividad de CARAS-R ($r = -.18, p = .053$).

Finalmente, se obtuvieron los percentiles. Para ello, en primer lugar se analizaron las diferencias de rendimiento según edad y género. Se

encontraron diferencias significativas vinculadas a la edad a partir del ISI, $F_{(2,197)} = 4.30, p = .02$, (comparaciones por pares en Tabla 3); mientras que no se observaron diferencias según el género ($p > .05$). Por estos motivos, los percentiles se calcularon teniendo en cuenta sólo la edad.

Las Tablas 4, 5 y 6 muestran estos datos, junto a estadísticos descriptivos.

Discusión

Este trabajo tuvo el objetivo de describir una tarea de interferencia proactiva para la medición de la inhibición cognitiva en niños de 6 a 8 años de edad. Asimismo, se propuso realizar aportes a la confiabilidad y validez convergente de la tarea que se suman a los ya realizados. Finalmente, se planteó la elaboración de percentiles, como puntuaciones preliminares.

La Tarea de IP, tal como se ha descrito en este trabajo, ha sido administrada adecuadamente en niños de 6 a 8 años que se encontraban cursando los primeros años de la escuela primaria. Esto es importante ya que se trabajó en el contexto escolar y no en el laboratorio o consultorio donde podría esperarse mayor comodidad para la aplicación de la actividad. En este sentido, si bien se controlaron variables del ambiente durante la administración (estímulos distractores, iluminación, calefacción, etc.), es posible que los pocos casos que fueron excluidos por no cumplir con los criterios internos de la tarea hayan presentado algún tipo de distracción producto de condiciones ambientales que han escapado al control de los investigadores.

Más allá de esto, los datos obtenidos en este estudio aportan información sobre la confiabilidad de la tarea. Específicamente, los resultados obtenidos indican un nivel de consistencia interna adecuado. Ello teniendo en cuenta la cantidad de

Tabla 5
Puntajes brutos y percentiles, media y desvío estándar para el grupo de 7 años de edad.

7 años			
ISI		Intrusiones	
Puntaje Bruto	Percentil	Puntaje Bruto	Percentil
0.00	99-95	0.00	99-42
0.40	94		
0.50	93-89	1.00	41-28
0.80	88		
1.00	78-77	2.00	27-17
1.10	76		
1.50	75-59	3.00	16-4
1.80	58		
2.00	57-42	4.00	3-1
2.10	41	N = 77	
2.50	40-28	Mín = 0.00, Máx = 4.00	
2.70	27	M = 0.90, DE = 1.25	
3.00	26-22		
3.10	21		
3.50	20-12		
3.60	11		
4.00	10-8		
4.20	7		
4.50	6-3		
5.30	2		
6.50	1		
N = 77.			
Mín = 0.00, Máx = 6.50			
M = 2.13, DE = 1.25			

Nota. ISI = Índice de susceptibilidad a la interferencia. N = número de casos. Mín = valor mínimo. Máx = valor máximo. M = media aritmética. DE = desvío estándar

ítems que componen la tarea, que al ser menor que 10 no afecta el valor de alfa y aumenta la varianza verdadera en relación a la varianza de error (Argibay, 2006; Ipiña et al., 2011; Loewenthal & Lewis, 2018). Más aún, el nivel de confiabilidad de la Tarea de IP aquí informado no se observa frecuentemente en la literatura sobre la evaluación de la inhibición cognitiva, tanto en la población infantil como en la adulta. En este contexto, so-

bre la tarea empleada en cada estudio se informan resultados similares al presente en algunos casos (p. ej., Borella et al., 2010; Demagistri, 2017), en otros se muestran niveles bajos de confiabilidad (p. ej., Friedman & Miyake, 2004); y en otros no se presentan datos al respecto (p. ej., Bialystok & Feng, 2009; Kail, 2002; Mammarella et al., 2017). Diversos autores optan por mencionar el cumplimiento de criterios internos según el paradigma sobre el que fue construida la tarea, en lugar de otras medidas (p. ej., Aslan et al., 2010; Comesaña et al., 2017; Introzzi et al., 2015; Kail, 2002; Zamora et al., 2020). Se entiende que ello es importante, aunque también lo es el complemento con otras medidas, aportando datos sobre la confiabilidad y validez de las tareas, pues un instrumento puede ser confiable y no válido (Hernández-Sampieri et al., 2015).

Por ello, en este trabajo también se estudiaron los criterios internos de la Tarea de IP. Los resultados, junto con los de análisis previos (Aydmine et al., 2016; Aydmine et al. 2018) muestran que la tarea cumple con tales criterios. Asimismo, se aportaron nuevos datos sobre su validez convergente, en tanto se observaron relaciones entre las puntuaciones de la Tarea de IP y las obtenidas a partir del test CARAS-R. Específicamente se encontraron relaciones con el índice de control de impulsividad, lo que coincide con estudios previos realizados con la Tarea de IP y con otras actividades que sugieren una relación entre la inhibición cognitiva y el control de conductas impulsivas (Aydmine et al., 2019; Gay et al., 2008; Stahl et al., 2014). Además, se observó una asociación con el índice de aciertos netos del test. Este último permite obtener información sobre la capacidad del participante de localizar estímulos relevantes entre un conjunto más amplio de estímulos que actuarían como distractores, por ello, esta técnica permite evaluar la atención selectiva visual que involucra la inhibición perceptual de

Tabla 6
Puntajes brutos y percentiles, media y desvío estándar para el grupo de 8 años de edad.

8 años			
ISI		Intrusiones	
Puntaje Bruto	Percentil	Puntaje Bruto	Percentil
0.00	99-90	0.00	99-60
0.20	89		
0.44	88	1.00	59-23
0.50	87-80		
0.65	79	2.00	22-9
0.89	78		
1.00	77-66	3.00	8-4
1.08	65		
1.32	64	4.00	3
1.50	63-43		
1.71	42	5.00	2-1
1.95	41	N = 48	
2.00	40-25	Mín = 0.00, Máx = 5.00	
2.12	24	M = 0.96, DE = 1.07	
2.36	23		
2.50	22-11		
2.60	10		
3.09	9		
3.50	8-5		
3.58	4		
4.56	3		
5.50	2-1		
N = 48.			
Mín = 0.00, Máx = 5.50			
M = 1.61, DE = 1.08			

Nota. ISI = Índice de susceptibilidad a la interferencia. N = número de casos. Mín = valor mínimo. Máx = valor máximo. M = media aritmética. DE = desvío estándar

estímulos distractores (Stelzer, 2014). Ahora bien, la correlación baja observada se explicaría por el hecho de que la inhibición cognitiva y perceptual involucran procesos inhibitorios con características específicas que los distinguen entre sí (Friedman & Miyake, 2004; Gandolfi et al., 2014). Un razonamiento semejante podría aplicarse a las relaciones entre las puntuaciones de la Tarea de IP y el índice de control de impulsividad. Es decir

que se trata de constructos que están teóricamente relacionados, pero son distintos entre sí.

Por otro lado, se encontró una diferencia significativa de rendimiento con respecto al ISI entre los niños más grandes y los de 6 y 7 años. Los datos sugieren que los niños de 8 años tendrían una mayor capacidad para controlar la interferencia proactiva a través de la inhibición cognitiva (Diamond, 2013). Estos datos coinciden con la literatura sobre el desarrollo de los procesos inhibitorios, donde se ha indicado que la inhibición cognitiva experimenta cambios en su funcionamiento (mejoras) durante los años de la escuela primaria (Aslan et al., 2010; Harnishfeger & Pope, 1996; Introzzi et al., 2016; Zamora et al., 2020; Zellner & Bäuml, 2004). En un mismo sentido, este estudio aporta datos específicos al respecto, indicando que la diferencia no sería significativa entre los niños 6 y 7 años, pero sí entre cada uno de estos grupos y el grupo de niños de 8 años de edad. Además, no se observaron diferencias de rendimiento según el género. En base a estos datos, los percentiles se calcularon teniendo en cuenta los grupos de edad. Tales puntuaciones son preliminares, sin embargo, pueden resultar de utilidad para quienes profundicen el conocimiento sobre este proceso inhibitorio durante la infancia. Esto es posible pues se cuenta con una tarea de la que se han aportado datos sobre su confiabilidad y validez, y que permite comparar el desempeño de un caso en particular con el de un grupo mayor con características semejantes.

El presente trabajo cuenta con importantes limitaciones. Por un lado, se trabajó con una muestra no probabilística, lo cual obstaculizaría la generalización de los resultados (Goodwin, 2010). Futuras investigaciones deberían replicar estos análisis con el objeto de ampliar la muestra y también trabajar con grupos provenientes de distintos contextos socio-culturales. Asimismo, resulta interesante el trabajo con poblaciones clí-

nicas, con la idea de comprender con mayor profundidad si, tal como sugieren diversos estudios, la inhibición cognitiva se encuentra afectada en los casos de personas con problemáticas y trastornos (p. ej., Aydmune et al., 2019; Mammarella et al., 2017), y si el desempeño en la Tarea de IP permite distinguir entre grupos con y sin determinado diagnóstico.

Por otro lado, pero en relación con lo anterior, todo estudio de investigación implica un recorte respecto a su problemática de investigación y, por lo tanto, respecto a sus objetivos. En este sentido, aquí se procuró analizar tipos específicos de confiabilidad y validez. Futuros estudios deberían ampliar la evidencia sobre ello, analizando, por ejemplo, la validez discriminante o predictiva (Goodwin, 2010; Hernández-Sampieri et al., 2015).

Más allá de esto, el estudio tiene importantes aportes. Aquí se describe y deja a disposición una tarea para medir la inhibición cognitiva en niños escolares de 6 a 8 años de edad, que cuenta con datos sobre su confiabilidad y validez, así como percentiles (puntuaciones preliminares). Esto permitirá a profesionales que trabajan con población infantil profundizar el conocimiento sobre la inhibición cognitiva en la infancia. Se trata de un proceso inhibitorio fundamental para el desempeño cotidiano de los niños, que ha sido menos estudiado respecto a los otros procesos (Hasher et al., 2007), por la dificultad hallada en su medición, entre otros motivos (Borella et al., 2010; Demagistri, 2017; Friedman & Miyake, 2004). Esto permitiría reducir los sesgos en los resultados y las dificultades en su generalización, los cuales son producto del empleo de diversas tareas en cada estudio, que a su vez, no son confiables y válidas.

Referencias

- Adams, N. C., & Jarrold, C. (2012). Inhibition in autism: Children with autism have difficulty inhibiting irrelevant distractors but not prepotent responses. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 42(6), 1052-1063. doi: [10.1007/s10803-011-1345-3](https://doi.org/10.1007/s10803-011-1345-3)
- Andrés, M. L., Castañeiras, C. E., & Richaud, M. C. (2014). Relaciones entre la personalidad y el bienestar emocional en niños. El rol de la regulación emocional. *Cuadernos de Neuropsicología*, 8(2), 217-241. doi: [10.7714/cnps/8.2.205](https://doi.org/10.7714/cnps/8.2.205)
- Andrés, M. L., Espínola, S. R., & Cáceres, M. F. R. (2017). Estrategias cognitivas de regulación emocional y síntomas de depresión en estudiantes universitarios: Diferencias por género y tipo de carrera. Resultados preliminares. *Revista Akademeia*, 16(1), 113-130. Recuperado de <http://revistas.ugm.cl/index.php/rakad/index>
- Andrés, M. L., Richaud de Minzi, M. C., Castañeiras, C., Canet-Juric, L., & Rodríguez-Carvajal, R. (2016). Neuroticism and depression in children: The role of cognitive emotion regulation strategies. *The Journal of Genetic Psychology*, 177(2), 55-71. doi: [10.1080/00221325.2016.1148659](https://doi.org/10.1080/00221325.2016.1148659)
- Argibay, J. C. (2006). Técnicas Psicométricas. Cuestiones de validez y confiabilidad. *Subjetividad y Procesos Cognitivos*, 8, 15-33. Recuperado de <http://dspace.uces.edu.ar:8180/xmlui/handle/123456789/41>
- Aslan, A., Staudigl, T., Samenieh, A., & Bäuml, K. H. T. (2010). Directed forgetting in young children: Evidence for a production deficiency. *Psychonomic Bulletin & Review*, 17(6), 784-789. doi: [10.3758/PBR.17.6.784](https://doi.org/10.3758/PBR.17.6.784)
- Aydmune, Y., & Introzzi, I. (2018). Inhibición: Una función ejecutiva difícil de medir. Algunas problemáticas en relación con las pruebas de inhibición informatizadas. *Psicodebate*, 18(2), 7-25. doi: [10.18682/pd.v18i2.741](https://doi.org/10.18682/pd.v18i2.741)
- Aydmune, Y., Introzzi, I., Richard's, M. M., Zamora, E., & Krzemien, D. (2019). Procesos inhibitorios y con-

- ductas externalizantes en niños de 6 a 8 años de edad. *Revista Argentina de Neuropsicología*, 36, 1-16. Recuperado de <https://www.revneuropsi.com.ar>
- Aydumne, Y. S., Introzzi, I. M., Zamora, E. V., & Lipina, S. J. (2018). Diseño, implementación y análisis de transferencia de una tarea de entrenamiento de inhibición cognitiva para niños escolares. Un estudio piloto. *Psicología Educativa*, 24(2), 63-74. doi: [10.5093/psed2018a11](https://doi.org/10.5093/psed2018a11)
- Aydumne, Y., Introzzi, I., Zamora, E. V., & Stelzer, F. (2020). Inhibitory processes and fluid intelligence: A performance at early years of schooling. *International Journal of Psychological Research*, 13(1), 29-39. doi: [10.21500/20112084.4231](https://doi.org/10.21500/20112084.4231)
- Aydumne, Y., Vázquez-Buono, F., Vázquez-Soave, M., Castrillo, M. C., Saforcada, S., & Introzzi, I. M. (2016). Tarea de Interferencia Proactiva: Adaptación y análisis de su funcionamiento en niños. Un estudio piloto (Póster). *VII Congreso Marplatense de Psicología "De un paradigma tutelar a un paradigma de derechos"*. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Mar del Plata. Recuperado de https://www.conicet.gov.ar/new_scp/detalle.php?keywords=&id=43577&congresos=yes&detalles=yes&congr_id=7367323
- Bialystok, E., & Feng, X. (2009). Language proficiency and executive control in proactive interference: Evidence from monolingual and bilingual children and adults. *Brain and Language*, 109(2-3), 93-100. doi: [10.1016/j.bandl.2008.09.001](https://doi.org/10.1016/j.bandl.2008.09.001)
- Blair, C. (2016). Developmental science and executive function. *Current Directions in Psychological Science*, 25(1), 3-7. doi: [10.1177/0963721415622634](https://doi.org/10.1177/0963721415622634)
- Borella, E., Carretti, B., & Lanfranchi, S. (2013). Inhibitory mechanisms in Down syndrome: Is there a specific or general deficit? *Research in Developmental Disabilities*, 34(1), 65-71. doi: [10.1016/j.ridd.2012.07.017](https://doi.org/10.1016/j.ridd.2012.07.017)
- Borella, E., Carretti, B., & Pelegrina, S. (2010). The specific role of inhibition in reading comprehension in good and poor comprehenders. *Journal of Learning Disabilities*, 43(6), 541-552. doi: [10.1177/0022219410371676](https://doi.org/10.1177/0022219410371676)
- Brown, J. (1958). Some tests of the decay theory of immediate memory. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 10(1), 12-21. doi: [10.1080/17470215808416249](https://doi.org/10.1080/17470215808416249)
- Cartoceti, R., Sampedro, B., Abusamra, V., & Ferreres, A. (2009). Evaluación de la iniciación y supresión de respuesta verbal en niños. *Revista Fonoaudiológica*, 52(2), 9-24.
- Comesaña, A., Stelzer, F., & Introzzi, I. (2017). Inhibición de borrado en adultos mayores: Aportes para la validación de una tarea. *Revista Evaluar*, 17(2). doi: [10.35670/1667-4545.v17.n2.18727](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n2.18727)
- Conway, A. R. A., Jarrold, C., Kane, M. J., Miyake, A., & Towse, J. N. (2008). Variation in working memory. An introduction. En A. R. A. Conway, C. Jarrold, M. J. Kane, A. Miyake & J. N. Towse (Eds.), *Variation in Working Memory* (pp. 3-18). doi: [10.1093/acprof:oso/9780195168648.003.0001](https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195168648.003.0001)
- Cragg, L. (2016). The development of stimulus and response interference control in midchildhood. *Developmental Psychology*, 52(2), 242-252. doi: [10.1037/dev0000074](https://doi.org/10.1037/dev0000074)
- Cragg, L., Keeble, S., Richardson, S., Roome, H. E., & Gilmore, C. (2017). Direct and indirect influences of executive functions on mathematics achievement. *Cognition*, 162, 12-26. doi: [10.1016/j.cognition.2017.01.014](https://doi.org/10.1016/j.cognition.2017.01.014)
- Christ, S. E., Kester, L. E., Bodner, K. E., & Miles, J. H. (2011). Evidence for selective inhibitory impairment in individuals with autism spectrum disorder. *Neuropsychology*, 25(6), 690-701. doi: [10.1037/a0024256](https://doi.org/10.1037/a0024256)
- Cycowicz, Y. M., Friedman, D., Rothstein, M., & Snodgrass, J. G. (1997). Picture naming by young children: Norms for name agreement, familiarity, and visual complexity. *Journal of Experimental Child Psychology*, 65(2), 171-237. doi: [10.1006/jecp.1996.2356](https://doi.org/10.1006/jecp.1996.2356)
- De Visscher, A., & Noël, M. P. (2014). Arithmetic facts storage deficit: The hypersensitivity to interference in memory hypothesis. *Developmental Science*, 17(3),

- 434-442. doi: [10.1111/desc.12135](https://doi.org/10.1111/desc.12135)
- Demagistri, M. S. (2017). *Comprensión lectora, memoria de trabajo, procesos inhibitorios y flexibilidad cognitiva en adolescentes de 12 a 17 años de edad* (Tesis Doctoral). Universidad Nacional de Mar del Plata. Recuperado de http://www.mdp.edu.ar/psicologia/psico/posgrado/doctorado/tesis_defendidas.php
- Demagistri, M. S., Canet, L., Naveira, L., & Richard's, M. (2012). Memoria de trabajo, mecanismos inhibitorios y rendimiento lecto-comprensivo en grupos de comprendedores de secundaria básica. *Revista Chilena de Neuropsicología*, 7(2), 72-78. doi: [10.5839/rcnp.2012.0702.06](https://doi.org/10.5839/rcnp.2012.0702.06)
- Dempster, F. N. (1992). The rise and fall of the inhibitory mechanism: Toward a unified theory of cognitive development and aging. *Developmental Review*, 12(1), 45-75. doi: [10.1016/0273-2297\(92\)90003-K](https://doi.org/10.1016/0273-2297(92)90003-K)
- Diamond, A. (2012). Activities and programs that improve children's executive functions. *Current Directions in Psychological Science*, 21(5), 335-341. doi: [10.1177/0963721412453722](https://doi.org/10.1177/0963721412453722)
- Diamond, A. (2013). Executive functions. *Annual Review of Psychology*, 64(1), 135-168. doi: [10.1146/annurev-psych-113011-143750](https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143750)
- Dirección General de Cultura y Educación de la Provincia de Buenos Aires (2018). *Diseño curricular para la educación primaria: Primer ciclo y segundo ciclo*. La Plata: Dirección General de Cultura y Educación de la Provincia de Buenos Aires. Recuperado de <http://servicios.abc.gov.ar/lainstitucion/organismos/consejogeneral/disenioscurriculares>
- Friedman, N. P., & Miyake, A. (2004). The relations among inhibition and interference control functions: A latent-variable analysis. *Journal of Experimental Psychology: General*, 133(1), 101-135. doi: [10.1037/0096-3445.133.1.101](https://doi.org/10.1037/0096-3445.133.1.101)
- Friedman, N. P., & Miyake, A. (2017). Unity and diversity of executive functions: Individual differences as a window on cognitive structure. *Cortex*, 86, 186-204. doi: [10.1016/j.cortex.2016.04.023](https://doi.org/10.1016/j.cortex.2016.04.023)
- Gandolfi, E., Viterbori, P., Traverso, L., & Usai, M. C. (2014). Inhibitory processes in toddlers: A latent-variable approach. *Frontiers in Psychology*, 5. doi: [10.3389/fpsyg.2014.00381](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00381)
- Gardner, R. C. (2003). *Estadística para Psicología usando SPSS para Windows*. México: Pearson Educación.
- Gay, P., Rochat, L., Billieux, J., d'Acremont, M., & Van der Linden, M. (2008). Heterogeneous inhibition processes involved in different facets of self-reported impulsivity: Evidence from a community sample. *Acta Psychologica*, 129(3), 332-339. doi: [10.1016/j.actpsy.2008.08.010](https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2008.08.010)
- Geary, D. C. (2011). Cognitive predictors of achievement growth in mathematics: A 5-year longitudinal study. *Developmental Psychology*, 47(6), 1539-1552. doi: [10.1037/a0025510](https://doi.org/10.1037/a0025510)
- Geurts, H. M., Corbett, B., & Solomon, M. (2009). The paradox of cognitive flexibility in autism. *Trends in Cognitive Sciences*, 13(2), 74-82. doi: [10.1016/j.tics.2008.11.006](https://doi.org/10.1016/j.tics.2008.11.006)
- Goikoetxea, E. (2000). Frecuencia de producción de las respuestas a 52 categorías verbales en niños de primaria. *Psicológica*, 21(1), 61-89. Recuperado de <http://uag.redalyc.org/articulo.oa?id=16921104>
- Goodwin, C. J. (2010). *Research in psychology: Methods and design* (6ª ed.). Toronto: John Wiley & Sons.
- Harnishfeger, K. K., & Pope, R. S. (1996). Intending to forget: The development of cognitive inhibition in directed forgetting. *Journal of Experimental Child Psychology*, 62(2), 292-315. doi: [10.1006/jecp.1996.0032](https://doi.org/10.1006/jecp.1996.0032)
- Hasher, L., Lustig, C., & Zacks, R. T. (2007). Inhibitory mechanisms and the control of attention. En A. Conway, C. Jarrold, M. Kane, A. Miyake, A., & J. Towse (Eds.), *Variation in Working Memory* (pp. 227-249). New York: Oxford University Press. doi: [10.1093/acprof:oso/9780195168648.003.0009](https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195168648.003.0009)
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista-Lucio, M. P. (2015). *Metodología de la Investigación* (6ª ed.). México: Mc Graw Hill.
- Hollingshead, A. B. (2011). Four factor index of social status. *Yale Journal of Sociology*, 8, 21-52. Recuperado

de <https://sociology.yale.edu>

- Howard, S. J., Johnson, J., & Pascual-Leone, J. (2014). Clarifying inhibitory control: Diversity and development of attentional inhibition. *Cognitive Development*, 31(1), 1-21. doi: [10.1016/j.cogdev.2014.03.001](https://doi.org/10.1016/j.cogdev.2014.03.001)
- Introzzi, I., & Canet-Juric, L. (2012). TAC: Tareas de Autorregulación Cognitiva [Software y manual de usuario]. (Solicitud de depósito en custodia de obra inédita en Dirección Nacional del derecho de autor. Expediente N° 5068904).
- Introzzi, I. M., Canet-Juric, L., Aydumne, Y., & Stelzer, F. (2016). Perspectivas teóricas y evidencia empírica sobre la estructura de la inhibición. *Revista Colombiana de Psicología*, 25(2). doi: [10.15446/rcp.v25n2.52011](https://doi.org/10.15446/rcp.v25n2.52011)
- Introzzi, I., Canet-Juric, L., Montes, S., López, S., & Mascarello, G. (2015). Procesos inhibitorios y flexibilidad cognitiva: Evidencia a favor de la teoría de la inercia atencional. *International Journal of Psychological Research*, 8(2), 61-75. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/5134734.pdf>
- Ipiña, M. J., Molina, L., & Reyna, C. (2011). Propiedades psicométricas de la Escala MESSY (versión autoinforme) en niños argentinos. *Revista de Psicología (PUCP)*, 29(2), 245-264. Recuperado de <http://www.scielo.org.pe/pdf/psico/v29n2/a03v29n2.pdf>
- Ison, M. S., & Carrada, M. (2012). Tipificación argentina del Test de Percepción de Diferencias (CARAS). En L. L. Thurstone & M. Yela. *Test de Percepción de Diferencias - Revisado (CARAS-R)*, (pp. 37-63). Madrid: Tea.
- Kail, R. (2002). Developmental change in proactive interference. *Child Development*, 73(6), 1703-1714. doi: [10.1111/1467-8624.00500](https://doi.org/10.1111/1467-8624.00500)
- Loewenthal, K. M., & Lewis, C. A. (2018). *An Introduction to Psychological Tests and Scales* (2ª ed.). London: Psychology Press. doi: [10.4324/9781315782980](https://doi.org/10.4324/9781315782980)
- Mammarella, I. C., Caviola, S., Giofrè, D., & Borella, E. (2017). Separating math from anxiety: The role of inhibitory mechanisms. *Applied Neuropsychology: Child*, 7(4), 342-353. doi: [10.1080/21622965.2017.1341836](https://doi.org/10.1080/21622965.2017.1341836)
- Mann, T., de Ridder, D., & Fujita, K. (2013). Self-regulation of health behavior: Social psychological approaches to goal setting and goal striving. *Health Psychology*, 32(5), 487-498. doi: [10.1037/a0028533](https://doi.org/10.1037/a0028533)
- Marton, K., Campanelli, L., Eichorn, N., Scheuer, J., & Yoon, J. (2014). Information processing and proactive interference in children with and without specific language impairment. *Journal of Speech, Language, and Hearing Research*, 57(1), 106-119. doi: [10.1044/1092-4388\(2013/12-0306](https://doi.org/10.1044/1092-4388(2013/12-0306)
- Marton, K., Kovi, Z., & Egri, T. (2018). Is interference control in children with specific language impairment similar to that of children with autistic spectrum disorder? *Research in Developmental Disabilities*, 72, 179-190. doi: [10.1016/j.ridd.2017.11.007](https://doi.org/10.1016/j.ridd.2017.11.007)
- Miyake, A., & Friedman, N. P. (2012). The nature and organization of individual differences in executive functions. *Current Directions in Psychological Science*, 21(1), 8-14. doi: [10.1177/0963721411429458](https://doi.org/10.1177/0963721411429458)
- Moffitt, T. E., Arseneault, L., Belsky, D., Dickson, N., Hancox, R. J., Harrington, H., Caspi, A. (2011). A gradient of childhood self-control predicts health, wealth, and public safety. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(7), 2693-2698. doi: [10.1073/pnas.1010076108](https://doi.org/10.1073/pnas.1010076108)
- Nin, V., Goldin, A. P., & Carboni, A. (2019). Mate Marote: Video games to stimulate the development of cognitive processes. *IEEE Revista Iberoamericana de Tecnologías del Aprendizaje*, 14(1), 22-31. doi: [10.1109/rita.2019.2909958](https://doi.org/10.1109/rita.2019.2909958)
- Pascual, L., Galperín, C. Z., & Bornstein, M. H. (1993). La medición del nivel socioeconómico y la psicología evolutiva: El caso argentino. *Interamerican Journal of Psychology*, 27(1), 59-74. Recuperado de <https://journal.sipsych.org/index.php/IJP>
- Peterson, L., & Peterson, M. J. (1959). Short-term retention of individual verbal items. *Journal of Experimental Psychology*, 58(3), 193-198. doi: [10.1037/h0049234](https://doi.org/10.1037/h0049234)
- Pimperton, H., & Nation, K. (2010). Suppressing irrelevant information from working memory: Evidence for do-

- main-specific deficits in poor comprehenders. *Journal of Memory and Language*, 62(4), 380-391. doi: [10.1016/j.jml.2010.02.005](https://doi.org/10.1016/j.jml.2010.02.005)
- Stahl, C., Voss, A., Schmitz, F., Nuszbaum, M., Tüscher, O., Lieb, K., & Klauer, K. C. (2014). Behavioral components of impulsivity. *Journal of Experimental Psychology: General*, 143(2), 850-866. doi: [10.1037/a0033981](https://doi.org/10.1037/a0033981)
- Stelzer, F. (2014). *Inteligencia, funciones ejecutivas y temperamento. Sus relaciones al inicio de la escolaridad básica* (Tesis doctoral). Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Mar del Plata. Recuperado de https://www.mdp.edu.ar/psicologia/psico/posgrado/doctorado/tesis_defendidas.php
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013) *Using multivariate statistics* (6ª ed.). Boston: Pearson.
- Thurstone, L. L., & Yela, M. (2012). *Test de percepción de diferencias (CARAS-R)*. Madrid: Tea.
- Tiego, J., Testa, R., Bellgrove, M. A., Pantelis, C., & Whittle, S. (2018). A hierarchical model of inhibitory control. *Frontiers in Psychology*, 9. doi: [10.3389/fpsyg.2018.01339](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01339)
- Traverso, L., Fontana, M., Usai, M. C., & Passolunghi, M. C. (2018). Response inhibition and interference suppression in individuals with Down syndrome compared to typically developing children. *Frontiers in Psychology*, 9. doi: [10.3389/fpsyg.2018.00660](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00660)
- Vadaga, K. K., Blair, M., & Li, K. Z. H. (2015). Are age-related differences uniform across different inhibitory functions? *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 71(4), 641-649. doi: [10.1093/geronb/gbv002](https://doi.org/10.1093/geronb/gbv002)
- Vernucci, S., & Aydumne, Y. (2018). *Mente en marcha: ¿Es posible entrenar las funciones ejecutivas en el aula?* En L. Canet-Juric, M. L. Andrés & S. Vernucci (Comps.). *Nuevos desafíos en la escuela: Aportes de la psicología cognitiva y la neurociencia* (pp. 62-72). Mar del Plata: Universidad Nacional de Mar del Plata. Recuperado de <https://www.mdp.edu.ar/psicologia/psico/extension/2017/autorregulacion17/libro.pdf>
- Zamora, E. V., Richard's, M. M., Canet-Juric, L., Aydumne, Y., & Introzzi, I. (2020). Perceptual, cognitive and response inhibition in emotional contexts in children. *Psychology & Neuroscience*. Advance online publication. doi: [10.1037/pne0000202](https://doi.org/10.1037/pne0000202)
- Zamora, E., Richard's, M. M., del Valle, M., Aydumne, Y., & Introzzi, I. (2019). Desarrollo de la inhibición perceptual en contextos emocionales y neutrales población infantil. *Investigaciones en Psicología*, 24(1), 58-67. Recuperado de http://www.psi.uba.ar/investigaciones/revistas/investigaciones/indice/trabajos_completos/anio24_1/zamora.pdf
- Zamora, E. V., Vernucci, S., del Valle, M., Introzzi, I., & Richard's, M. M. (2020). Assessing cognitive inhibition in emotional and neutral contexts in children. *The Educational and Developmental Psychologist*, 37(1), 56-66. doi: [10.1017/edp.2020.4](https://doi.org/10.1017/edp.2020.4)
- Zellner, M., & Bäuml, K. H. (2004). Retrieval inhibition in episodic recall. En A. Mecklinger, H. Zimmer & U. Lindenberger (Eds.), *Bound in memory: Insights from behavioral and neuropsychological studies* (pp. 1-26). Aachen, Germany: Shaker Verlag.

Adaptación del Cuestionario de Características Psicológicas Relacionadas con el Rendimiento Deportivo (CPRD)

Adaptation of the Questionnaire of Psychological Characteristics Related to Sports Performance (CPRD)

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Alejandro Emilio Pagano *¹, Nicolás Alejandro Vizioli¹

1- Universidad de Buenos Aires, Facultad de Psicología. Buenos Aires, Argentina.

Recibido: 23/07/2020 Revisado: 13/09/2020 Aceptado: 05/10/2020

Resumen

La evaluación psicológica requiere del desarrollo de técnicas focales con propiedades psicométricas adecuadas. Mediante este estudio se realizó una contribución a la psicología aplicada al deporte, a partir de la adaptación lingüística, conceptual y métrica del cuestionario de Características Psicológicas Relacionadas con el Rendimiento Deportivo (CPRD; Gimeno, Buceta, & Pérez-Llanta, 2001). Se utilizó una muestra total de 507 deportistas que practican deportes colectivos en Buenos Aires. Se realizó un juicio de expertos, se probó el modelo original, se analizaron las propiedades psicométricas de la versión preliminar y se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para obtener evidencias acerca de la validez estructural del instrumento y su consistencia interna. El AFC evidenció índices de bondad de ajuste adecuados para una solución de 4 factores. A su vez, se hallaron índices de consistencia interna de adecuados a muy buenos. Se aporta evidencia de haber obtenido una versión del CPRD con niveles aceptables de validez y confiabilidad.

Palabras clave: *CPRD, rendimiento deportivo, adaptación, deportes colectivos, características psicológicas*

Abstract

Psychological evaluation requires the development of focal techniques with adequate psychometric properties. In this study, a contribution to the psychology applied to sport was made, based on the linguistic, conceptual, and metric adaptation of the questionnaire on Psychological Characteristics Related to Sports Performance (CPRD; Gimeno, Buceta, & Pérez-Llanta, 2001). A total sample of 507 athletes who practice collective sports in Buenos Aires was used. An expert judgment was made, the original model was tested, the psychometric properties of the preliminary version were analysed, and a confirmatory factor analysis (CFA) was performed to obtain evidence about the structural validity of the instrument and its internal consistency. The CFA showed adequate goodness-of-fit indices for a 4-factor solution. In turn, internal consistency indices were found to be from adequate to very good. Evidence is provided of having obtained a version of the CPRD with acceptable validity and reliability levels.

Keywords: *CPRD, sports performance, adaptation, collective sports, psychological characteristics*

*Correspondencia a: Alejandro Pagano. Dirección postal: Colodrero 2755 4 C. C.A.B.A. CP. 1431. Teléfono: 549-11-1540221600. E-mail: paganoalejandro@gmail.com

Cómo citar este artículo: Pagano, A. E., & Vizioli, N. A. (2020). Adaptación del Cuestionario de Características Psicológicas Relacionadas con el Rendimiento Deportivo (CPRD). *Revista Evaluar*, 20(3), 51-67. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Se destaca en la Argentina la importancia de desarrollar instrumentos con una base psicométrica adecuada que permitan abordar evaluaciones psicológicas en ámbitos de aplicación específicos (Mikulic, 2007) como lo es el deportivo.

La investigación en el campo de la psicología aplicada al deporte ha evidenciado diferentes intentos de establecer perfiles psicológicos que dieran muestra de cuáles son las características psicológicas adecuadas para obtener un rendimiento deportivo óptimo (Loehr, 1986; Ravizza, 1977; citados en Raimundi, Reigal, & Hernández-Mendo, 2016).

Los estudios desarrollados en la búsqueda de habilidades psicológicas vinculadas al rendimiento deportivo dan cuenta de que variables tales como la motivación, la autoconfianza, la capacidad atencional, la regulación de estados emocionales y el control de la ansiedad forman parte de las características y habilidades asociadas a rendimientos deportivos óptimos (Cecchini, González, Carmona, & Contreras, 2004; Getz & Mc Connell, 2014; Gomà, Freixanet, Puyane, & Grau, 1991; León, Fuentes, & Calvo, 2014; López-López, 2011; citados en Ramos-Cabal, Salguero del Valle, González-Diñeiro, Molinero-Gonzales, & Marqués-Rosas, 2018).

A partir del crecimiento del campo investigativo en la comprensión de las variables que afectan el rendimiento, se han construido diferentes instrumentos de evaluación que permiten explorar, describir y predecir el comportamiento de los deportistas. Sin embargo, en la Argentina existe una escasez de estudios psicométricos que aborden en deportistas variables tales como la ansiedad, la autoconfianza y la motivación, entre otras. Entre los principales estudios hallados se encuentran la adaptación argentina del Inventario Psicológico de Ejecución Deportiva (Raimundi et

al., 2016) y la adaptación del Inventario Revisado de Ansiedad Estado Competitiva-2 en población argentina (Caicedo-Cavagnis, Pereno, & de la Vega, 2017).

En ese sentido, el cuestionario de Características Psicológicas relacionadas con el Rendimiento Deportivo (CPRD, Gimeno, Buceta, & Pérez-Llanta, 2001) ha tomado relevancia como un instrumento de referencia para la evaluación y obtención de perfiles psicodeportológicos en España (González-Fernández, 2010). En la Argentina se utiliza la versión original del CPRD tanto en la práctica profesional como en programas de especialización para psicólogos deportivos. Sin embargo, no se evidencian estudios que contemplen la importancia de adaptar este instrumento al contexto, y que aporten evidencia de su validez y confiabilidad.

El CPRD es un instrumento desarrollado a partir del Inventario Revisado de Habilidades Psicológicas para el Deporte (PSIS-R5; Mahoney, 1988). Este instrumento cuenta con 45 ítems que componen seis factores: *ansiedad* (10 ítems), *concentración* (6 ítems), *autoconfianza* (9 ítems), *motivación* (7 ítems), *preparación mental* (6 ítems) y *orientación de equipo* (7 ítems). En principio, el Inventario estaba compuesto por 51 ítems con una opción de respuesta verdadero/falso. Sin embargo, en su versión revisada se optó por un formato tipo Likert de cinco puntos (Meyers, Leunes & Bourgeois, 1996).

De esta forma, Gimeno et al. (2001) partieron del PSIS-R5. Realizaron un ensamble sobre el instrumento a partir de su traducción del inglés al español y la adición de 26 nuevos ítems para cubrir aspectos relevantes que, según los autores, no habían sido considerados. De esta versión preliminar compuesta por 71 reactivos, realizaron un análisis de componentes principales (ACP) con rotación varimax y adoptaron como criterio de inclusión de los ítems saturaciones superiores a .30.

De este análisis, los autores informaron una versión de 55 ítems compuestos por cinco factores: *control del estrés* (20 ítems), *influencia de la evaluación del rendimiento* (12 ítems), *motivación* (8 ítems), *habilidad mental* (9 ítems) y *cohesión de equipo* (6 ítems).

Se han hallado tres estudios posteriores que revisan psicométricamente el CPRD en España. El objetivo principal de cada uno de ellos es la adaptación del instrumento a una población deportiva específica, ya que el CPRD originalmente fue adaptado con una muestra compuesta por 485 deportistas de 15 disciplinas de carácter individual, entre las que se encontraban atletismo, natación, esquí, judo, y de siete disciplinas de carácter colectivo, entre las que se encontraban vóleybol, fútbol, básquetbol y balonmano.

El primer estudio realizado por [Olmedilla-Zafra \(2003\)](#) en futbolistas no explicita las particularidades del análisis factorial realizado. Sin embargo, informa como solución final un instrumento compuesto por 29 ítems que componen cuatro factores: *autoconfianza* (10 ítems), *ansiedad* (5 ítems), *concentración* (6 ítems) e *influencia de la evaluación del rendimiento* (8 ítems).

El segundo estudio hallado consistió, al igual que el de [Olmedilla-Zafra \(2003\)](#), en adaptar el CPRD para una población específica de futbolistas. Fue realizado por [López-López, Jaenes-Sánchez y Cárdenas-Vélez \(2013\)](#) sobre una muestra de 308 futbolistas varones españoles. Los autores realizaron un AFE con rotación varimax, con un criterio mínimo de saturación de .30. Como resultado de este análisis, presentaron un instrumento compuesto por 40 ítems y cinco factores: *autoconfianza* (9 ítems), *actitud y preparación mental* (8 ítems), *control de estrés y ansiedad* (11 ítems), *concentración* (7 ítems) y *motivación* (5 ítems), que explicaron el 42.11 % de la varianza total.

Por último, [Ramos-Cabal et al. \(2018\)](#), adaptaron el CPRD para deportes de montaña.

Para ello, trabajaron con una muestra de 497 deportistas de montaña y realizaron en primera instancia un AFE mediante el método de extracción de ejes principales y rotación varimax. En este primer análisis obtuvieron cinco factores; sin embargo, descartaron seis ítems provenientes del factor *cohesión* y el ítem 23 por presentar dificultades en su administración. De esta forma, uno de los factores quedó compuesto por tres ítems, por lo que decidieron eliminar el factor al considerarlo insuficiente, siguiendo el procedimiento de [Olmedilla-Zafra \(2003\)](#) en su adaptación para futbolistas. Luego, en una segunda etapa, realizaron un análisis factorial confirmatorio (AFC) mediante el método de máxima verosimilitud y obtuvieron una solución final de 45 ítems representados por cuatro factores: *control del estrés* (14 ítems), *influencia de factores externos en el rendimiento* (10 ítems), *autoconfianza* (11 ítems) y *concentración* (10 ítems).

Por otro lado, en Portugal, [Almeida, Peixoto y Viana \(2010\)](#) han realizado una adaptación. Sin embargo, no se presentan en dicha publicación análisis psicométricos de la versión sino un procedimiento de traducción y revisión lingüística. En lo referido a Latinoamérica, [Ramírez, Tobías y Alba \(2010\)](#) han realizado una adaptación del instrumento en México con 865 deportistas pertenecientes a 34 disciplinas deportivas. En ella, se indican procedimientos de traducción, juicio de expertos y baremización. No obstante, no se presenta información sobre la validez de constructo y la confiabilidad del instrumento. Por otro lado, en Chile, [Uriarte y Gimeno \(2010\)](#) presentaron una adaptación del instrumento para futbolistas chilenos que consistió en una adaptación lingüística del cuestionario y una baremización a partir de una muestra de 80 jugadores de fútbol profesional. En esta última investigación tampoco se comunican propiedades psicométricas de la versión adaptada.

A su vez, se han hallado dos investigaciones en Colombia (Abisaad-Janna & Orozco-Giraldo, 2018; Zuluaga-Quintero, 2018) y una en Chile (San Martín, 2004) en las cuales se establecieron normas locales para la utilización del instrumento, sin mencionar la realización de análisis de validez y confiabilidad sobre el mismo.

Los estudios antes mencionados dan cuenta de las dificultades encontradas al momento de hallar una estructura factorial adecuada para el CPRD, incluso trabajando en adaptaciones específicas para una población. Se observa, a su vez, un incremento en las últimas décadas de estudios vinculados a la adaptación de test y cuestionarios de una cultura a otra (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). Sin embargo, estos procedimientos no siempre siguen métodos y procedimientos adecuados. Es por esto que se resalta la importancia y necesidad de evaluar que los instrumentos que fueron construidos o desarrollados en otros contextos culturales cumplan con estándares psicométricos en la cultura donde se los pretende utilizar (Sánchez-Rosas, 2015).

Por esta razón, el objetivo general de la presente investigación fue realizar la adaptación lingüística, conceptual y métrica del CPRD en deportistas adultos que practican deportes colectivos de forma federada en la Ciudad de Buenos Aires y el conurbano bonaerense. Los objetivos específicos fueron los siguientes: a) indagar evidencias de validez de contenido; b) aportar evidencias de validez de constructo; c) brindar evidencias de la consistencia interna de las puntuaciones; d) establecer valores normativos. Para ello, se recurrió a la realización de dos estudios: 1) un estudio acerca de las propiedades psicométricas de la versión preliminar del instrumento y 2) un análisis confirmatorio para obtener evidencias acerca de la validez estructural del instrumento e índices de consistencia interna de la versión definitiva.

Metodología

Recolección de datos

El muestreo fue no probabilístico, intencional. Los criterios de inclusión de este estudio fueron que los deportistas participaran en un deporte colectivo en el marco de una federación, y que lo hubieran hecho como mínimo durante los últimos dos años. De esta forma se trabajó en primera instancia, para realizar los análisis preliminares, con una muestra total de 285 deportistas de entre 18 y 40 años ($M = 24.33$, $DE = 5.82$), de los cuales el 23.9 % practicaba básquetbol, el 23.5 % vóleybol, el 19.6 % fútbol, el 15.1 % hockey sobre césped, el 9.5 % fútbol y el 8.4 % balonmano. El 59.6 % eran mujeres y el 40.4 %, varones. En segunda instancia, para realizar los AFC, se recogió una muestra de 222 deportistas de entre 18 y 38 años ($M = 23.00$, $DE = 4.64$) de los cuales el 22.4 % practicaba básquetbol, el 21.2 % vóleybol, el 15.2 % fútbol, el 14 % hockey sobre césped, el 13.8 % balonmano y el 13.5 % fútbol. El 50.9 % eran mujeres y el 49.1 % varones.

Instrumentos

En primer lugar, se diseñó un cuestionario sociodemográfico para recopilar información referida a la edad, género y disciplina deportiva. En segundo lugar, se utilizó la versión modificada lingüísticamente del cuestionario CPRD (Gimeno et al., 2001). Este cuestionario está compuesto por 55 ítems diseñados para evaluar cinco variables: *control del estrés* (20 ítems), *influencia de la evaluación del rendimiento* (12 ítems), *motivación* (8 ítems), *habilidad mental* (9 ítems) y *cohesión de equipo* (6 ítems). A su vez, cuenta con una escala tipo Likert de cinco puntos que va de 0 a 4 con una opción de respuesta adicional diseñada para

que el deportista que no entiende el ítem la seleccione. Respecto a la puntuación, a cada elemento se le asignan de 0 a 4 puntos, según la respuesta del individuo. Se aclara que el cuestionario cuenta con 29 ítems redactados de forma inversa en los cuales se debe invertir su puntuación.

La recolección de datos se realizó en dos momentos para llevar adelante los dos estudios mediante plataformas virtuales. En ambas instancias se presentó un consentimiento informado, en el cual se especificaba el propósito de la presente investigación. Se le aclaró al deportista que la información por él brindada sería anónima. Por último, se indicó que la participación era voluntaria y que se podía dejar de participar en cualquier momento en que se lo considerara.

Análisis de datos

En primer lugar, se convocó a tres expertos en lingüística con experiencia en traducción de instrumentos para que realizaran modificaciones léxicas del cuestionario, adaptando los ítems a los modismos de la región de Buenos Aires. Luego, se realizó un juicio de expertos (Andreani-Denteci, 1975). Los criterios para seleccionar estos jueces fueron los siguientes: a) experiencia previa en la realización de juicio de expertos, b) experticia en psicometría y c) conocimientos sobre psicología aplicada al deporte.

Una vez seleccionados los cinco jueces expertos, se prepararon las instrucciones y las planillas para entregárselas, mencionándoles los objetivos del estudio y la consigna respecto al juicio que se esperaba que realizaran. Los jueces expertos evaluaron los criterios de relevancia y coherencia. Para evaluar la coherencia, utilizaron una escala Likert de cuatro puntos, donde 1 indicaba *no cumple con el criterio*, 2, *bajo nivel*, 3, *moderado nivel* y 4, *alto nivel*. Esto hacía referencia

a si el reactivo tiene lógica respecto a la dimensión o indicador que está midiendo. Para evaluar la relevancia, los jueces expertos utilizaron una escala Likert de cuatro puntos, donde 1 indicaba *no cumple con el criterio*, 2, *bajo nivel*, 3, *moderado nivel* y 4, *alto nivel*. Esto hacía referencia a si el reactivo era importante o debía ser excluido. A partir de estas valoraciones, se calculó el porcentaje de acuerdo (Tinsley & Weiss, 1975) del juicio realizado por todos los jueces para poder establecer la validez de contenido del cuestionario. Porcentajes de entre .80 y 1 se consideraron adecuados (Voutilainen & Liukkonen, 1995, citado en Hyrkäs, Appelqvist-Schmidlechner, & Oksa, 2003).

Luego, se procedió a la realización del primer estudio factorial para aportar evidencia de la validez de constructo. Primero se realizó un AFC para probar el modelo propuesto por Gimeno et al. (2001). El AFC se llevó adelante analizando las matrices de covarianzas mediante el método de máxima verosimilitud con el software Mplus 6.01 (Muthén & Muthén, 2007). Se consideraron los siguientes índices de bondad de ajuste: χ^2 dividido por los grados de libertad (valores ≤ 5 indican un buen ajuste); NNFI (*non-normed fit index*); CFI (*comparative fit index*) y RMSEA (*root mean square error of approximation*). De acuerdo a los criterios especificados por Kline (2011) y Schumacker y Lomax (2016), se considera índices de un ajuste aceptable a los valores mayores o iguales que .90 en NNFI y CFI y los valores menores o iguales que .06 en RMSEA.

Al no obtenerse índices de bondad de ajuste aceptables, se procedió a la realización de nuevos análisis factoriales. En primer lugar, se utilizó el análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) como método de extracción sobre una matriz de correlaciones policóricas (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014) con el programa Factor versión 10 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2020). En

segundo lugar, con la solución factorial indicada de acuerdo al análisis paralelo, se realizó un AFE con método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados, siguiendo las recomendaciones de Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014). Para conseguir mayor simplicidad e interpretabilidad, se optó por trabajar con la solución rotada mediante rotación oblicua promax, de acuerdo al criterio sugerido por Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás (2017). Se consideraron aceptables las cargas factoriales superiores a .40 (Valderrey-Sanz, 2010) y se eliminaron ítems con cargas menores o que exhibieran cargas simultáneas superiores a .40 en dos o más factores (Vallejo-Seco, 1992). A su vez, se examinó la validez teórica de los ítems en relación a su carga factorial, privilegiando la interpretación teórica de los resultados obtenidos (Lloret-Segura et al., 2014). Se estimó la consistencia de los factores extraídos utilizando los índices de fiabilidad α ordinal y ω ordinal (McDonald, 1999), a partir de matrices de correlaciones policóricas. Para ello, se empleó el programa R versión 3.6.0 y los siguientes paquetes de R: GPArotation (Bernards & Jennrich, 2005), psych (Revelle, 2018) y Rcmdr (Fox & Bouchet-Valat, 2019). Los índices de confiabilidad se interpretaron siguiendo los criterios de George y Mallery (2003). A su vez, se calcularon las correlaciones corregidas ítem-factor, considerando como adecuados los valores superiores a .40 (Nunnally & Bernstein, 1994).

A continuación, en una segunda instancia, se realizó un AFC para corroborar la estructura factorial resultante del AFE. Para ello, se consideró que la muestra fuera lo suficientemente grande ($N > 200$) para obtener estimaciones consistentes (Bollen, 1989; Hoyle, 2012) y se tuvieron en cuenta los mismos índices de bondad de ajuste que en el primer AFC realizado.

En ese segundo estudio se utilizó un criterio más estricto en términos estadísticos, consi-

derando aceptables las cargas estandarizadas superiores a .45 (Comrey & Lee, 1992; Tabachnick & Fidell, 2007). En el caso de las correlaciones entre factores, se consideró a aquellas con valores $> .19$ como muy bajas, entre .20 y .39 como bajas, entre .40 y .59 como moderadas, entre .60 y .79 como altas y $> .80$ como muy altas (Brown, 2006; Evans, 1996). Se estudiaron los índices α y ω ordinales de consistencia interna de la versión definitiva del instrumento. Por último, para la obtención de valores normativos, se calcularon los puntajes percentilares de los distintos factores.

Resultados

Entre los principales cambios léxicos realizados sobre los ítems originales se modificó en la instrucción la palabra *cuestiones* por *afirmaciones*; a su vez, se modificó *preguntas* por *ejemplos*. Se optó también por configurar la escala Likert con números en lugar de círculos. Respecto a los ítems, se decidió eliminar del contenido de los ítems la palabra entre paréntesis *partido*, ya que según las indicaciones de los especialistas, *competencia* y *partido* resultaba redundante; lo mismo se hizo con las aclaraciones entre paréntesis que producían dificultades en la comprensión del ítem. Una vez realizados estos cambios, se sometió a los ítems al juicio de expertos. Los resultados del juicio respecto a la relevancia y coherencia mostraron porcentajes de acuerdo menores a .80 en los siguientes ítems: 2, 6, 12, 20, 21, 23, 40, 42, 51 y 52. El resto de los ítems obtuvieron porcentajes de entre .80 y 1, considerados adecuados.

Se probó la estructura factorial original del instrumento mediante un AFC. Se hallaron índices de bondad de ajuste no aceptables: $\chi^2_{(1485)} = 7740,75$; CFI = 0.72; NNFI = 0.71; RMSEA (0.06-0.07) = 0.07.

A la vista de las dificultades halladas en

cuanto a la relevancia y coherencia de los ítems antes mencionados y a los índices de bondad de ajustes no aceptables, se decidió realizar el AFE para luego tomar decisiones en cuanto a qué ítems conservar y cuáles descartar.

En primer lugar, se tuvo en cuenta la solución factorial adecuada de acuerdo al análisis paralelo, que contemplaba la existencia de cuatro factores. A continuación, para la realización del AFE, se tomaron en cuenta la prueba de esferi-

Tabla 1

Solución factorial obtenida a partir del AFE de los ítems del CPRD e índices de consistencia interna.

Reactivos	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
	α ordinal = .81 ω ordinal = .88	α ordinal = .85 ω ordinal = .87	α ordinal = .83 ω ordinal = .87	α ordinal = .70 ω ordinal = .80
Ítem 13	.71			
Ítem 41	.67			
Ítem 9	.65			
Ítem 21	.65			
Ítem 28	.58			
Ítem 53	.58			
Ítem 16	.51			
Ítem 34	.48			
Ítem 35	.46			
Ítem 17	.44			
Ítem 1	.43			
Ítem 3		.78		
Ítem 32		.74		
Ítem 54		.70		
Ítem 19		.66		
Ítem 8		.65		
Ítem 15		.49		
Ítem 22			.84	
Ítem 38			.83	
Ítem 18			.68	
Ítem 39			.57	
Ítem 42			.55	
Ítem 5			.50	
Ítem 44			.46	
Ítem 11			.45	
Ítem 27			.45	
Ítem 29				.65
Ítem 50				.62
Ítem 31				.58
Ítem 25				.43
Ítem 49				.43

Nota. Factor 1 = control del estrés; Factor 2 = autoconfianza; Factor 3 = cohesión de equipo; Factor 4 = motivación.

cidad de Bartlett y la medida de adecuación de Kaiser-Meyer-Olkin. En la prueba de esfericidad de Bartlett se obtuvo un chi cuadrado de 5763,6 y un valor $p < .001$, que implica que la matriz de correlación se diferencia significativamente de la matriz unidad. Respecto de la medida de adecuación de Kaiser-Meyer-Olkin, se obtuvo un valor $KMO = .83$, que indica la adecuación general de la matriz.

Luego, se realizó el AFE con rotación promax, y se procedió a descartar los ítems que no cumplieran con los criterios de inclusión o cuya validez teórica fuera dudosa. Siguiendo el criterio de inclusión de carga factorial mayor a .40, se descartaron siete ítems: 4, 6, 7, 14, 24, 37, 48. De acuerdo con el criterio de carga factorial mayor a .40 en dos o más factores, se descartaron 13 ítems: 10, 12, 20, 26, 30, 33, 36, 40, 43, 45, 46, 47, 55. Por último, tres ítems fueron descartados por decisión teórica. En primer lugar, el ítem 2, *Mientras duermo, suelo darle muchas vueltas a la competición en la que voy a participar*, que obtuvo una carga negativa de -.52 en el factor motivación, cuando era un ítem construido para evaluar habilidad mental; el ítem 51, *Mi confianza en la competición depende en gran medida de los éxitos o fracasos en las competiciones anteriores*, y el ítem 52, *Mi motivación depende en gran medida del reconocimiento que obtengo de los demás* que presentaron cargas en el factor *control de es-*

trés. Por último, se descartó el ítem 23, *Cuando practico mentalmente lo que tengo que hacer, me veo haciéndolo como si estuviera viéndome desde mi persona en un monitor de televisión* ya que presentó dificultades en su comprensión con una elevada cantidad de respuestas en la columna *No entiendo*. En la Tabla 1, se muestran las cargas factoriales de los 31 ítems que componen la solución factorial de la versión preliminar del instrumento. A su vez, en la Tabla 1 se pueden observar los valores de consistencia interna de los cuatro factores; se obtuvieron valores de α ordinal que oscilaron entre .70 y .85, aceptables y muy buenos. A su vez, los valores de ω ordinal oscilaron entre .80 y .88.

La solución obtenida permitió establecer un instrumento compuesto por 31 ítems que evalúa cuatro factores que explican el 41 % de la varianza: control del estrés, autoconfianza, cohesión de equipo y motivación, por lo que se procedió a probar este modelo mediante la realización del AFC. En principio, se incluyeron todos los ítems correspondientes a la versión preliminar del instrumento. Se hallaron índices de bondad de ajuste no aceptables: $\chi^2_{(465)} = 3213$; CFI = 0.88; NNFI = 0.86; RMSEA (0.05-0.07) = 0.06. Mediante este procedimiento, se descartaron los ítems 15, 16, 27, 34, 49 y 53, que exhibían cargas estandarizadas menores a .45, lo que resultó en un modelo de cuatro factores compuesto por 25 ítems.

Tabla 2

Cantidad de ítems, cargas estandarizadas del AFC, correlaciones corregidas ítem-factor e índices de consistencia interna de los factores.

Factor	Número de ítems	λ estandarizado (Mín - Máx)	Correlaciones corregidas ítem-factor (Mín - Máx)	α ordinal	ω ordinal
Control del estrés	8	.56 - .78	.60 - .79	.84	.87
Autoconfianza	5	.55 - .73	.72 - .81	.81	.85
Cohesión de equipo	8	.47 - .81	.62 - .82	.84	.89
Motivación	4	.47 - .84	.64 - .79	.70	.80

Nota. λ = cargas estandarizadas; α = alfa ordinal; ω = omega ordinal de McDonald.

Se realizó un nuevo AFC, con los ítems correspondientes a la versión definitiva del instrumento. En esta oportunidad, los índices de bondad de ajuste fueron aceptables: $\chi^2_{(300)} = 2751$; CFI = 0.92; NNFI = 0.91; RMSEA (0.05-0.07) = 0.06. En la Tabla 2 puede observarse el rango de cargas estandarizadas por cada factor, así como la cantidad de ítems. En cuanto a las correlaciones corregidas ítem-factor, se obtuvieron valores adecuados en todos los casos (Tabla 2).

En relación a la consistencia interna, se obtuvieron valores de aceptables a muy buenos para todos los factores (Tabla 2). En cuanto a las correlaciones entre factores, resultaron bajas en todos los casos (Tabla 3), excepto entre *autoconfianza* y *control del estrés*, con asociación moderada. Por último, en la Tabla 4 pueden observarse los puntajes percentilares correspondientes a los valores normativos.

Tabla 3
Correlaciones entre factores del CPRD según AFC.

	1	2	3	4
1. Control del estrés	*	*	*	*
2. Autoconfianza	0.60	*	*	*
3. Cohesión de equipo	0.35	0.39	*	*
4. Motivación	-0.21	0.09	0.16	*

Nota. 1 = control del estrés; 2 = autoconfianza; 3 = cohesión de equipo; 4 = motivación.

Discusión

El objetivo general de la presente investigación fue realizar la adaptación lingüística, conceptual y métrica del CPRD en deportistas adultos que practican deportes colectivos de forma federada en la Ciudad de Buenos Aires y el conurbano bonaerense. Los objetivos específicos fueron los siguientes: a) indagar evidencias de validez de contenido; b) aportar evidencias de validez de constructo; c) brindar evidencias de la consisten-

Tabla 4
Distribución percentilar de las puntuaciones directas CPRD.

Percentiles	Puntuaciones directas			
	Control del estrés	Autoconfianza	Cohesión de equipo	Motivación
5	6	4	19	2
10	8	7	21	4
15	10	8	22	5
20	11	9	23	5
25	13	10	24	6
30	13	10	25	6
35	15	11	26	7
40	15	11	27	8
45	17	12	27	8
50	18	13	28	9
55	18	13	28	9
60	19	14	29	10
65	20	14	29	10
70	21	15	30	11
75	22	15	30	11
80	23	16	30	12
85	24	17	31	13
90	27	17	31	13
95	28	18	32	14
N	222	222	222	222
Media	17.26	12.37	26.78	8.53
Desviación típica	6.59	4.08	4.64	3.61

Nota. Distribución establecida a partir de 20-tilas. n = 222; edades de entre 18 y 38 años (M = 23; DE = 4.64); disciplinas = básquetbol, vóleibol, fútbol, hockey sobre césped, balonmano y futsal.

cia interna de las puntuaciones; d) establecer valores normativos. Los resultados de la adaptación del CPRD en deportistas que practican deportes colectivos en Buenos Aires han tenido resultados satisfactorios y aportaron evidencia de la validez y la confiabilidad del cuestionario.

Para ello se realizaron dos estudios: 1) un estudio acerca de las propiedades psicométricas de la versión preliminar del instrumento y 2) un análisis confirmatorio para obtener evidencias acerca de la validez estructural del instrumento e índices

de consistencia interna de la versión definitiva.

En principio, a partir de la adaptación léxica y el juicio de expertos, se aportó evidencia acerca de la validez de contenido del cuestionario definitivo. Los 25 ítems que componen la versión final obtuvieron un porcentaje de acuerdo adecuado en cuanto a la relevancia y la coherencia. Es necesario mencionar la existencia de dificultades evidenciadas en el juicio de expertos respecto a la coherencia y relevancia de 10 de los ítems. Este juicio, en conjunto con los resultados obtenidos a partir de un AFE, indicó que esos ítems no eran adecuados para representar los constructos en la población objetivo de la investigación. Considerando además aquellos reactivos con cargas factoriales no aceptables o que exhibieron una carga simultánea considerable, se descartaron 24 ítems, con el objetivo de establecer una estructura factorial de menor complejidad y más parsimoniosa.

Estos análisis y las decisiones tomadas en el proceso de validación del CPRD han producido modificaciones considerables en relación con la versión original del instrumento. Los cambios están contemplados dentro del proceso de adaptación (Vijver & Leung, 1997) y suelen ocurrir cuando un constructo no está representado de forma adecuada por la versión original en la cultura a la que se quiere adaptar la prueba. Debe destacarse que la confiabilidad de la versión preliminar del cuestionario no se vio afectada, a pesar de las modificaciones realizadas. Los índices de consistencia interna resultaron adecuados. Incluso los valores de consistencia interna de la versión definitiva oscilaron entre aceptables y muy buenos, siendo similares o inclusive superiores a los índices de consistencia interna de la versión original, tal como puede observarse en los valores obtenidos en los factores *cohesión de equipo* y *motivación*.

En este punto, cabe destacar la existencia de diferencias en la metodología utilizada, en rela-

ción a la investigación realizada por Gimeno et al. (2001) que presenta el instrumento en su versión original. En primer lugar, para estimar el número adecuado de factores a extraer en el primer estudio del presente trabajo, se tomaron en cuenta los resultados de un análisis paralelo, procedimiento que no realizaron los autores de la versión original del instrumento.

En segundo lugar, se optó por la realización de un AFE en lugar de un ACP, a fin de conocer la estructura factorial del instrumento. Esta decisión radica en que la finalidad del AFE es identificar el número y la composición de los factores comunes, mientras que el ACP permite identificar el número y la composición de componentes necesarios para resumir las puntuaciones observadas en un conjunto de variables observadas (Lloret-Segura et al., 2014). Es decir, mientras que la finalidad del ACP consiste en reducir variables observables para explicar la misma cantidad de varianza con menos variables (Conway & Huffcutt, 2003), el AFE permite hallar factores latentes representados en variables observables, es decir, los ítems (DeCoster, 1998).

En tercer lugar, se optó por la utilización de un método de rotación oblicuo promax, recomendado actualmente (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014; Lloret-Segura et al., 2014; Lloret-Segura et al., 2017), en lugar de utilizar rotación octogonal, como es el caso de la rotación varimax.

En cuarto lugar, se optó por utilizar criterios más estrictos en relación al examen de los ítems. Además de la realización de un juicio de expertos, en la presente investigación se consideraron aceptables cargas factoriales superiores a .40, mientras que en el artículo que presenta la versión original se utilizó un criterio de inclusión de .30.

En quinto lugar, para realizar el AFE y los cálculos de consistencia interna, se trabajó con una matriz de correlaciones policóricas. En el caso del AFE, se recomienda la realización de

análisis de matrices de correlaciones policóricas en caso de trabajar con ítems politómicos (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014). Respecto de la consistencia interna, el cálculo de índices a partir de matrices de correlaciones policóricas permite evitar posibles infraestimaciones (Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012).

Por último, el presente trabajo procedió a probar el modelo resultante del AFE mediante la realización de un AFC, procedimiento no realizado en la investigación correspondiente al instrumento original que permitió confirmar la estructura factorial obtenida. A partir de la exclusión de ítems con cargas estandarizadas consideradas no aceptables, la versión final del instrumento quedó conformada por 25 ítems que componen cuatro factores: *autoconfianza* (5 ítems), *cohesión de equipo* (8 ítems), *motivación* (4 ítems) y *control de estrés* (8 ítems), respetando en sus cuatro factores los criterios de mínimo de tres ítems por factor (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Esta versión final del instrumento permitió la obtención de índices de bondad de ajuste considerados aceptables. A su vez, las correlaciones bajas entre factores resultantes evidencian la existencia de cuatro factores bien diferenciados.

Los resultados aportan evidencia de la validez de constructo para la versión adaptada del CPRD. Respecto a las adaptaciones específicas, se puede observar que el factor *control de estrés* se conserva en todos los análisis factoriales realizados. En el caso de Olmedilla-Zafra (2003), es necesario aclarar que aparecen dos factores que representan estos ítems: *ansiedad competitiva e influencia de la evaluación del rendimiento*. Si bien es necesario realizar estudios posteriores de validez convergente que puedan dilucidar con exactitud el contenido teórico del factor, este presenta indicadores que darían cuenta de la capacidad del deportista para hacer frente a las situaciones de estrés que una competencia deportiva le

puede presentar.

Por otro lado, la estructura factorial resultante indica que el instrumento evalúa el factor *autoconfianza*, al igual que en las adaptaciones realizadas por Ramos-Cabal et al. (2018), López-López et al. (2013) y Olmedilla-Zafra (2003). Es importante mencionar que, a partir de los resultados obtenidos durante el primer estudio, se descartaron varios reactivos que exhibían cargas factoriales elevadas en los factores *autoconfianza* y *control de estrés*, en simultáneo. Desde un punto de vista teórico, se puede considerar esperable que esto suceda. En las investigaciones sobre el modelo de ansiedad precompetitiva realizadas por Martens, Vealey y Burton (1990), se presenta a la autoconfianza como el extremo de un continuo cuyo opuesto es la ansiedad cognitiva. Martens et al. (1990) hallaron que los deportistas que presentaban dudas sobre sus capacidades para tener un buen rendimiento durante una competencia por lo general presentaban bajos niveles de autoconfianza. Si bien cabe señalar que estos resultados variaban sustancialmente debido a factores, situaciones o características de las muestras evaluadas, los investigadores optaron por evaluar los factores por separado. Teniendo en cuenta que esta misma situación podría estar presentándose en la adaptación del CPRD, se consideró adecuado evaluar ambos constructos por separado. En este sentido, el AFC llevado adelante en el segundo estudio permitió confirmar la existencia de estos dos factores diferenciados, *autoconfianza* y *control del estrés*, si bien se halló la existencia de una correlación moderada entre ambos.

Respecto al factor *motivación*, la existencia de este factor coincide con los resultados obtenidos por López-López et al. (2013), quienes también lo conservaron en su adaptación. Inclusive los ítems que conforman al factor coinciden parcialmente, en tres de los cuatro reactivos (ítems 29, 31 y 50).

Por otra parte, el factor *cohesión de equipo* ha sido propio de la presente adaptación. No se han encontrado en otras adaptaciones del instrumento evidencias de la existencia de este factor. Es importante destacar que en este factor se han conservado cinco de los seis ítems de cohesión de la versión original del CPRD, y que a su vez se han agregado los ítems 39, 42 y 44. Si bien es preciso realizar estudios de validez convergente, estos tres reactivos pueden dar cuenta de la adaptación del deportista al equipo del que forma parte. Es posible que la aparición de este factor esté vinculada a las muestras con las que se realizaron los estudios, caracterizadas por la realización de deportes colectivos, de manera tal que debería examinarse la estructura factorial del instrumento para muestras conformadas por deportistas que participen de disciplinas individuales.

La presente investigación permite dar cuenta de la existencia de una estructura factorial sólida para la adaptación del CPRD y presentar a su vez una consistencia interna adecuada. Adicionalmente, se ofrecen valores normativos que dan cuenta de la distribución de los datos en la muestra de referencia. Considerando el desarrollo que ha tenido el instrumento en Iberoamérica con diferentes traducciones, adaptaciones y procesos de baremización, resulta relevante la presentación que se ha realizado en esta investigación. Se ha presentado una versión del instrumento con una base psicométrica depurada y evidencias robustas de validez y confiabilidad, lo que significa un aporte relevante en la evaluación de variables psicológicas en el campo de la psicología aplicada al deporte en la Argentina.

Sería aconsejable realizar futuras investigaciones que tengan por objetivo corroborar la estructura factorial aquí expuesta con muestras de deportistas de disciplinas grupales y estudiar la estructura factorial del instrumento con muestras cuyos participantes se desempeñen en deportes

individuales. De la misma forma, sería adecuado realizar estudios de validez convergente, entendiendo que la validez de constructo es un proceso continuo que requiere variados estudios que pongan a prueba la estructura interna del constructo y la relación que este puede tener con otras variables (Richaud de Minzi, 2008).

Referencias

- Abisaad-Janna, M., & Orozco-Giraldo, E. (2018). Estandarización del cuestionario “*Características psicológicas relacionadas con el rendimiento deportivo (CPRD)*” con deportistas de la ciudad de Medellín. Colombia. (Trabajo final de pregrado). Recuperado de <http://bibliotecadigital.udea.edu.co>
- Almeida, P., Peixoto, F., & Viana, M. (2010). Adaptación del cuestionario CPRD en Portugal. En F. Gimeno & J. M. Buceta (Eds.). *Evaluación psicológica en el deporte. El cuestionario CPRD* (pp. 163-191). Madrid, España: Dykinson.
- Andreani-Denteci, O. (1975). *Aptitud mental y rendimiento escolar*. Barcelona, España: Herder.
- Bernaards, C. A., & Jennrich, R. I. (2005). Gradient projection algorithms and software for arbitrary rotation criteria in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 65(5), 676-696. doi: 10.1177/0013164404272507
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Nueva Jersey, NJ: John Wiley & Sons.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Press.
- Caicedo-Cavagnis, E. E., Pereno, G. L., & de la Vega-Marcos, R. (2017). Adaptación del Inventario Revisado de Ansiedad Estado Competitiva-2 a población deportiva argentina. Interdisciplinaria. *Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 34(2). Recuperado de <http://www.ciipme-conicet.gov.ar>
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor*

- analysis* (2ª ed.). Nueva Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Conway, J. M., & Huffcutt, A. I. (2003). A review and evaluation of exploratory factor analysis practices in organizational research. *Organizational Research Methods*, 6(2), 147-168. doi: [10.1177/1094428103251541](https://doi.org/10.1177/1094428103251541)
- DeCoster, J. (1998). *Overview of factor analysis*. Recuperado de <http://www.stat-help.com>
- Evans, J. D. (1996). *Straightforward statistics for the behavioral sciences*. Pacific Grove, California: Brooks/Cole.
- 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>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps>
- Fox, J., & Bouchet-Valat, M. (2019). *Rcmdr: R Commander. R package version 2.5-2*. Recuperado de <https://cran.r-project.org>
- 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 & Evaluation*, 17, 1-13. Recuperado de <https://scholarworks.umass.edu>
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update* (4ª ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Gimeno, F., Buceta, J. M., & Pérez-Llanta, M. D. C. (2001). El cuestionario «Características Psicológicas Relacionadas con el Rendimiento Deportivo» (CPRD): Características psicométricas. *Análise Psicológica*, 19(1), 93-113. Recuperado de <http://www.scielo.mec.pt>
- González-Fernández, M. D. (2010). Evaluación psicológica en el deporte: Aspectos metodológicos y prácticos. *Papeles del Psicólogo*, 31(3), 250-258. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es>
- Hoyle, R. H. (Ed.). (2012). *Handbook of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- Hyrkäs, K., Appelqvist-Schmidlechner, K., & Oksa, L. (2003). Validating an instrument for clinical supervision using an expert panel. *International Journal of Nursing Studies*, 40(6), 619-625. doi: [10.1016/S0020-7489\(03\)00036-1](https://doi.org/10.1016/S0020-7489(03)00036-1)
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ª ed.). New York, NY: Guilford Press.
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2017). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Análisis guiado según los basado en datos empíricos y el software. *Anales de Psicología*, 33(2), 417-432. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps>
- 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>
- López-López, I. S., Jaenes-Sánchez, J. C., & Cárdenas-Vélez, D. (2013). Adaptación para futbolistas (CPRD-F) del cuestionario “Características Psicológicas relacionadas con el Rendimiento Deportivo” (CPRD). *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 13(2), 21-30. Recuperado de <https://revistas.um.es/cpd>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. (2020). *Manual of the program FACTOR v. 10*. Recuperado de <http://psico.fcep.urv.es>
- Mahoney, M. J. (1988). *The psychological skills inventory for sports (R-5)*. Goleta, CA: Health Science Systems.
- Martens, R., Vealey, R. S., & Burton, D. (1990). *Competitive anxiety in sport*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. New Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Meyers, M. C., Leunes, A., & Bourgeois, A. E. (1996). Psychological skills assessment and athletic performance in collegiate rodeo athletes. *Journal of Sport Behavior*, 19(2), 132-146.

- Mikulic, I. M. (2007). *Construcción y adaptación de pruebas psicológicas*. Ficha de Cátedra. Facultad de Psicología. Universidad de Buenos Aires.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/727/72726347014.pdf>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2007). *Mplus User's guide* (5ª ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3ª ed.). Nueva York, NY: McGraw-Hill.
- Olmedilla-Zafra, A. (2003). Análisis de la influencia de los factores psicológicos sobre la vulnerabilidad del futbolista profesional y semiprofesional a las lesiones. *Cultura, Ciencia y Deporte*, 2(5), 104. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/1630/163017530011.pdf>
- Raimundi, M. J., Reigal, R., & Hernández-Mendo, A. (2016). Adaptación argentina del Inventario Psicológico de Ejecución Deportiva (IPED): Validez, fiabilidad y precisión. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 16(1), 211-222. Recuperado de <https://revistas.um.es/cpd>
- Ramírez, S., Tobías, J. C., & Alba, A. (2010). Adaptación y baremación del CPRD con deportistas mexicanos. En F. Gimeno, & J. M. Buceta, (Eds.), *Evaluación psicológica en el deporte. El cuestionario CPRD* (pp. 193-202). Madrid, España: Dykinson.
- Ramos-Cabal, H., Salguero del Valle, A., González-Diñeiro, A., Molinero-González, O., & Marqués-Rosa, S. (2018). Adaptación para deportes de montaña (CPRD-M) del cuestionario "Características Psicológicas Relacionadas con el Rendimiento Deportivo" (CPRD). *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*. doi: [10.21865/RIDEP47.2.13](https://doi.org/10.21865/RIDEP47.2.13)
- Revelle, W. (2018). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research. R package version 1.8.12*. Recuperado de <https://cran.r-project.org>
- Richaud de Minzi, M. C. (2008). Nuevas tendencias en psicometría. *Revista Evaluar*, 8(1). Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Sánchez-Rosas, J. (2015). The Achievement Emotions Questionnaire-Argentine (AEQ-AR): Internal and external validity, reliability, gender differences and norm-referenced interpretation of test scores. *Revista Evaluar*, 15(1). Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- San Martín, R. (2004). *Construcción de un baremo para el cuestionario CPRD, orientado a la población chilena de deportistas de alto rendimiento*. (Tesis de Licenciatura). Recuperado de <http://repositorio.unab.cl>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2016). *A beginner's guide to structural equation modeling* (4ª ed.). Nueva York, NY: Routledge.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5ª ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi: [10.1037/a0023353](https://doi.org/10.1037/a0023353)
- Tinsley, H. E., & Weiss, D. J. (1975). Interrater reliability and agreement of subjective judgments. *Journal of Counseling Psychology*, 22(4), 358-376. Recuperado de <http://web.pdx.edu>
- Uriarte, M. I., & Gimeno, F. (2010). Adaptación del CPRD con jugadores de fútbol chilenos. En F. Gimeno & J. M. Buceta, (Eds.), *Evaluación psicológica en el deporte. El cuestionario CPRD* (pp. 203-214). Madrid, España: Dykinson.
- Valderrey-Sanz, P. (2010). SPSS 17. *Extracción del conocimiento a partir del análisis de datos*. Madrid, España: RA-MA.
- Vallejo-Seco, G. (1992). *Análisis multivariantes aplicados a las ciencias del comportamiento*. Oviedo: Universidad de Oviedo.
- Vijver, F. D., & Leung, K. (1997). *Methods and data analysis for cross-cultural research*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Zuluaga-Quintero, I. A. (2018). *Estandarización del cues-*

tionario de “Características Psicológicas relacionadas con el Rendimiento Deportivo” (CPRD) en ajedrecistas antioqueños (Trabajo final de pregrado).

Recuperado de <http://bibliotecadigital.udea.edu.co>

Apéndice 1

Cuestionario CPRD

Se presenta la versión definitiva de la adaptación del CPRD (Gimeno, Buceta, & Pérez-Llanta, 2001). En población de deportistas que residen en Ciudad Autónoma de Buenos Aires y conurbano bonaerense y que practican deportes colectivos de forma federada. Adaptación: Pagano & Vizioli.

Instrucciones:

Conteste, por favor, a cada una de las siguientes afirmaciones, indicando en qué medida se encuentra de acuerdo con ellas. Como podrá observar, existen cinco opciones de respuesta, representadas cada una de ellas por un número. Elija la que desee, según su grado de acuerdo, marcando con una cruz el número correspondiente. En el caso de que no entienda lo que quiere decir exactamente alguna de las afirmaciones, marque con una cruz el círculo de la última columna.

*Ejemplos

Afirmaciones:

	Totalmente en desacuerdo				Totalmente de acuerdo					
	0	1	2	3	4					
1. Me encuentro muy nervioso(a) antes de una competición importante.					0	X	2	3	4	O

Esta respuesta significaría que no está de acuerdo con el enunciado, aunque no totalmente en desacuerdo.

2. Me motivan más las competiciones que los entrenamientos.					0	1	X	3	4	O
---	--	--	--	--	---	---	---	---	---	---

Esta respuesta significaría que uno se encuentra a mitad de camino entre *totalmente en desacuerdo* y *totalmente de acuerdo* con el enunciado.

3. Suelo reponer electrolitos al finalizar una competición.										X
---	--	--	--	--	--	--	--	--	--	---

Esta respuesta significaría que no se entiende lo que quiere decir exactamente el enunciado.

Afirmaciones:

	Totalmente en desacuerdo				Totalmente de acuerdo					
	0	1	2	3	4					
1 (1). Suelo tener problemas para concentrarme mientras compito.					0	1	2	3	4	O
2 (3). Tengo una gran confianza en mi técnica.					0	1	2	3	4	O
3 (5). Me llevo muy bien con otros miembros de mi equipo.					0	1	2	3	4	O
4 (8). En la mayoría de las competiciones confío en que lo haré bien.					0	1	2	3	4	O
5 (9). Cuando lo hago mal, suelo perder la concentración.					0	1	2	3	4	O
6 (11). Me importa más mi propio rendimiento que el rendimiento del equipo.					0	1	2	3	4	O
7 (13). Cuando cometo un error, me cuesta olvidarlo para concentrarme rápidamente en lo que tengo que hacer.					0	1	2	3	4	O
8 (17). Durante mi actuación en una competición, mi atención parece fluctuar una y otra vez entre lo que tengo que hacer y otras cosas.					0	1	2	3	4	O
9 (18). Me gusta trabajar con mis compañeros de equipo.					0	1	2	3	4	O
10 (19). Tengo frecuentes dudas respecto a mis posibilidades de hacerlo bien en una competición.					0	1	2	3	4	O

11 (21). Cuando comienzo haciéndolo mal, mi confianza baja rápidamente.	0	1	2	3	4	O
12 (22). Pienso que el espíritu de equipo es muy importante.	0	1	2	3	4	O
13 (25). Cuando me preparo para participar en una prueba (o para jugar un partido), intento imaginarme, lo que veré, haré o notaré cuando la situación sea real.	0	1	2	3	4	O
14 (28). Cuando cometo un error en una competición me pongo muy ansioso.	0	1	2	3	4	O
15 (29). En este momento lo más importante en mi vida es hacerlo bien en mi deporte.	0	1	2	3	4	O
16 (31). Mi deporte es toda mi vida.	0	1	2	3	4	O
17 (32). Tengo fe en mí mismo/a.	0	1	2	3	4	O
18 (35). Cuando cometo un error durante una competición suele preocuparme lo que piensen otras personas como el entrenador, los compañeros de equipo o algún espectador.	0	1	2	3	4	O
19 (38). Creo que el aporte específico de todos los miembros de un equipo es sumamente importante para la obtención del éxito del equipo.	0	1	2	3	4	O
20 (39). No vale la pena dedicar tanto tiempo y esfuerzo como yo le dedico al deporte.	0	1	2	3	4	O
21 (41). A menudo pierdo la concentración durante una competición por preocuparme o ponerme a pensar en el resultado final.	0	1	2	3	4	O
22 (42). Suelo aceptar bien las críticas e intento aprender de ellas.	0	1	2	3	4	O
23 (44). Me cuesta aceptar que se destaque más la labor de otros miembros del equipo que la mía.	0	1	2	3	4	O
24 (50). Suelo establecer objetivos prioritarios antes de cada sesión de entrenamiento.	0	1	2	3	4	O
25 (54). Suelo confiar en mí mismo/a aun en los momentos más difíciles de una competición.	0	1	2	3	4	O

Planilla de respuestas

Autoconfianza		Motivación		Control del estrés		Cohesión de equipo	
2(3).	0 1 2 3 4	13(25).	0 1 2 3 4	1(1).	4 3 2 1 0	3(5).	0 1 2 3 4
4(8).	0 1 2 3 4	15(29).	0 1 2 3 4	5(9).	4 3 2 1 0	6(11).	4 3 2 1 0
10(19).	4 3 2 1 0	16(31).	0 1 2 3 4	7(13).	4 3 2 1 0	9(18).	0 1 2 3 4
17(32).	0 1 2 3 4	24(50).	0 1 2 3 4	8(17).	4 3 2 1 0	12(22).	0 1 2 3 4
25(54).	0 1 2 3 4			11(21).	4 3 2 1 0	19(38).	0 1 2 3 4
				14(28).	4 3 2 1 0	20(39).	4 3 2 1 0
				18(35).	4 3 2 1 0	22(42).	0 1 2 3 4
				21(41).	4 3 2 1 0	23(44).	4 3 2 1 0
Puntuación directa:		Puntuación directa:		Puntuación directa:		Puntuación directa:	
Percentil:		Percentil:		Percentil:		Percentil:	

Adaptación del Inventario de Funciones del Voluntariado en adultos de Argentina

Adaptation of Volunteer Functions Inventory in adults from Argentina

Introducción
Metodología
Resultados
Discusión
Referencias

Valeria Chiesa *¹, Juliana Beatriz Stover²

1 - Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina.

2 - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires. Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina.

Recibido: 05/08/2020 Revisado: 04/10/2020 Aceptado: 09/10/2020

Resumen

Los voluntarios son sujetos que participan en una organización sin retribución económica, colaborando con la mejora y el avance de una comunidad. El análisis de sus motivaciones resulta de interés en la psicología, pero no se dispone de un instrumento local para evaluarlas. El objetivo de este estudio fue adaptar el Inventario de Funciones del Voluntariado (VFI). Se trabajó con 249 voluntarios de organizaciones no gubernamentales de diferentes provincias. Se recolectaron datos con una encuesta sociodemográfica y el VFI. Mediante un análisis factorial exploratorio utilizando el estimador *minimum rank factor analysis* con rotación oblimin directa, se aisló una estructura factorial de tres dimensiones (*social y carrera, mejora y protección, valores y comprensión*) que explicaban el 54.76 % de la varianza. La consistencia interna fue adecuada ($\alpha = .89/.94$). Como conclusión, se proporciona a profesionales e investigadores la adaptación del VFI a la población local, aportando evidencias de validez y confiabilidad.

Palabras clave: voluntarios, motivación, organización no gubernamental, validez, confiabilidad

Abstract

Volunteers are subjects who participate in an organization without financial compensation, contributing to the improvement and advancement of a community. The analysis of their motivations is of interest in Psychology; however, there is no local instrument to evaluate them. The aim of this study was to adapt the Volunteer Functions Inventory (VFI). A sample of 249 volunteers for non-governmental organizations from different provinces was studied. Data was collected through a sociodemographic survey and the VFI. An exploratory factorial analysis was performed using the Minimum Rank Factor Analysis estimator with Direct Oblimin rotation. A three-dimension factorial structure (*social and career, improvement and protection, values and comprehension*) was obtained, which explained 54.76 % of the variance. Internal consistency was adequate ($\alpha = .89/.94$). In conclusion, professionals and researchers are provided with an adaptation of the VFI to the local population, with favorable evidences of validity and reliability.

Keywords: volunteers, motivation, non-governmental organization, validity, reliability

*Correspondencia a: Valeria Chiesa. Dirección postal: Av. Rivadavia 9368 4D, C1407DZO. Teléfono: (5411) 5 711 9561. E-mail: valeriaschiesa@yahoo.com.ar

Cómo citar este artículo: Chiesa, V., & Stover, J. B. (2020). Adaptación del Inventario de Funciones del Voluntariado en adultos de Argentina. *Revista Evaluar*, 20(3), 68-82. Recuperado de <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

El *voluntario* es aquella persona que se involucra en las acciones de una organización, actuando en forma intencional y dedicando tiempo a actividades por las que no recibe una retribución de tipo económico; el voluntariado surge de la participación de ciudadanos que intervienen en la mejora y el avance de una comunidad (De Castro, 2002). El voluntariado no es una mera acción de caridad, sino que se trata de una agrupación entre iguales con objetivos que pueden ser vistos como transformadores, puesto que logran ejercer presión por políticas públicas más responsables y se amplían hacia derechos económicos, culturales y sociales. Thompson y Toro (1999) proponen el término *transformador* al definir la participación en el voluntariado ya que, a diferencia de otras épocas en las que el voluntario era relacionado con actividades de caridad, su rol actual involucra una relación de pares entre los miembros del equipo, en torno al objetivo o la causa perseguida con cada acción. Según dichos autores, el trabajo del voluntario constituye un capital social que es definido en cuatro dimensiones: 1) la confianza que se genera entre los participantes y su líder, al cual siguen; 2) la asociatividad, entendida como desarrollo de tejido social; 3) la responsabilidad asumida en tanto ciudadanos y 4) los valores éticos compartidos como miembros de una sociedad.

De acuerdo con el último informe de Naciones Unidas (Programa de Voluntariado de las Naciones Unidas, 2015), el voluntariado contribuye a la lucha contra las desigualdades y amplía la capacidad de expresión de la sociedad, dando visibilidad a las organizaciones de la sociedad civil para que puedan proponer soluciones a los gobernantes. Desde el punto de vista de las organizaciones, los voluntarios forman parte de una estrategia en torno a sus objetivos, que pue-

de estar vinculada a la lucha contra la pobreza, el desarrollo sustentable o bien las necesidades sociales de determinada población (Kliksberg, 2006). Dentro de las organizaciones, se detectan diferentes tipos de voluntariado: socio-asistencial, sociocultural y ambientalista. El primero se define en torno a diferentes acciones sociales de protección, asistencia o cuidado llevadas a cabo por el voluntario (Dávila, 2003). El voluntariado sociocultural promueve la educación y el acceso a conocimientos, buscando la integración social y favoreciendo la inclusión y el respeto por las diferentes culturas (Deusdad, 2013). Por último, el ambientalista emerge en torno a la defensa de la naturaleza, la sustentabilidad y el medio ambiente, en oposición a los intereses políticos imperantes, constituyéndose como un movimiento que busca generar cambios en la conciencia social de la población (Suárez, Hernández, & Hess, 2002).

El desarrollo del voluntariado parte de las políticas públicas y la presencia del Estado, el cual impulsa su participación. En países líderes en materia de voluntariado, la participación social se promueve desde la niñez a través del trabajo realizado en las escuelas y difundido en los medios de comunicación. En países con menor desarrollo, es llevado a cabo desde las universidades por grupos de jóvenes, quienes se involucran en acciones contra la desigualdad y la pobreza (Kliksberg, 2006). Según Thompson y Toro (1999) el voluntariado joven es el que cuenta con mayor representación en las organizaciones, puesto que sus vínculos sociales y su motivación por tener un mundo mejor son aquello que los impulsa a seguir adelante.

En Latinoamérica la actividad de voluntariado se ha incrementado notablemente durante las últimas décadas. En Chile, involucra a un 17 % de la población de la Región Metropolitana (Instituto Nacional de Estadística de Chile, 2002). En Argentina, la participación de la población en

actividades de voluntariado es aún mayor, superando el 25 % (Pucciarello & Rentero-Jover, 2008). Esta actividad en crecimiento contribuye al debate en nuevos espacios y fortalece los derechos de la sociedad civil de la mano de los llamados *colectivos*. Tal ha sido el caso de la irrupción del movimiento estudiantil en Chile en 2011, los movimientos en Uruguay en torno al reclamo de derechos sexuales y reproductivos, y en el caso de Argentina, el movimiento de gays, bisexuales y transgénero. Es así que el voluntariado se enfrenta a nuevas formas de participación que reclaman a los gobernantes el ser escuchados, buscando la receptividad de los gobiernos ante sus pedidos (Programa de Voluntariado de las Naciones Unidas, 2015).

El crecimiento de estas actividades ha impulsado a numerosos autores a estudiar cuáles son las motivaciones de estos sujetos, qué es lo que los lleva a actuar de forma deliberada y no remunerada en favor de los objetivos de una organización (Chacón, Gutiérrez, Sauto, Vecina, & Pérez, 2017; Niebuur, Liefbroer, Steverink, & Smidt, 2019). Las investigaciones más relevantes en torno a la motivación en el voluntariado han tomado como referencia la aplicación del Inventario de Funciones del Voluntariado (Volunteer Function Inventory; VFI) creado por Clary et al. (1998). Estos autores han basado su modelo en la teoría de Katz (1960) que describe necesidades y motivos de los sujetos a través de funciones.

Teoría funcionalista de Katz

Los aportes de Katz (1960) sobre el desarrollo de la motivación son de gran relevancia, puesto que sentaron las bases para el posterior estudio de las motivaciones en el voluntariado. Este autor, en el marco de la psicología social, desarrolló una teoría que describe las necesidades y motivos

que orientan a las personas hacia determinadas acciones, las cuales se relacionan con sus características personales. Su teoría distingue cuatro funciones: *instrumental o adaptativa, ego-defensiva, cognitiva y expresiva de valores*.

La *función adaptativa* se basa en el supuesto de que las personas desarrollan una actitud más favorable hacia aquello que es útil para satisfacer sus necesidades y evitar el displacer, rechazando todo aquello que las frustra. Según el autor, existen diversos hábitos, actitudes y reacciones hacia los objetos, los símbolos o las personas que están conformados en torno a la necesidad que buscan satisfacer. Es así que, cuanto más importante sea la necesidad que satisfacen, mayor relevancia tendrán para el sujeto.

La *función ego-defensiva* refiere al rechazo que siente la propia persona con respecto a aspectos de sí mismo o del entorno que le resultan amenazantes. La reducción de estas amenazas es conocida como *mecanismos de defensa* y su teorización está basada en las concepciones de Freud (1894). Según Katz (1960), los mecanismos de defensa involucrados en la función ego-defensiva comprenden, por una parte, la negación y evitación. Estos mecanismos resultan los menos adaptativos puesto que implican la huida de la realidad. Por otro lado, se ubican la racionalización, el desplazamiento y la proyección, que implican una distorsión de la realidad en lugar de la huida, ya que el sujeto proyecta sus sentimientos en otras personas, o bien refuerza su ego en una actitud de engrandecimiento que le permite fortalecer su propia imagen.

La *función cognitiva* involucra los mecanismos a través de los cuales se constituyen las experiencias vividas. El sujeto se interesa en los conocimientos que le dan sentido a su entorno y vivencias, lo cual favorece la búsqueda de información que le permita comprender los sucesos y le proporcione un marco conceptual. Esta función

involucra ciertos estereotipos a los cuales el sujeto se adapta y que describen sus preferencias, hábitos y causas de interés.

Por último, la *función expresiva* de valores es la manifestación por parte del sujeto de aquello que expresa sus ideales y refleja sus creencias. Está relacionada con su propia identidad e imagen personal. A diferencia de las anteriores, la función expresiva de valores no busca reducir tensiones o evitar conflictos, así como tampoco busca recibir una recompensa, sino que manifiesta la satisfacción del sujeto al dar cuenta de su identidad e imagen de sí a través de los valores que expresa.

Tomando los postulados de Katz, Clary y Snyder (1991) desarrollaron la *teoría funcional de las motivaciones del voluntariado*, que se ha constituido en el más importante desarrollo teórico en torno a la evaluación de voluntarios y ha servido de base para gran cantidad de investigaciones sobre el tema (Dávila & Chacón, 2005; Chacón et al., 2017). Los autores consideraron las múltiples motivaciones que podrían determinar la participación del voluntario. Partiendo de la teoría funcional de Katz (1960), que postula que las personas mantienen conductas y actitudes similares por razones muy diversas y satisfacen así diferentes necesidades, plantearon que el voluntario puede involucrarse en determinada actividad por diferentes motivos o razones, y a su vez satisfacer distintas necesidades o funciones (Dávila & Chacón, 2005). A continuación, se detallan sus aportes teóricos, que surgen del desarrollo del VFI.

Inventario de Funciones del Voluntariado

Clary et al. (1998) diseñaron el VFI con el objetivo de evaluar voluntarios asistencialistas en EEUU, los cuales se dedicaban al cuidado de enfermos de HIV en instituciones hospitalarias. Este

instrumento cuenta con seis dimensiones centrales:

Social. Refiere a la intención de fortalecer relaciones sociales, desarrollar una actividad que es importante y que puede ser compartida con otros. El voluntario participa de las actividades junto a otras personas con las cuales establece un vínculo y comparte el valor de la actividad realizada.

Carrera. Involucra el deseo de desarrollar carrera a través de experiencias relacionadas al voluntariado, incorporar o mantener nuevas habilidades que favorezcan su crecimiento, y avanzar profesionalmente, mejorando sus capacidades e incorporando nuevas herramientas o recursos.

Protección. Apunta a reducir sentimientos negativos como la culpa o a hacer frente a problemas personales. Guarda relación con la función ego-defensiva que planteó Katz (1960), puesto que involucra mecanismos defensivos tendientes a evitar o distorsionar la realidad para defender la propia imagen.

Comprensión. Implica aprender más sobre el mundo y las habilidades que son utilizadas en la actividad de voluntariado; ampliar la perspectiva sobre la causa que el voluntario defiende. Se asocia a la función cognitiva que postuló Katz (1960), en tanto se trata de una búsqueda de conocimientos que le permite al sujeto saber más sobre aquello en lo que está involucrado.

Valores. Implica actuar o expresarse en valores que se consideran importantes, como el humanitarismo o el altruismo, lo cual es una motivación fundamental del voluntario. Esta dimensión está relacionada con la función expresiva de valores que postuló Katz (1960), en tanto el voluntario no

busca una recompensa externa, sino la expresión de su identidad.

Mejora. Implica crecer y desarrollarse psicológicamente a través de las funciones del voluntariado, fortalecer el ego y sus aspectos protectores. Se relaciona con la función adaptativa postulada por [Katz \(1960\)](#), puesto que implica un refuerzo positivo para la persona que incrementa su autoestima.

El instrumento se conformó de 30 ítems con opciones de respuesta Likert de siete posiciones que van desde *totalmente de acuerdo* a *totalmente en desacuerdo*. Los autores realizaron el análisis de la estructura del test mediante el análisis de componentes principales (que hallaron los mencionados seis factores) y evaluaron la consistencia interna de cada dimensión reportando valores excelentes.

En diversos países se han realizado adaptaciones del VFI, la mayoría de las cuales informaron seis dimensiones ([Chacón et al., 2017](#)). Se destaca la adaptación española efectuada por [Dávila y Chacón \(2005\)](#) para evaluar voluntarios socio-asistenciales y ambientalistas. En China se realizó la validación con una muestra de estudiantes de universidades que son reclutados anualmente para llevar a cabo distintos proyectos que involucran el cuidado de niños en situación de vulnerabilidad, adultos mayores que viven solos, niños con diagnóstico de Asperger y nuevos inmigrantes ([Wu, Wing Lo, & Liu, 2009](#)). Similares resultados se encontraron en la adaptación colombiana realizada por [Pérez-Ortega, García-Jaramillo y Sepúlveda-Atehortúa \(2012\)](#), en este caso con voluntarios de diversas organizaciones de tipo asistencial, ambientalista y sociocultural. En Suecia, [Jiranek, Kals, Humm, Strubel y Wehner \(2013\)](#) llevaron a cabo sus estudios examinando la intención de ser voluntario en una muestra de

no-voluntarios obtenida mediante una encuesta de interés general, y obtuvieron nuevamente seis dimensiones. En Arabia Saudita se adaptó el instrumento a partir de una muestra de voluntarios de diferentes ONG que nucleaban voluntarios asistencialistas, ambientalistas y socioculturales, y también se halló la mencionada estructura ([Asghar, 2015](#)). Un estudio reciente realizado en Holanda con participantes de una investigación sobre salud poblacional que incluyó cuestionarios sobre participación en voluntariados de diversa índole también llegó a los mismos resultados ([Niebuur et al., 2019](#)). Otros trabajos informaron distintas soluciones factoriales. Por ejemplo, la adaptación italiana llevada a cabo por [Marta, Guglielmetti y Pozzi \(2006\)](#) halló cuatro dimensiones, analizando datos de voluntarios adultos jóvenes que trabajaban con niños; al igual que en Brasil, donde [Pilati y Hees \(2011\)](#) identificaron una solución de cuatro factores evaluando una población de adultos jóvenes de diferentes organizaciones de voluntariado.

En relación con su consistencia interna, todas las mencionadas adaptaciones obtuvieron valores adecuados. En la Tabla 1 se reúnen algunas características de las adaptaciones mencionadas en orden cronológico de publicación.

Como se ha mencionado, considerando la importancia que adquiere la labor del voluntariado en el país ([Programa de Voluntariado de las Naciones Unidas, 2015](#); [Pucciarello & Rentero-Jover, 2008](#)), el amplio uso del VFI a nivel mundial ([Clary et al., 1998](#)) y la necesidad de adaptar cuidadosamente los instrumentos en función de las características propias de cada cultura ([Fernández, Pérez, Alderete, Richaud, & Fernández-Liporace, 2010](#)), el objetivo de este trabajo es efectuar la adaptación conceptual, lingüística y métrica del instrumento a la población local. Se hipotetiza que, al igual que en el caso de la mayoría de las versiones previas, se hallará una

Tabla 1

Estadísticos descriptivos —media y desvío estándar— para las palabras correctamente recordadas en los ensayos de evaluación de la tarea de IP.

Autores	País	Año	Muestra	Factores	N°/ Ítems	Análisis	α
Clary et al.	EEUU	1998	999 voluntarios	6	30	AP AFC	.80/.89
Dávila & Chacón	España	2005	395 voluntarios	6	30	EP	.60/.92
Marta et al.	Italia	2006	416 voluntarios	4	16	AFE	.66/.85
Wu et al.	China	2009	279 voluntarios	6	30	AFE AFC	.70/.91
Pilati & Hees	Brasil	2011	319 voluntarios	4	24	EP	.72/.85
Pérez-Ortega et al.	Colombia	2012	173 voluntarios	6	27	ACP	-
Jiranek et al.	Suecia	2013	513 voluntarios y no voluntarios	6	30	AFE AFC	.77/.83
Asghar	Arabia Saudita	2015	155 voluntarios	6	30	ACP	.83/.87
Niebuur et al.	Holanda	2019	4208 voluntarios	6	30	AFE AFC	.78/.85

Nota. AFE = análisis factorial exploratorio, AFC= análisis factorial confirmatorio, ACP = análisis de componentes principales, EP = ejes principales.

estructura factorial de seis dimensiones, las cuales aportarán evidencias de validez de constructo para evaluar la motivación de los voluntarios. A su vez, considerando lo informado en investigaciones precedentes, se hipotetiza que se obtendrán adecuados valores de consistencia interna.

Metodología

Se efectuó un diseño no experimental, transversal y un estudio descriptivo, correlacional y explicativo. Se realizó un muestreo no probabilístico e intencional (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista-Lucio, 2010).

Participantes

La muestra se compuso de 249 voluntarios de organizaciones no gubernamentales, provenientes de diferentes provincias (65.5 % mujeres; 34.5 % hombres), con edades comprendidas

entre los 18 y 65 años. El mayor porcentaje de los participantes informó tener entre 20 y 40 años (72.4 %). El 33.7 % trabajaba al momento de la evaluación. En cuanto al nivel educativo máximo alcanzado, el 58.3 % contaba con el nivel secundario completo. El 85.1 % de los participantes no tenía hijos al momento de la evaluación, y los participantes convivían con su familia de origen en el 62.1 % de los casos. El nivel socio-económico más frecuentemente registrado fue medio (87.1 %). El detalle de los datos sociodemográficos se incluye en la Tabla 2.

Considerando las características del tipo de voluntariado, en relación al tipo de ONG a la cual pertenecen los sujetos evaluados, el 82.30 % asistía a organizaciones ambientalistas, mientras que el 17.70 % pertenecía a organizaciones socioculturales. El mayor porcentaje de participantes se desempeñaba en la Ciudad de Buenos Aires (31.70 %), siguiéndole en cantidad de casos las ciudades de Rosario (14.50 %) y Córdoba (14.10 %). Los voluntarios informaron una antigüedad en la ONG en la que participaban de

Tabla 2
Datos sociodemográficos. Frecuencias.

	<i>n</i>	%
<i>Edad</i>		
Menos de 20 años	52	21.10
20 a 40 años	178	72.10
40 a 60 años	14	5.70
Más de 60 años	2	0.80
<i>Nivel educativo máximo alcanzado</i>		
Primaria incompleta	1	0.40
Primaria completa	27	10.80
Secundario completo	145	58.30
Universitario/terciario completo	76	30.50
<i>Grupo de convivencia</i>		
Familia de origen	154	62.10
Solo/amigos	47	19.00
Familia propia	44	17.70
Otros	3	1.20
<i>Nivel socio-económico percibido</i>		
Bajo	20	8.10
Medio-Bajo	5	2.00
Medio	216	87.10
Medio-Alto	3	1.20
Alto	4	1.60

uno a tres años en la mayoría de los casos (38.10 %), seguida de aquellos con menos de un año de antigüedad (34 %; Tabla 3).

Instrumentos

Encuesta sociodemográfica. Diseñada ad-hoc para este trabajo. Indaga género, edad, situación laboral, presencia de hijos, nivel de estudios máximos alcanzados, grupo de convivencia y nivel socioeconómico percibido. En relación a las características del voluntariado, recolecta información sobre el tipo de ONG, la antigüedad en la misma y la provincia de procedencia.

Tabla 3
Características del voluntariado. Frecuencias.

	<i>n</i>	%
<i>Localidad</i>		
Bahía Blanca	19	7.60
CABA	79	31.70
Córdoba	35	14.10
Mar del Plata	15	6.00
Mendoza	17	6.80
Paraná	19	7.60
Posadas	8	3.20
Rosario	36	14.50
Salta	21	8.40
<i>Antigüedad en la ONG</i>		
Menos de 1 año	83	34.00
1 a 3 años	93	38.10
3 a 6 años	50	20.50
Más de 6 años	18	7.40

Inventario Funciones de Voluntariado (VFI, Volunteer Functions Inventory; Clary et al., 1998).

Se adaptó a la población local el instrumento ya descrito en la introducción teórica. Este instrumento evalúa motivación en población de voluntarios a partir de seis dimensiones: *comprensión, mejora, protección, carrera, social y valores*. Consta de 30 ítems con formato de respuesta Likert de 7 posiciones (*totalmente en desacuerdo a totalmente de acuerdo*).

Procedimiento

El estudio se llevó a cabo de modo presencial en las instalaciones de cada organización para los voluntarios de Buenos Aires y en formato *on line* para los participantes de Mendoza, Salta, Santa Fe, Córdoba, Entre Ríos y Misiones. En los casos presenciales, la administración fue coordinada por una Licenciada en Psicología. En ambos casos (presencial y *on line*) la administración

incluyó un consentimiento informado, en el cual se aclaró a los sujetos que podían abandonar la evaluación cuando lo desearan, que esta era anónima y que no afectaría a sus tareas dentro de la organización.

Análisis de datos

Los análisis psicométricos se llevaron a cabo de acuerdo a la teoría clásica de los tests, considerando recientes lineamientos de la disciplina (p. ej., Hambleton & Zenisky, 2010; Martínez-Arias, Hernández-Lloreda, & Hernández-Lloreda, 2006; Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). Como primer paso, dos expertos en psicometría tradujeron al español el VFI. Posteriormente, mediante un estudio de juicio experto se llevó a cabo un muestreo del contenido de los ítems (estudio de evidencias de validez de contenido), para luego realizar un estudio piloto presencial con cinco voluntarios de una ONG, cuyo objetivo fue revisar los ítems y consignas desde el punto de vista formal/lingüístico (análisis de evidencias de validez aparente). El resultado de estos procedimientos fue la reducción del formato de respuesta a cinco opciones (*totalmente en desacuerdo, un poco en desacuerdo, ni de acuerdo ni en desacuerdo, un poco de acuerdo, totalmente de acuerdo*) y la adición de un reactivo a la dimensión *valores* (*Con el voluntariado intento generar un cambio*). Tras estos pasos se procedió a recolectar datos.

Previo al análisis de la dimensionalidad, se calcularon estadísticos descriptivos para los reactivos (media, desvío estándar, asimetría, curtosis), considerando valores fuera del rango $-2/2$ como indicadores de falta de normalidad. Para aportar evidencias de validez de constructo, se realizó un análisis factorial exploratorio mediante el estimador *minimum rank factor analysis* (MRFA) como método de extracción, con rotación oblimin

directa (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014) utilizando la matriz de covarianza policórica debido al carácter ordinal de las variables (Muthén & Kaplan, 1985). Se seleccionó la cantidad de factores a extraer con el método de análisis paralelo (Horn, 1965). Se estimaron correlaciones entre los factores obtenidos mediante coeficientes r de Pearson. Se interpretaron de acuerdo a los puntos de corte de Cohen (1988): pequeño = .10; mediano = .30; grande = .50. Se estimó la consistencia interna por medio de los coeficientes alfa ordinales y Cronbach (Elosúa & Zumbo, 2008). Finalmente se elaboraron baremos. Los procedimientos se realizaron con el software FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013) y con PASW Statistics, Versión 18.0 (SPSS INC, 2009).

Resultados

Estadísticos descriptivos

En un primer momento se calcularon estadísticos descriptivos para los ítems. Como se detalla en la Tabla 4, los valores de asimetría y curtosis resultaron inferiores a 2 en 23 de los 31 reactivos.

Dimensionalidad

Se calculó un MRFA con rotación oblimin directa. A diferencia de las adaptaciones previas, se consideró el carácter ordinal de las variables, así como la presencia de ítems con valores superiores a 2 en asimetría y curtosis, analizándose la matriz de covarianza policórica (Muthén & Kaplan, 1985).

El método de análisis paralelo (Horn, 1965) sugirió tres factores. Se eliminaron cuatro elementos con cargas inferiores a .40 (ítems 7, 11,

Tabla 4

Inventario Funciones de Voluntariado. Estadísticos descriptivos.

	M	DE	Asimetría	Curtosis
1. El voluntariado puede ayudarme a entrar en un lugar donde me gustaría trabajar	3.31	1.21	-0.52	-0.48
2. Tengo amigos que realizan voluntariado	3.39	1.45	-0.50	-1.10
3. Estoy preocupado por seres vivos más vulnerables que yo	4.59	0.83	-2.71	8.09
4. La gente que me rodea quiere que sea voluntario	2.57	1.31	0.25	-1.07
5. Ser voluntario me hace sentir importante	3.15	1.25	-0.28	-0.82
6. Las personas que conozco, por fuera de la ONG, comparten conmigo el interés por el servicio a la comunidad	3.43	1.08	-0.34	-0.58
7. No importa lo mal que me haya estado sintiendo, el voluntariado me ayuda a olvidarlo	3.55	1.20	-0.70	-0.31
8. Tengo una preocupación genuina por la causa a la cual estoy ayudando	4.67	0.76	-2.80	8.30
9. Siendo voluntario me siento menos solo	3.16	1.18	-0.39	-0.53
10. Puedo hacer nuevos contactos que me ayudarán en mis negocios o carrera	2.89	1.25	-0.16	-1.02
11. El voluntariado me libera un poco de la culpa que siento por ser más afortunado que otros	2.09	1.17	0.68	-0.68
12. Puedo aprender más acerca de la causa por la cual estoy trabajando	4.47	0.84	-2.11	5.20
13. Ser voluntario aumenta mi autoestima	3.42	1.20	-0.56	-0.38
14. El voluntariado me permite tener una nueva perspectiva sobre las cosas	4.54	0.79	-2.17	5.42
15. El voluntariado me permite explorar diferentes opciones de carrera.	3.43	1.20	-0.45	-0.50
16. Siento compasión hacia los necesitados (personas, animales, ambiente, etc)	4.26	1.03	-1.51	1.85
17. Las personas cercanas a mí, por fuera de la ONG, dan gran valor al servicio a la comunidad	3.28	1.02	-0.30	-0.24
18. Ser voluntario me permite comprender la causa a través de mi experiencia	4.33	0.88	-1.44	1.82
19. Siento que es importante ayudar a los demás	4.59	0.82	-2.48	6.70
20. Ser voluntario me ayuda a resolver mis problemas personales	2.56	1.18	0.08	-0.95
21. El voluntariado me ayudará a tener éxito con la profesión que elija	2.87	1.22	-0.11	-0.90
22. Puedo hacer algo por una causa que es importante para mí	4.53	0.85	-2.20	5.16
23. El voluntariado es una actividad importante para la gente que mejor conozco	3.11	1.08	-0.09	-0.31
24. Ser voluntario es un buen escape a mis propios problemas	2.43	1.19	0.29	-0.95
25. Me permite comprender cómo manejarme con distintas personas	3.96	1.07	-1.16	0.84
26. Ser voluntario me hace sentir necesario	3.31	1.28	-0.46	-0.75
27. Ser voluntario me hace sentir mejor conmigo mismo	3.94	1.06	-1.02	0.56
28. La experiencia como voluntario se verá bien en mi currículum	2.92	1.21	-0.14	-0.80
29. El voluntariado es una forma de hacer nuevos amigos	3.90	1.10	-1.12	0.78
30. Puedo explorar mis fortalezas	4.41	0.89	-1.96	4.32
31. Con el voluntariado intento generar un cambio	4.71	0.76	-3.35	11.93

24, 25). Se aisló una estructura factorial de tres dimensiones (KMO = .88; Bartlett: $\chi^2_{(351)} = 3220$). La varianza explicada total fue 54.76 % (Factor 1 = 35.85 %; Factor 2 = 13.46 %; Fac-

tor 3 = 7.79 %). En función del contenido de los ítems y de su pertenencia a las escalas originales, se procedió a su etiquetación como *social y carrera* (F1), *mejora y protección* (F2), *valores y*

Tabla 5
Inventario de Funciones de Voluntariado. Estructura factorial.

Item	Social y Carrera	Mejora y Protección	Valores y Comprensión
1	.59	.00	.16
2	.63	-.24	.11
3	.02	-.11	.85
4	.75	-.11	-.24
5	.35	.44	-.01
6	.48	-.07	-.15
8	.00	-.21	.85
9	.45	.19	.10
10	.73	.11	-.01
12	.15	.04	.60
13	.14	.69	.15
14	.25	.14	.63
15	.58	.07	.19
16	-.06	.04	.68
17	.58	-.04	.15
18	.29	-.03	.63
19	-.02	.19	.80
20	.19	.76	-.22
21	.55	.30	-.08
22	-.20	.17	.80
23	.61	.09	.08
26	-.99	.84	.08
27	-.05	.70	.25
28	.66	.23	-.12
29	.61	-.02	.27
30	.29	.18	.61
31	-.00	.03	.87

comprensión (F3). El primer factor agrupó 12 ítems, el segundo incluyó cinco elementos y el tercero, 10 ítems. En la Tabla 5 se detallan los resultados resaltando en tipografía negrita las cargas superiores .40.

Al analizar las asociaciones entre las dimensiones, se hallaron correlaciones positivas con tamaño del efecto bajo (Cohen, 1988) entre *valores y comprensión*, por una parte, y *mejora y protección* ($r = .28$; $p < .001$). También se ob-

tuvieron asociaciones positivas, pero con tamaño del efecto moderado entre *valores y comprensión* y *social y carrera* ($r = .32$; $p < .001$), y entre *mejora y protección* y *social y carrera* ($r = .44$; $p < .001$).

Consistencia interna

En función del carácter ordinal de los ítems se analizaron coeficientes alfa ordinales para estimar la consistencia interna (Elosúa & Zumbo, 2008), y se hallaron valores adecuados: Factor 1 = .89; Factor 2 = .90; Factor 3 = .94. De modo complementario, se calcularon alfas de Cronbach: Factor 1 = .84; Factor 2 = .79; Factor 3 = .88.

Baremos locales

Finalizado el proceso de validación, se calcularon los baremos (Tabla 6).

Discusión

El objetivo de este trabajo fue adaptar el VFI (Clary et al., 1998) para su aplicación en voluntarios de organizaciones ecologistas y socioculturales de Buenos Aires, Mendoza, Salta, Santa Fe, Córdoba, Entre Ríos y Misiones. Tras ajustar los aspectos lingüísticos considerando las evidencias de validez aparente y de contenido, se calculó un análisis factorial exploratorio mediante el estimador MRFA, y se obtuvo una estructura de tres dimensiones. Considerando el nuevo agrupamiento de los reactivos, las dimensiones obtenidas tras el análisis fueron:

Social y carrera (12 ítems). Este factor da cuenta de la influencia externa que recibe el voluntario,

Tabla 6
Inventarios de Funciones de Voluntariado. Baremos.

	Social y Carrera	Mejora y Protección	Valores y Comprensión
Media	38.31	16.39	45.10
Desvío Estándar	8.73	4.42	5.94
Percentiles			
5	22	9	32
10	27	9	40
20	31	13	43
25	33	14	44
30	34	15	45
40	36	16	46
50	39	17	47
60	42	18	47
70	43	19	48
75	45	19	49
80	46	20	49
90	49	22	50
95	52	23	50

proveniente del contexto en el cual se desenvuelve. El aspecto *social* implica incrementar los vínculos a través del desarrollo de actividades compartidas por los integrantes del equipo, o por objetivos y misiones en común. El voluntario comparte con sus amigos la riqueza que proporciona la actividad realizada. Puede obtener además un desarrollo, ya sea profesional o laboral, producto de la actividad que realiza, lo que implica una mejora de sus competencias y habilidades, y lo prepara para su futuro empleo (*carrera*).

Mejora y protección (5 ítems). Esta dimensión se asocia a necesidades individuales del voluntario, el fortalecimiento de su yo y la resolución de cuestiones personales.

Mejora define la riqueza de tipo psicológico que aporta al voluntario el participar de los objetivos en los que se implica, lo que favorece el incremento de su autoestima y el desarrollo de su

yo. El voluntario siente que es importante y necesario, al mismo tiempo que se vincula dentro del grupo. *Protección*, por su parte, implica involucrarse en el voluntariado, ayuda a disipar los sentimientos de culpa o dificultades derivadas de sentirse en mejor posición que otros. El voluntario puede impedir o corregir situaciones personales para evitar la sensación de soledad.

Valores y comprensión (12 ítems). El factor hace foco en la causa que se persigue. En cuanto a los *valores*, se asocian a la motivación por actuar o manifestarse a través del altruismo y los valores humanitarios, que puedan favorecer al cambio, según el objetivo que persiga el voluntariado, ya sea educativo, social o bien apunte a resolver problemáticas de tipo ambiental, expresando una preocupación genuina por la causa que se lleva adelante. *Comprensión* refiere a la búsqueda de información que amplíe el conocimiento sobre el entorno e incremente la experiencia personal del voluntario. Saber más sobre el contexto en el que se busca actuar, favorece al desarrollo de habilidades asociadas con sus intereses.

La solución trifactorial aquí informada difiere de la hipótesis que afirmaba que se obtendría una estructura de seis dimensiones, similar a la que aparece en la literatura sobre la temática. Por tanto, los resultados presentan variaciones respecto de la estructura hexafactorial hallada en las versiones estadounidense, holandesa, colombiana, china y sueca (Clary et al., 1998; Dávila & Chacón, 2005; Jiranek et al., 2013; Niebuur et al., 2019; Pérez-Ortega et al., 2012; Wu et al., 2009), y también difiere de los resultados tetrafactoriales de las versiones italiana (Marta et al., 2006) y brasilera (Pilati & Hees, 2011). Las diferencias podrían ser explicadas por variaciones culturales, tales como son los distintos idiomas y entornos en los cuales el VFI fue aplicado (Fernández et

al., 2010). También, podrían entenderse por la incorporación de ítems nuevos, tal como ha sido el caso de la adaptación del VFI realizada en este estudio, que consta de 31 ítems en lugar de los 30 originales. En este trabajo se partió de los 30 ítems diseñados por Clary et al. (1998) y, producto de la información recogida en la prueba piloto realizada en población local, se decidió la incorporación de un nuevo ítem en la dimensión *valores*. En tercer lugar, podrían explicarse ciertas divergencias registradas como resultado del tipo de voluntariado evaluado, dado que se trató de voluntarios ambientalistas y socioculturales. La versión original del test se creó para evaluar voluntarios del área de salud, que asistían a personas con HIV (Clary & Snyder, 1991; Clary et al., 1998). Posteriormente, el test fue aplicado sobre población de voluntarios asistencialistas, de lucha contra la pobreza, apoyo educativo y otros, tal es el caso chileno (González, Leiva, Sepúlveda, & Vega, 2004). Investigaciones previas que comparaban la motivación de los voluntarios encontraron que aquellos dedicados a tareas ambientalistas expresaban valores de tipo altruista, ya sea en torno a otros o bien hacia el medio ambiente; mientras que los voluntarios socio asistenciales expresaban una motivación que guardaba mayor relación con obtener conocimientos y experiencias derivadas de su participación en el voluntariado (Dávila, 2003). Por lo tanto, se podría hipotetizar que las diferentes motivaciones del voluntario, según la misión de la ONG, podrían afectar las estructuras factoriales halladas.

Al examinar las correlaciones entre los factores, se obtuvieron correlaciones positivas en todos los casos. Interpretando solo las asociaciones con tamaño del efecto moderado, se observa que la relación de *mejora y protección* con *social y carrera* da cuenta de que los voluntarios que comparten sus actividades con otros en torno al voluntariado incrementan su autoestima y se protegen

de lo displacentero. Por su parte, el vínculo del factor *social y carrera* con la dimensión *valores y comprensión* implica que los voluntarios que son altruistas prefieren compartir sus actividades con el grupo. A su vez, aquellos que se interesan por su crecimiento y desarrollo, cuentan con inquietudes en torno a la causa que persiguen (Clary et al., 1998; Katz, 1960).

Tal como fue hipotetizado, en el análisis de la consistencia interna se obtuvieron valores adecuados para cada uno de los factores, ubicándose los valores de alfa ordinal entre .89 y .94 y los de alfa de Cronbach entre .79 y .88. Estos resultados aportan información sobre la confiabilidad de las puntuaciones obtenidas con el instrumento. Al comparar los guarismos obtenidos con los reportados en estudios previos, se encontraron valores similares (p. ej., Chacón et al., 2017). Para finalizar el análisis de los resultados, cabe destacar que este estudio aporta baremos, lo que permitirá la evaluación de voluntarios locales.

Como limitaciones en torno a la metodología, puede mencionarse que la muestra provista ha sido intencional y no aleatoria. La misma se compuso de voluntarios de diversas organizaciones medioambientales y socioculturales, lo que determina que los resultados deban generalizarse a poblaciones de similares características. Otro aspecto a señalar se relaciona con la dispersión geográfica de la muestra. Se han recabado datos de seis provincias de la Argentina, donde se concentraba mayor número de voluntarios por ser sedes de las ONGs participantes. Idealmente, debería haberse abarcado todas las provincias del país.

En relación a la adaptación del test VFI (Clary et al., 1998), no se incluyeron escalas que analicen la validez de las respuestas de los sujetos, como por ejemplo el análisis de impresión positiva o negativa, lo cual podría derivar en la existencia de respuestas sesgadas, incluso tras efectuar una rigurosa estandarización en la admi-

nistración y el control de los protocolos. Por otra parte, no se realizó un test-retest, lo que hubiera permitido examinar la estabilidad temporal de las puntuaciones, ni se examinaron evidencias de validez de criterio.

Como futura línea de investigación, se propone continuar el estudio de la calidad psicométrica del instrumento, así como replicar el estudio variando el tipo de organización analizada, incorporando ONGs dedicadas a la lucha contra la pobreza, asistencia en salud y ayuda comunitaria. De esa forma, se podría confirmar si las diferencias halladas en la estructura factorial se asocian al tipo de ONG del cual provienen los voluntarios evaluados al momento de aplicar el VFI (Clary et al., 1998).

A modo de conclusión, cabe considerar las hipótesis que guiaron los análisis efectuados. En primer lugar, como fue mencionado, se aisló una estructura trifactorial, a diferencia de los resultados hexafactoriales de la mayoría de los estudios previos. Por tanto, la evidencia empírica no está a favor de la hipótesis planteada. En segundo lugar, los resultados de los estudios de confiabilidad avalan la hipótesis que afirmaba que se obtendrían adecuados índices de consistencia interna. Para finalizar, más allá de las diferencias en la solución factorial hallada, y a pesar de las limitaciones, cabe destacar que este estudio hace posible la transferencia de tecnología de evaluación, puesto que proporciona la adaptación a población local del VFI (Clary et al., 1998). Esto reviste importancia, considerando que una adecuada evaluación del voluntariado permitirá dar cuenta de sus motivaciones, lo que favorecerá su reclutamiento y capacitación (Dávila & Chacón, 2003), además de brindar herramientas para su desarrollo dentro de cada organización. Lo mencionado resulta de importancia en tanto el voluntariado se ha convertido en un agente relevante en el debate sobre problemáticas sociales y del medio ambiente,

movilizando a la ciudadanía a través de las organizaciones que representa, visualizando la necesidad de cambio y contribuyendo al compromiso de aquellos que buscan una mejor respuesta de los gobiernos a las problemáticas sociales, medioambientales y educativas (Programa de Voluntariado de las Naciones Unidas, 2015).

Referencias

- Asgar, H. (2015). The Volunteer Functions Inventory: Examination of dimension, scale reliability and correlates. *International Journal of Innovative and Applied Research*, 3(4), 52-64.
- Chacón, F., Gutiérrez, G., Sauto, V., Vecina, M. L., & Pérez, A. (2017). Volunteer Functions Inventory: A systematic review. *Psicothema*, 29(3), 306-316. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Clary, E. G., & Snyder, M. (1991). A functional analysis of altruism and prosocial behavior: The case of volunteerism. En M. S. Clark (Ed.), *Review of Personality and Social Psychology, Vol. 12. Prosocial Behavior* (119-148). Sage Publications, Inc. Recuperado de <https://psycnet.apa.org>
- Clary, E. G., Snyder, M., Ridge, R. D., Copeland, J., Stukas, A. A., Haugen, J., & Miene, P. (1998). Understanding and assessing the motivations of volunteers: A functional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(6), 1516-1530. doi: 10.1037/0022-3514.74.6.1516
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Nueva York, NY: Routledge. doi: 10.4324/9780203771587
- Dávila, M. C. (2003). *La incidencia diferencial de los factores psicosociales en distintos tipos de voluntariado*. (Tesis doctoral). Universidad Complutense de Madrid, España. Recuperado de <https://eprints.ucm.es>
- Dávila, M. C., & Chacón, F. (2003). Adaptación de instrumentos para la evaluación de aspectos organizacionales en ONG's. *Revista de Psicología del Trabajo y*

- de las Organizaciones*, 19(2), 159-179. Recuperado de <https://journals.copmadrid.org/jwop>
- Dávila, M. C., & Chacón, F. (2005). Adaptación del Inventario de Funciones del Voluntariado al voluntariado español. *Iberpsicología: Revista Electrónica de la Federación Española de Asociaciones de Psicología*, 10(1).
- De Castro, R. (2002). Voluntariado, altruismo y participación activa en la conservación del medio ambiente. *Psychosocial Intervention*, 11(3), 317-331. Recuperado de <https://journals.copmadrid.org/pi>
- Deusdad, B. (2013). El respeto a la identidad como una forma de inclusión social: Interculturalidad y voluntariado social. *Educatio Siglo XXI*, 3(1), 89-104. Recuperado de <https://revistas.um.es/educatio/index>
- Elosúa, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de confiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, M. C., & Fernández-Liporace, M. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar*, 10(1). Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Freud, S. (1894). *Neuropsicosis de defensa. Obras completas*. Buenos Aires: Amorrortu.
- González, L., Leiva, Y., Sepúlveda, A., & Vega, C. (2004). Factores psicológicos asociados a la permanencia y compromiso del voluntariado. *Revista de Psicología*, 13(2), 21-41. doi: 10.5354/0719-0581.2004.17652
- Hambleton, R. K., & Zenisky, A. L. (2010). Translating and adapting tests for cross-cultural assessments. En D. Matsumoto & F. J. R. van de Vijver (Eds.), *Cross-cultural Research Methods in Psychology*. Nueva York: Cambridge University Press (pp. 46-70). doi: 10.1017/cbo9780511779381.004
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista-Lucio, P. (2010). *Metodología de la Investigación. Quinta Edición*. México: McGraw Hill.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- Instituto Nacional de Estadística de Chile. (2002). *XVII Censo nacional de población y VI de vivienda, Santiago de Chile*. Recuperado de http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/censos_poblacion_vivienda/censo_pobl_vivi.php
- Jiranek, P., Kals, E., Humm, J. S., Strubel, I. T., & Wehner, T. (2013). Volunteering as a means to an equal end? The impact of a social justice function on intention to volunteer. *The Journal of Social Psychology*, 153(5), 520-541. doi: 10.1080/00224545.2013.768594
- Katz, D. (1960). The functional approach to the study of attitudes. *Public Opinion Quarterly*, 24(2), 163-204. doi: 10.1086/266945
- Kliksberg, B. (2006). El voluntariado en Latinoamérica, siete tesis para la discusión. *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*, 2(3), 9-16. Recuperado de <https://revistas.unbosque.edu.co/index.php/cuaderlam/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. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2. A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT Models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. doi: 10.1177/0146621613487794
- Marta, E., Guglielmetti, C., & Pozzi, M. (2006). Volunteerism during young adulthood: An Italian investigation into motivational patterns. *VOLUNTAS: International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 17(3), 221-232. doi: 10.1007/s11266-006-9015-3
- Martínez-Arias, M. R., Hernández-Lloreda, M. J., & Hernández-Lloreda, M. V. (2006). *Psicometría*. Madrid: Alianza.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests:

- Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189. doi: 10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x
- Niebuur, J., Liefbroer, A. C., Steverink, N., & Smidt, N. (2019). Translation and validation of the Volunteer Functions Inventory (VFI) among the general Dutch older population. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(17), 3106. doi: 10.3390/ijerph16173106
- Pérez-Ortega, G., García-Jaramillo, M. A., & Sepúlveda-Atehortúa, L. Y. (2012). La motivación en los voluntarios: Una aplicación del inventario de funciones al caso Colombia. *Entramado*, 8(2), 50-63. Recuperado de <https://revistas.unilibre.edu.co/index.php/entramado/index>
- Pilati, R., & Hees, M. A. G. (2011). Evidências de validade de uma versão brasileira do Inventário de Funções do Voluntariado - IFV. *Psico-USF*, 16(3), 275-284. doi: 10.1590/S1413-82712011000300004
- Programa de Voluntariado de las Naciones Unidas. (2015). *Informe sobre el estado del voluntariado en el mundo*. Transformar la gobernanza. Washington D. C.: Communications Development Incorporated. doi: 10.18356/b55fe79f-es
- Pucciarello, M., & Rentero-Jover, J. (2008). El trabajo voluntario: Miradas desde Argentina y España. *Observatorio Laboral Revista Venezolana*, 1, 89-111. Recuperado de <http://servicio.bc.uc.edu.ve/faces/revista/lainet>
- SPSS Inc. (2009). PASW Statistics for Windows, Version 18.0. [software de cómputo]. Chicago: SPSS Inc.
- Thompson, A., & Toro, O. L. (1999). El voluntariado social en América Latina. Tendencias, influencias, espacios y lecciones aprendidas. *Sociedad Civil*, 3(9). Recuperado de <http://www.lasociedadcivil.org>
- Suárez, E., Hernández, B., & Hess, S. (2002). Relación entre activismo proambiental y otras formas de participación social. *Intervención Psicosocial*, 11(3), 359-369. Recuperado de <https://journals.copmadrid.org/pi>
- Wu, J., Wing Lo, T., & Liu, E. S. C. (2009). Psychometric properties of the Volunteer Functions Inventory with Chinese students. *Journal of Community Psychology*, 37(6), 769-780. doi: 10.1002/jcop.20330

Propiedades psicométricas de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en el contexto ecuatoriano

Psychometric Properties of the Resilience Brief Scale (BRS) in the Ecuadorian Context

Eva Karina Peña-Contreras *¹, Sandra Lima-Castro¹, Paúl Arias-Medina¹,
Alexandra Bueno-Pacheco², Mónica Aguilar-Sizer¹, Marcela Cabrera-Vélez¹

1 - Universidad de Cuenca, Ecuador.

2 - Universidad del Azuay, Cuenca, Ecuador.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 20/08/2020 Revisado: 21/09/2020 Aceptado: 08/10/2020

Resumen

Esta investigación evaluó las propiedades psicométricas de la Escala Breve de Resiliencia (BRS). La muestra estuvo conformada por 657 adultos ecuatorianos. Se evaluó la validez interna y de constructo, la consistencia interna, la validez concurrente y la invarianza entre sexos. Los resultados de la evaluación de ocho modelos muestran que la estructura de dos factores correlacionados de primer orden presenta buenas propiedades psicométricas. El análisis de validez concurrente muestra que la resiliencia correlaciona significativamente con autoestima, apoyo social y dimensiones de la calidad de vida. Finalmente, se evidencia equivalencia psicométrica entre los modelos de invarianza configural, métrica, escalar y residual. La escala BRS es un instrumento fiable y válido para fines de investigación y práctica clínica en el contexto ecuatoriano.

Palabras claves: *estructura factorial, validez, fiabilidad, resiliencia, psicología positiva*

Abstract

The aim of the present study was to evaluate the psychometric properties of the Brief Resilience Scale (BRS). The sample consisted of 657 Ecuadorian adults. We evaluated internal and construct validity, internal consistency, concurrent validity, and measurement invariance was tested across sex categories. The results show that the structure of two first-order correlated factors presents adequate psychometric properties. Concurrent validity analysis shows that resilience correlates significantly with self-esteem, social support and quality of life dimensions. Finally, psychometric equivalence is evidenced between the models of configural, metric, scalar and residual invariance. The BRS scale is a reliable and valid instrument for research and clinical practice purposes in the Ecuadorian context.

Keywords: *factor structure, validity, reliability, resilience, positive psychology*

*Correspondencia a: Eva K. Peña Contreras. Dirección postal: Facultad de Psicología, Universidad de Cuenca. Avenida 12 de Abril y Agustín, Cuenca-Ecuador. Tel.: +593 98759-2710. Contacto: eva.pena@ucuenca.edu.ec

Cómo citar este artículo: Peña-Contreras, E. K., Lima-Castro, S., Arias-Medina, P., Bueno-Pacheco, A., Aguilar-Sizer, M., & Cabrera-Vélez, M. (2020). Propiedades psicométricas de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en el contexto ecuatoriano. *Revista Evaluar*, 20(3), 83-98. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

El estudio de la resiliencia es de gran importancia y ha despertado interés por su potencial influencia en múltiples temáticas que van desde la estabilidad de los ecosistemas (Holling, 1973), el cambio climático, los desastres naturales (Twigg, 2007), y la ingeniería en infraestructuras (Tierney & Bruneau, 2007) hasta temas concernientes a la salud física del ser humano (Norris, 2010), al bienestar, a la calidad de vida y a la respuesta a los procesos de envejecimiento (Windle, Bennett, & Noyes, 2011). En el área de la psicología clínica y del bienestar social, se ha estudiado la resiliencia y su relación con otros factores o variables en pacientes con enfermedades crónicas o en situaciones adversas (Ruiz-Párraga & López-Martínez, 2012). La *resiliencia* se define como el dominio de los recursos personales y factores contextuales que permiten un funcionamiento adaptativo y de éxito ante diferentes estresores que aparecen a lo largo del ciclo vital, lo cual es importante a lo largo de toda la vida para llegar a un envejecimiento saludable y exitoso (Caycho-Rodríguez et al., 2018).

Víctor Frankl, fundador de la Logoterapia, uno de los pioneros en el desarrollo del término resiliencia dentro de la psicología (Silveira & Mahfoud, 2008), establece que la diferencia entre rendirse ante la muerte en los campos de concentración de la Segunda Guerra Mundial (en la cual fue prisionero) y decidir seguir viviendo a pesar de las condiciones extremas a las que eran sometidos, radicaba en conferir un sentido a la existencia (Frankl, 2015). La resiliencia es una capacidad que permite situarse en una amplia perspectiva filosófica que ayuda a soportar el sufrimiento; entonces, una persona resiliente descubre por medio de la *fe*, una posibilidad de ser aceptada incondicionalmente (Frankl, 2015).

A nivel individual, la resiliencia permite en-

frentar las situaciones dolorosas que forman parte de la vida (Frankl, 2015; Silveira & Mahfoud, 2008). Es una habilidad para conservar la continuidad ante las adversidades, situaciones estresantes o catástrofes que contribuyen de forma adecuada y positiva a la recuperación, adaptación y transformación del individuo (United Nations Development Programme, 2011).

La resiliencia también puede definirse como una capacidad que va más allá del retorno del organismo a un funcionamiento anterior, recuperación o prosperidad, sino que implica pasar a un nivel superior de desempeño luego de un evento estresante, por lo que podría entenderse como la resistencia a experiencias de riesgo (Fergus & Zimmerman, 2005; Rutter, 2007). Aunque ser resiliente no quiere decir tener inmunidad a los traumas, esta capacidad sí describe el tener la fuerza para recuperarse de experiencias difíciles de sobrellevar y aprender algo de ellas (Cabanyes-Truffino, 2010). El individuo no nace con esta capacidad, sino que la adquiere a medida que se desarrolla e interactúa de manera recíproca con el entorno, el mismo que lo va formando y fortaleciendo (Ramírez-Granizo & Castro-Sánchez, 2018).

En la actualidad, la resiliencia se considera como una fortaleza personal que se enmarca dentro del modelo de la psicología positiva (Haktanir, Lenz, Can, & Watson, 2016). Concretamente, la resiliencia se entiende como la capacidad de afrontar de manera adecuada los diversos conflictos y situaciones de la vida que, con otra forma de afrontamiento, darían como resultado un desajuste psicosocial y emocional (Luthar, 2006; Masten & Obradovic, 2006; Rutter, 2007; Ungar et al., 2008; Rodríguez-Fernández, Ramos-Díaz, Martínez de Lahidalga, & Rey-Baltar, 2018). Dada la importancia de esta fortaleza en el ser humano, es necesario contar con instrumentos que ayuden a la comprensión de este constructo. Esto ha dado lugar a

la creación y desarrollo de múltiples instrumentos para evaluarlo (González-Arratia-López-Fuentes, Domínguez-Espinosa, & Torres-Muñoz, 2019), sobre todo en la lengua inglesa, al tiempo que se hace aparente la carencia de instrumentos adaptados para contextos específicos (Rodríguez et al., 2009) como el Ecuador. La Escala Breve de Resiliencia (BRS; Smith et al., 2008) es una de las escalas que se destacan por sus adecuadas propiedades psicométricas (Windle et al., 2011). Inicialmente, la BRS evalúa la resiliencia global de una persona y la presenta como un solo constructo. La escala inicialmente se probó en cuatro muestras diferentes: dos muestras de estudiantes universitarios ($n = 128$, $n = 64$), pacientes cardíacos en rehabilitación ($n = 112$), y mujeres con fibromialgia ($n = 50$). El modelo unifactorial se repitió en todas ellas y explicó entre el 57 % y 67 % de la varianza. Las cargas factoriales iban desde .68 hasta .91. Se informó una adecuada consistencia interna, ya que se obtuvieron coeficientes alfa de Cronbach entre .80 y .91 (Smith et al., 2008). Además, los autores encontraron correlaciones positivas entre la BRS por un lado, y optimismo y propósito en la vida por el otro, y correlaciones negativas del instrumento con pesimismo y alexitimia.

El comportamiento de la escala también ha sido evaluado en diferentes muestras de estudiantes universitarios. Por ejemplo, en Turquía se evaluó a 350 estudiantes universitarios y, luego de comparar errores en términos de los ítems 4 y 6, se consiguió un ajuste relativamente bueno del modelo unifactorial con puntajes de bondad de ajuste como chi-cuadrado $\chi^2 = 24.68$ ($p < .01$), $\chi^2/gl = 3.08$ (razón del chi-cuadrado sobre los grados de libertad), RMR = .08 (valor cuadrático medio), GFI = .96 (índice de ajuste global), CFI = .96 (índice de ajuste comparativo), TLI = .91 (índice de Tucker-Lewis), RMSEA = .09 (error cuadrático medio de aproximación), y buena consistencia interna reflejada en el coeficiente alfa de

Cronbach superior a .7. El modelo se reportó como unifactorial (Haktanir et al., 2016).

La escala fue traducida y evaluada en una población de Malasia (Amat, Subhan, Marzuki-Wan-Jaafar, Mahmud, & Suhaila-Ku-Johari, 2014) en una muestra heterogénea de 120 estudiantes universitarios, y mediante análisis factorial se determinó la existencia de un único factor que explicó el 73.54 % de la varianza total. Además, el coeficiente alfa de Cronbach fue .93, lo que revela alta consistencia interna.

En el caso del idioma español, una investigación realizada en España examinó las propiedades psicométricas de la BRS en personas adultas ($N = 620$); padres de niños ingresados a cuidados intensivos ($n = 196$), padres de pacientes oncológicos no institucionalizados ($n = 62$), padres de niños con deficiencias intelectuales o del desarrollo ($n = 28$), personas que viven con VIH con diagnóstico de más de tres meses atrás ($n = 63$) y población general ($n = 249$; Rodríguez-Rey, Alonso-Tapia, & Hernansaiz-Garrido, 2016). En los resultados de evaluación de un modelo con un factor de segundo orden y dos factores de primer orden, todas las cargas factoriales fueron significativas ($p < .001$), se reportó aceptable bondad de ajuste ($\chi^2/gl = 2.36 < 5$; SRMR = .036 < .08; RMSEA = .067 < .08; GFI = .984 > .90); CFI = .984 > .9 y alfa de Cronbach = .83 (Rodríguez-Rey et al., 2016).

En América del Sur también se han realizado estudios que buscan evidenciar la validez y la confiabilidad de la BRS en diferentes idiomas. Por ejemplo, en Brasil, un estudio con 1171 personas concluyó que la BRS tiene una estructura unifactorial con cinco ítems, adecuada bondad de ajuste ($\chi^2_{(5)} = 9.553$; $p > .05$; CFI = .98; TLI = .96; RMSEA = .06) y adecuada consistencia interna ($\alpha = .76$; De Holanda-Coelho, Hanel, Medeiros-Cavalcanti, Teixeira-Rezende, & Veloso-Gouveia, 2016).

La estructura unifactorial no es la única que ha sido probada. Se cuenta también con los datos provistos por una investigación de Hidalgo-Rasmussen & González-Betanzos (2019) que toma en cuenta la aquiescencia (tendencia a responder de manera positiva) en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos ($n = 1572$) y una validación cruzada de los mismos modelos con universitarios chilenos ($n = 1345$). Los resultados sugieren diferentes maneras de interpretar la resiliencia. En la muestra de estudiantes mexicanos se lograron adecuadas propiedades psicométricas en los modelos que controlan aquiescencia ($\chi^2 = 32.22$; $gl = 7$; $p < .001$; NFI = .98; GFI = .99; RMSEA = .048), mientras que con los estudiantes chilenos se obtuvieron parámetros adecuados en los modelos de dos factores de primer orden correlacionados y en un modelo que incluye un factor de segundo orden ($\chi^2 = 34.66$; $gl = 8$; $p < .001$; NFI = .98; GFI = .99; RMSEA = .05; Hidalgo-Rasmussen & González-Betanzos, 2019). La estructura de dos factores también resultó adecuada en una muestra de estudiantes chinos (Fung, 2020) cuyo modelo presenta buena bondad de ajuste y consistencia interna ($\chi^2_{(13.681)} / 8 = 1.71$; $p = .090$; SRMR = .030; CFI = .997; TLI = .994; RMSEA = .037; $\alpha = .71$).

La evaluación de las intervenciones diseñadas para promover la resiliencia y la investigación para comprender sus determinantes requieren medidas confiables y válidas para garantizar la calidad de los datos en entornos clínicos y no clínicos. Por ello, a nivel internacional se requieren estudios que informen sobre el rigor psicométrico de las escalas de medición de resiliencia desarrolladas (Windle et al., 2011).

En Ecuador, la adaptación cultural y validación de instrumentos psicométricos es limitada, no obstante se destacan algunos estudios actuales que han probado diferentes instrumentos relacionados con salud mental positiva, como los de

Peña-Contreras et al. (2017); bienestar, como los de Lima-Castro, Peña-Contreras, Aguilar-Sizer, Bueno-Pacheco y Arias-Medina (2019) y Moreta-Herrera, Lara-Salazar, Camacho-Bonilla y Sánchez-Guevera (2019), y autoeficacia, como es el caso del estudio de Bueno-Pacheco, Lima-Castro, Peña-Contreras, Cedillo-Quizhpe y Aguilar-Sizer (2018), pero en el caso del constructo de la resiliencia no existen trabajos realizados. En consecuencia, los investigadores y los profesionales cuentan con poca evidencia sólida para la elección de una prueba psicométrica que permita abordar este tema y pueden realizar una selección inadecuada para la población y el contexto. Por lo tanto, el objetivo de esta investigación fue evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Resiliencia Breve (BRS) en una

Tabla 1
Descripción de los participantes del estudio.

Variable	n	%
<i>Sexo</i>		
Hombre	174	26.80
Mujer	475	73.20
<i>Estado Civil</i>		
Soltero	514	79.32
Casado	84	12.96
Viudo	5	0.77
Divorciado	13	2.01
Unión Libre	30	4.63
Separado	2	0.31
<i>Trabaja actualmente</i>		
Sí	84	12.96
No	564	87.04
<i>Discapacidad</i>		
No	539	83.83
Sí	104	16.17

muestra de adultos ecuatorianos, para lo cual se evaluó la validez de constructo mediante análisis factoriales exploratorio y confirmatorio, la consistencia interna mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, y la validez concurrente mediante la correlación con otros constructos como la calidad de vida, el apoyo social y la autoestima.

Finalmente, se probó progresivamente la invarianza de medición en cinco niveles: invarianza configural, métrica, escalar, residual y de medias latentes. El análisis de equivalencia psicométrica es fundamental, ya que busca determinar si un constructo subyacente está siendo medido de la misma manera entre grupos o en el tiempo. Cuando se observa la propiedad de invarianza, es posible concluir que los participantes interpretan una medida de forma conceptualmente similar. Por lo tanto, el análisis de invarianza permite determinar si es posible realizar comparaciones de la escala entre grupos (Meredith, 1993).

Método

Participantes

La muestra del estudio se conformó con 648 personas con edades comprendidas entre los 18 y 80 años. La edad promedio fue 25.81 años (DE = 11.81). La mayoría del grupo (79.3 %) eran jóvenes solteros y el 16% de los encuestados tenía algún tipo de discapacidad (ver Tabla 1).

Instrumentos

Escala Breve de Resiliencia (BRS). Se utilizó la escala traducida al español por Rodríguez-Rey et al. (2016). Es una escala de seis ítems tipo Likert en un rango que va desde el 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta el 5 (*Totalmente de acuerdo*). Se

consideró esta traducción validada luego de que un panel de expertos analizara que se ajustase semánticamente a la cultura ecuatoriana y de que además las propiedades psicométricas de sus puntuaciones estuvieran basadas en una gran muestra heterogénea que incluye tanto adultos pertenecientes a la población general como adultos bajo un factor estresante relacionado con la salud. Con esta versión se efectuó una prueba piloto con 30 adultos ecuatorianos residentes de la ciudad de Cuenca para comprobar si las expresiones utilizadas en la escala eran comprensibles en nuestro medio. Se solicitó a cada participante información acerca de las dificultades que encontraban para responder a cada una de las preguntas. Ninguno de los participantes en el estudio piloto informó tener dificultades para comprender y responder el cuestionario. Por lo tanto, no fue necesario llevar a cabo modificaciones lingüísticas al instrumento. La muestra utilizada para este procedimiento no fue incluida en el análisis de datos. El uso de la BRS en esta investigación cuenta con la autorización escrita del autor de la misma.

Se utilizaron los siguientes instrumentos para valorar validez concurrente:

WHOQoL-BREF. Originalmente propuesta por la Organización Mundial de la Salud (WHOQOL Group, 1995), WHOQoL-BREF posee una escala tipo Likert de 1 a 5 (de *muy insatisfecho* a *muy satisfecho*; de *nada* a *completamente*, y de *nada* a *extremadamente*). Las propiedades psicométricas de la versión validada en español del WHOQoL-BREF se evaluaron en el contexto ecuatoriano, y se encontró que tiene propiedades psicométricas adecuadas, y que incluye cuatro dimensiones ($\chi^2_{(gl)} = 1130.44_{(224)}$; CFI = .984; TLI = .982; RMSEA = .053; $\alpha = .792 / .902$; Lima-Castro et al., 2020).

DUKE-UNC-II. La escala de apoyo social, originalmente propuesta por Broadhead, Gehlbach, de Gruy y Kaplan (1988), evalúa dos tipos de apoyo: el confidencial y el afectivo. Este instrumento está compuesto por una escala de Likert del 1 al 3; se utilizó la versión adaptada al contexto ecuatoriano por Aguilar-Sizer et al. (2020; $\chi^2_{(gl)} = 165.78_{(44)}$; CFI = .99; TLI = .98; RMSEA = .05; $\alpha = .94$).

Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR). Se utilizó la escala de autoestima de Rosenberg (1965) en su versión adaptada al contexto ecuatoriano por Bueno-Pacheco et al. (2020) y que posee 10 ítems valorados del 1 al 4 en escala tipo Likert con estructura unifactorial ($\chi^2_{(gl)} = 38.91_{(25)}$; CFI = .999; TLI = .998; RMSEA = .035; $\alpha = .837$).

Procedimiento

Para la aplicación de los instrumentos psicométricos se contó con la autorización respectiva de las siguientes instituciones públicas y privadas: la Universidad de Cuenca, la Universidad del Azuay, el Hospital Vicente Corral Moscoso y los Servicios de Integración Laboral para Personas con Discapacidad (SIL). Se socializaron los objetivos de la investigación y se solicitó el permiso respectivo de las autoridades y de los participantes, quienes firmaron el consentimiento informado para colaborar con el estudio de forma voluntaria, posteriormente se aplicaron los instrumentos. La recolección de información se realizó de manera individual y grupal, y tuvo una duración de 30 minutos aproximadamente. Esta tarea se efectuó bajo la dirección del profesional evaluador, quien estaba atento a aclarar cualquier duda o pregunta que pudiera surgir.

Análisis de datos

Una vez recolectados los datos, se realizó un análisis descriptivo de los puntajes obtenidos para cada ítem con el fin de analizar su comportamiento, determinar el estimador adecuado y el tipo de matriz de correlaciones que debería utilizarse. Para ello, se examinaron dificultad, discriminación, asimetría, curtosis y el valor de alfa de Cronbach en caso de que el ítem se omita.

Para determinar si la matriz de correlaciones puede ser factorizada, se realizó una prueba de esfericidad y se calcularon el índice Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación muestral y el determinante de la matriz de correlaciones. Para determinar el número de factores a extraer se utilizaron 4 criterios: regla de Kaiser, análisis paralelo, coordenadas óptimas y factor de aceleración.

Una vez determinado el número de factores, se realizó un análisis exploratorio con rotación oblimin y estimador de residuos mínimos. Se esperaban cargas factoriales superiores a .4 y, en el caso de la solución de dos factores, que la carga alta perteneciera a solo un factor (Tabachnick & Fidell, 2001).

En el análisis confirmatorio se evaluaron ocho modelos informados anteriormente en la bibliografía (Figura 1): i) un modelo de un factor con todos los ítems, ii) un modelo de un factor que excluye al ítem 2, iii) un modelo de dos factores de primer orden correlacionados, iv) un modelo con un factor de segundo orden, v) un modelo bifactor con un factor general y dos factores de método, vi) un modelo con un factor general y un factor de método para ítems negativos, vii) un modelo con un factor general y un factor de método para ítems positivos, y viii) un modelo con un factor de método cuyas cargas factoriales se fijan en +1 para ítems positivos y -1 para ítems negativos. Los cuatro últimos modelos tienen el propósito de controlar posibles efectos de aquiescencia.

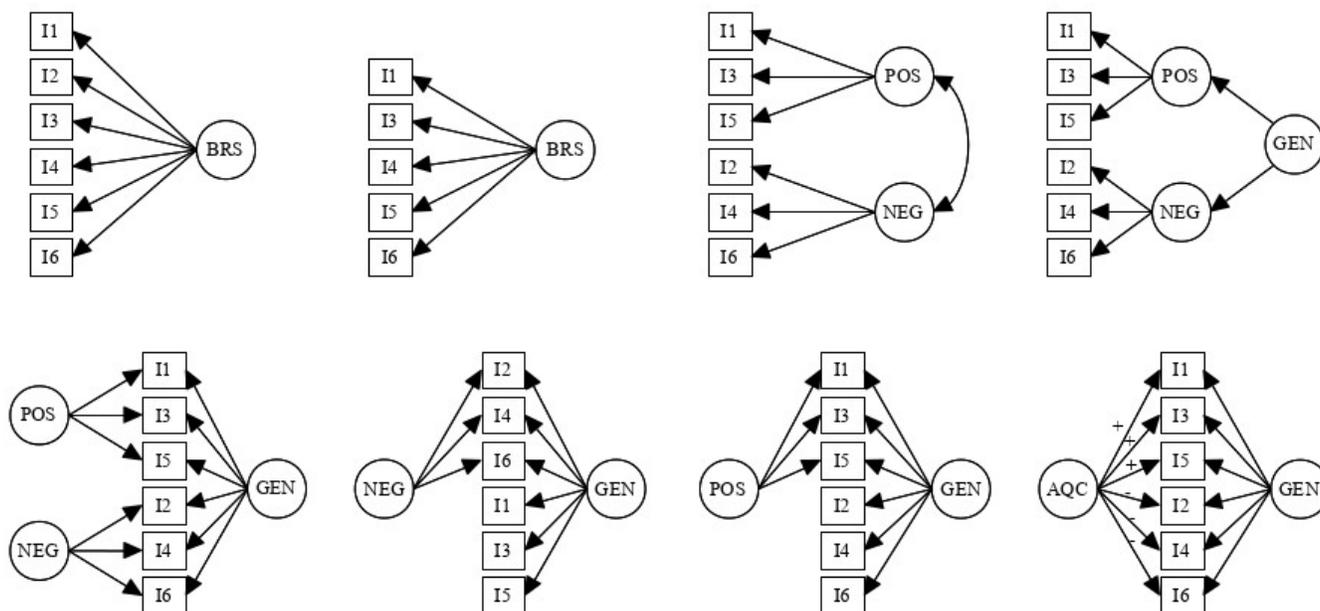


Figura 1. Modelos de la Escala Breve de Resiliencia.

Para valorar la bondad de ajuste de los modelos se consideraron los siguientes índices clásicos de bondad de ajuste: el chi-cuadrado y su significancia, el chi-cuadrado relativo (referido al cociente entre el valor del chi-cuadrado y los grados de libertad), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), y la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR). Para efectos de interpretación se tomaron como referencia los valores sugeridos por [Hu y Bentler \(1999\)](#), en los que el ajuste se considera adecuado cuando el valor del chi-cuadrado es relativamente bajo y no significativo, el chi-cuadrado relativo es menor a 3, el valor de RMSEA no excede de .06, CFI y TLI son mayores a .95 y SRMR es inferior a .08. El análisis se realizó con estimadores mínimos cuadrados ponderados diagonalizados (DWLS). Todas las estimaciones se realizaron con la matriz de correlaciones policóricas.

La consistencia interna del instrumento se evaluó mediante el cálculo de los coeficientes alfa

de Cronbach (α) y omega de McDonald (ω). Para los dos coeficientes, valores cercanos a 1 revelan buena consistencia interna.

Para el análisis de validez concurrente se calcularon coeficientes de correlación rho de Spearman (ρ) de los totales de la BRS con los instrumentos mencionados anteriormente.

Finalmente, en la fase de evaluación de equivalencia psicométrica se realizó un análisis confirmatorio entre grupos de sexo y en cada paso se fueron añadiendo restricciones a los modelos. De esta forma se evaluó la invarianza configural, métrica, escalar, residual y de medias latentes de la estructura que presentaba las mejores propiedades psicométricas.

Todo el análisis estadístico se efectuó con el software R 4.0.0 ([The R Development Core Team, 2020](#)) y los paquetes lavaan (v0.6-6.1550; [Rosseel, 2012](#)), psych (v1.9.12.31; [Revelle, 2019](#)), semPlot (v1.1.2; [Epskamp, 2019](#)), semTools (v0.5-2.296; [Jorgensen, Pornprasertmanit, Schoemann, & Rosseel, 2020](#)) y, nFactors (v2.4.1; [Raiche & Magis, 2020](#)).

Tabla 2

Descriptivos de los ítems de la Escala Breve de Resiliencia.

Ítem	Media	Asimetría	Curtosis	Dificultad del ítem	Discriminación del ítem	α sin el ítem
Ítem 1	3.51	-.58	-.26	.70	.52	.68
Ítem 2	2.47	.59	-.22	.49	.22	.76
Ítem 3	3.43	-.47	-.50	.69	.50	.69
Ítem 4	3.18	-.04	-.95	.64	.58	.66
Ítem 5	3.13	-.27	-.56	.63	.46	.70
Ítem 6	3.32	-.07	-.84	.66	.54	.67

Resultados

Análisis descriptivo

Se realizó una prueba piloto para efectuar el análisis previo de confiabilidad y dimensionalidad de la escala. El análisis posterior se efectuó después de la inversión de ítems negativos (2, 4 y 6). Una vez invertidos los ítems, se analizó la capacidad discriminante de cada uno. Se observaron valores de discriminación y dificultad altos en todos los ítems con excepción del ítem 2, que se refiere a los sentimientos en situaciones estresantes. Este mismo ítem presenta el valor más bajo de discriminación y el valor de alfa de Cronbach mejora notablemente si se lo omite. Es además el único ítem con asimetría positiva (Tabla 2). Estos resultados permiten anticipar cargas factoriales bajas en las fases exploratoria y confirmatoria.

Análisis exploratorio de la estructura factorial

La adecuación de la muestra queda evidenciada por un valor de KMO = .72; la prueba de esfericidad de Bartlett ($p < .001$) y un valor de determinante de .23, distinto de cero. La regla de Kaiser de valores propios mayores a uno, análisis

paralelo y coordenadas óptimas sugieren la extracción de dos factores. El método de factor de aceleración sugiere la extracción de un solo factor. El análisis exploratorio también muestra que la estructura de un factor de primer orden con los seis ítems de la escala presenta cargas factoriales altas que oscilan entre .55 y .70, excepto por el ítem 2 cuya carga factorial es baja ($\lambda = .26$). Por otro lado, la solución de dos factores de primer orden en la que los ítems redactados en sentido positivo reflejan una dimensión distinta a aquellos redactados en sentido negativo (Tabla 3), revela cargas factoriales superiores a .3 y explica aproximadamente el 62.61 % de la varianza.

Tabla 3

Cargas factoriales de la estructura de uno y dos factores de primer orden obtenidas en AFE.

Ítem	Unifactorial	Dos factores	
	Dimensión 1	Dimensión 1	Dimensión 2
P1	.70	-.03	.76
P2	-.27	.37	.06
P3	.67	.04	.81
P4	-.71	.86	-.01
P5	-.56	-.04	.57
P6	-.67	.79	.00

Tabla 4
Índices de bondad de ajuste y consistencia interna de los modelos evaluados.

Modelo	α	ω	χ^2	gl	p-valor (χ^2)	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	IC 90% RMSEA	
unifactorial (6 ítems)	.77	.77	26.21	9	< .001	.94	.89	.10	.21	.19 .23	
unifactorial (5 ítems)	.79	.79	225.15	5	< .001	.94	.88	.10	.26	.23 .29	
dos factores (6 ítems)	resiliencia negativa	.68	.70	24.84	8	< .001	1	.99	.04	.06	.03 .08
	resiliencia positiva	.76	.73								
jerárquico	resiliencia negativa	.68	.84	625.06	9	< .001	.84	.74	.19	.33	.30 .35
	resiliencia positiva	.76	.73								
bifactor (dos factores de método) *	--	--	240.13	6	< .001	.94	.85	.11	.25	.22 .27	
bifactor (efecto de método ítems negativos)	.77	.70	71.92	7	< .001	.98	.96	.06	.12	.10 .15	
bifactor (efecto de método ítems positivos)	.77	.92	42.10	7	< .001	.99	.98	.05	.09	.06 .11	
Un factor general y un factor de método con pesos 1 y -1	.77	.72	39.72	8	< .001	.99	.99	.05	.08	.06 .10	

Nota. * = caso de Heywood, α = alfa de Cronbach; ω = omega de McDonald, CFI = índice de ajuste comparativo, TLI = índice de Tucker-Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación, SRMR = raíz media cuadrática residual estandarizada.

Análisis factorial confirmatorio

En la fase confirmatoria se analiza la estructura factorial de los modelos propuestos en la sección de análisis de datos. De los 8 modelos evaluados, los únicos que presentan índices de bondad de ajuste con valores aceptables son el modelo de dos factores correlacionados de primer orden y el modelo de un factor general y un factor

de método. Sin embargo, en este último el intervalo de confianza (90 %) de la RMSEA puntúa entre .06 y .10 y el cociente χ^2/gl es 4.96, superior al obtenido en el modelo dos factores de primer orden ($\chi^2/gl = 3.1$; ver Tabla 4). Por estos motivos se concluye que el modelo de dos factores (Figura 2) presenta mejores resultados de validez de constructo.

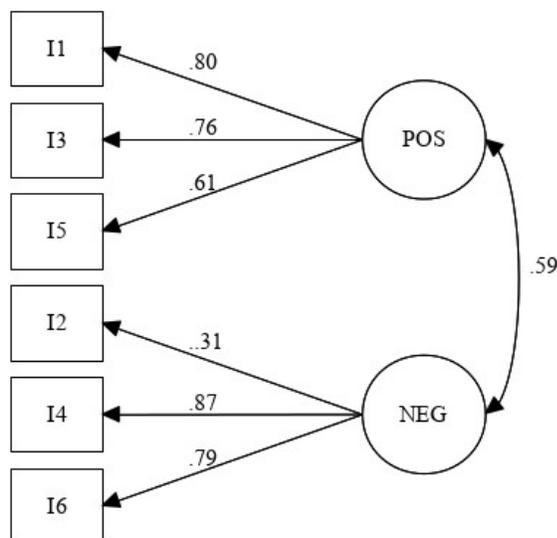


Figura 2. Modelo de dos factores obtenido para BRS.

Análisis de consistencia interna

Los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald se informan en la Tabla 4 junto a los índices de bondad de ajuste de todos los modelos evaluados, excepto el modelo bifactor con dos factores de método que presenta un caso de Heywood.

Validez concurrente

En la Tabla 5 se muestran las correlaciones entre la escala de BRS y los cuatro dominios de la calidad de vida, autoestima y apoyo social. Por un lado, se informan correlaciones significativas y positivas entre la dimensión positiva de resiliencia y la dimensión positiva de escala de autoestima, calidad de vida y apoyo social (WHO-QoL, EAR y DUKE-UNC-11). Por otro lado, se evidenciaron correlaciones negativas entre la dimensión negativa de la BRS y los constructos medidos por los dominios de la calidad de vida y apoyo social (Tabla 5).

Análisis de equivalencia psicométrica

Finalmente, al análisis de equivalencia psicométrica se añadieron restricciones y se evaluaron 4 modelos con el propósito de conocer si existe una equivalencia en la medición de resiliencia entre categorías de sexo (Tabla 6).

Discusión

El propósito del presente estudio fue determinar las propiedades psicométricas de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en una muestra de adultos ecuatorianos que viven en la ciudad de Cuenca. Este estudio sugiere que la versión en español (Rodríguez-Rey et al., 2016) de una sola dimensión no muestra propiedades psicométricas adecuadas y consistencia interna, incluso cuando se elimina el ítem 2, el cual también puntúa con carga baja en la escala de adaptación española en donde se realizan procedimientos metodológicos similares al de esta investigación (Rodríguez-Rey et al., 2016). Por ello, se consideraron otras estructuras factoriales que incluyen al modelo de factores de primer orden correlacionados, al modelo jerárquico, y a modelos que controlan posibles efectos de aquiescencia.

Al analizar el ítem 2, los índices de dificultad y de discriminación más bajos corresponden a este ítem. Además, su carga factorial, tanto en la etapa exploratoria como en la confirmatoria, es la más baja. Estas falencias en la comprensión del contenido del ítem aparentan estar relacionadas con las diferencias en la comprensión cultural y la diversificación del idioma español (Lenz, Gómez-Soler, Dell'Aquila, & Uribe, 2017). A pesar de que el modelo de dos factores de primer orden presenta propiedades psicométricas adecuadas, recomendamos estudiar la reformulación del ítem 2 para lograr un reactivo más sensible

Tabla 5

Correlaciones entre la Escala de Resiliencia (BRS) y los diferentes dominios de calidad de vida, apoyo social y autoestima.

Dimensión	WHO-QOL-BREF: dominio 1	WHO-QOL-BREF: dominio 2	WHO-QOL-BREF: dominio 3	WHO-QOL-BREF: dominio 4	DUKE-UNC: Afectivo	DUKE-UNC: Confidencial	EAR Autoestima
BRS positiva	.36	.36	.27	.25	.23	.26	.38
BRS negativa	-.23	-.29	-.20	-.16	-.16	-.19	-.33

Nota. Todas las correlaciones son significativas al .01 (bilateral).

Tabla 6

Equivalencia Psicométrica.

Modelo	CFI	RMSEA	ΔCFI	ΔRMSEA
Invarianza configural	.977	.101	NA	NA
Invarianza Métrica	.972	.099	.005	.002
Invarianza escalar	.964	.083	.008	.016
Invarianza estricta (residual)	.964	.083	.000	.000
Invarianza de medias latentes	.951	.095	.013	.012

a la variación sociolingüística y a las creencias específicas del contexto cultural ecuatoriano. Una posible redacción, más clara, podría ser: *Pierdo la calma cuando tengo que enfrentarme a situaciones estresantes.*

El análisis de consistencia interna revela valores aceptables tanto del coeficiente alfa de Cronbach como del coeficiente omega de McDonald en todos los modelos evaluados. Este último utiliza cargas factoriales para estimar la consistencia interna y, por otra parte, su valor no está influenciado por el número de ítems de la escala.

Respecto al análisis factorial, se han encontrado evidencias de validez de la escala a través de análisis factoriales confirmatorio y exploratorio, lo que apoya la estructura de dos factores encontrada en estudios previos, en congruencia con el estudio de [Hidalgo-Rasmussen y González-Betanzos \(2019\)](#) y con el de [Fung \(2020\)](#).

Además, en esta investigación se han hallado evidencias de validez concurrente en tanto

la dimensión positiva de la escala de resiliencia correlaciona positiva y significativamente con la autoestima, el apoyo social y los dominios de calidad de vida del WHOQoL-BREF. Este resultado coincide con los hallazgos de [Leiva, Pineda y Encina \(2013\)](#) en los que se destaca a la autoestima como un factor predictor de la resiliencia, lo que valida la visión de este constructo según la cual, desde la psicología positiva, se lo reconoce como una fortaleza del ser humano ([Haktanir et al., 2016](#)). También se realizó una prueba de validez divergente con la dimensión negativa de la escala de resiliencia, y se observaron correlaciones negativas con los constructos de calidad de vida y apoyo social, como lo señala la bibliografía ([Rodríguez-Rey et al., 2016](#); [De Holanda-Coelho et al., 2016](#); [Haktanir et al., 2016](#)). Estos datos pueden ser comparables a los resultados de un estudio realizado en Perú, en el cual la escala muestra una correlación positiva significativa con algunas fortalezas psicológicas como la satisfac-

ción con la vida, el humor y el afrontamiento y correlaciones negativas con la depresión; por lo que se concluye que a mayor resiliencia, mayores fortalezas psicológicas y mejor dominio de los recursos personales y factores contextuales para un funcionamiento adaptativo ante las diversas circunstancias que ponen a prueba las fortalezas del ser humano (Caycho-Rodríguez et al., 2018).

El análisis de equivalencia psicométrica es un requisito fundamental previo a la comparación de resultados entre grupos, ya que evalúa si el constructo y los ítems tienen el mismo significado entre esos grupos. Se ha encontrado evidencia de invarianza configural, métrica, escalar y residual. No obstante, no se encontró evidencia de equivalencia de medias latentes. En otras palabras, se observa que la correlación entre los ítems y los factores es la misma entre los dos grupos (invarianza configural), cuando se han fijado cargas factoriales equivalentes entre los dos grupos (invarianza métrica), cuando se ha fijado el intercepto equivalente entre los dos grupos (escalar), y cuando se ha fijado equivalencia residual (invarianza residual; Gregorich, 2006; Jang, Lee, Puig, & Lee, 2012; Hong, Malik, & Lee, 2003). Los resultados obtenidos en estos modelos muestran que la BRS puede utilizarse para realizar comparaciones entre los grupos de sexo.

Los resultados en cuanto a la estructura factorial de la escala indican que presenta dos factores de primer orden a los cuales denominaremos *resiliencia* y *vulnerabilidad*. Podrían explicarse por que el significado de resiliencia puede variar en función de la cultura y del contexto (Ungar et al., 2008). Resultados que apuntan a la necesidad de continuar con futuras investigaciones ya que, por ejemplo, en estudios previos se ha sugerido que la resiliencia y la vulnerabilidad representan dos dimensiones relacionadas pero diferentes para comprender la respuesta de los sistemas y actores al cambio. Otros autores consideran que

la vulnerabilidad es el antónimo de la resiliencia (Folke et al., 2002), mientras que Turner II et al. (2003) consideran que resiliencia no es lo opuesto a vulnerabilidad, sino que constituye una de sus dimensiones.

Una de las limitaciones de este estudio se relaciona con la diversidad de la muestra, ya que la mayoría de ella se compone de estudiantes universitarios, lo que a su vez constituye una invitación para la realización de futuras investigaciones en diferentes tipos de población, y una oportunidad para enriquecer las observaciones del comportamiento de esta escala.

Aunque se ha establecido la equivalencia configural, métrica, escalar y residual de la BRS, se recomienda un estudio más detallado de la equivalencia de medias latentes, ya que el análisis de invarianza basado en estructuras de medias y covarianzas permite identificar las diferencias de cada ítem entre grupos (Hazen, Boone, Ezell, & Jones-Farmer, 2014).

Como conclusión resaltamos que los resultados obtenidos señalan la utilidad y la precisión de la escala BRS para fines de investigación y práctica clínica en el contexto ecuatoriano, dejando ver que las diferencias culturales pesan en el entendimiento de este constructo en la población, lo que se comprueba cuando estudian las propiedades psicométricas en instrumentos de evaluación para adaptarlos al medio local.

Agradecimiento

Los autores del trabajo agradecen a la Universidad de Cuenca por el apoyo y financiamiento recibido para el desarrollo de este estudio que formó parte del Proyecto de Investigación (Código DIUC_XV_2017 005) ganador del XV Concurso organizado por la Dirección de Investigación de la Universidad de Cuenca [DIUC].

Referencias

- Aguilar-Sizer, M., Lima-Castro, S., Arias-Medina, P., Peña-Contreras, E., Cabrera-Vélez, M., & Bueno-Pacheco, A. (2020). DUKE-UNC-11, adaptación al contexto ecuatoriano. Manuscrito presentado para su publicación.
- Amat, S., Subhan, M., Marzuki-Wan-Jaafar, W., Mahmud, Z., & Suhaila-Ku-Johari, K. (2014). Evaluation and psychometric status of the Brief Resilience Scale in a sample of Malaysian international students. *Asian Social Science*, 10(18), 240-245. doi: [10.5539/ass.v10n18p240](https://doi.org/10.5539/ass.v10n18p240)
- Broadhead, W. E., Gehlbach, S. H., de Gruy, F. V., & Kaplan, B. H. (1988). The Duke-UNC Functional Social Support Questionnaire. Measurement of social support in family medicine patients. *Medical Care*, 26(7), 709-723. doi: [10.1097/00005650-198807000-00006](https://doi.org/10.1097/00005650-198807000-00006)
- Bueno-Pacheco, A., Lima-Castro, S., Arias-Medina, P., Peña-Contreras, E., Aguilar-Sizer, M., & Cabrera-Vélez, M. (2020). Estructura factorial, invarianza y propiedades psicométricas de la Escala de Autoestima de Rosenberg en el contexto ecuatoriano. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica (RIDEP)*, 56(3), 87-100. doi: [10.21865/ridep56.3.07](https://doi.org/10.21865/ridep56.3.07)
- Bueno-Pacheco, A., Lima-Castro, S., Peña-Contreras, E., Cedillo-Quizhpe, C., & Aguilar-Sizer, M. (2018). Adaptación al Español de la Escala de Autoeficacia General para su uso en el contexto ecuatoriano. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica (RIDEP)*, 48(3), 5-17. doi: [10.21865/RIDEP48.3.01](https://doi.org/10.21865/RIDEP48.3.01)
- Cabanyes-Truffino, J. (2010). Resiliencia: Una aproximación al concepto. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 3(4), 145-151. doi: [10.1016/j.rpsm.2010.09.003](https://doi.org/10.1016/j.rpsm.2010.09.003)
- Caycho-Rodríguez, T., Ventura-León, J., García-Cadena, C. H., Tomás, J. M., Domínguez-Vergara, J., Daniel, L., & Arias-Gallegos, W. L. (2018). Evidencias psicométricas de una medida breve de resiliencia en adultos mayores peruanos no institucionalizados. *Psychosocial Intervention*, 27(2), 73-79. doi: [10.5093/pi2018a6](https://doi.org/10.5093/pi2018a6)
- De Holanda-Coelho, G. L., Hanel, P. H. P., Medeiros-Cavalcanti, T., Teixeira-Rezende, A., & Veloso-Gouveia, V. (2016). Brief Resilience Scale: Testing its factorial structure and invariance in Brazil. *Universitas Psychologica*, 15(2), 397-408. doi: [10.11144/Javeriana.upsy15-2.brst](https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-2.brst)
- Epskamp, S. (2019). semPlot: Path diagrams and visual analysis of various SEM packages' output. R package version 1.1.2. [software de cómputo]. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org>
- Farmer, A. Y., & Farmer, G. L. (2014). *Research with Diverse Groups: Research designs and multivariate latent modeling for equivalence*. Oxford, Inglaterra: Oxford University Press.
- Fergus, S., & Zimmerman, M. A. (2005). Adolescent resilience: A framework for understanding healthy development in the face of risk. *Annual Review of Public Health*, 26(1), 399-419. doi: [10.1146/annurev.publhealth.26.021304.144357](https://doi.org/10.1146/annurev.publhealth.26.021304.144357)
- Folke, C., Carpenter, S., Elmqvist, T., Gunderson, L., Holling, C. S., & Walker, B. (2002). Resilience and sustainable development: Building adaptive capacity in a world of transformations. *AMBIO: A Journal of the Human Environment*, 31(5), 437-440. doi: [10.1579/0044-7447-31.5.437](https://doi.org/10.1579/0044-7447-31.5.437)
- Frankl, V. (2015). *El hombre en busca de sentido* (19ª ed.). Barcelona, España: Herder.
- Fung, S. -F. (2020). Validity of the Brief Resilience Scale and Brief Resilient Coping Scale in a chinese sample. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(4), 1265. doi: [10.3390/ijerph17041265](https://doi.org/10.3390/ijerph17041265)
- González-Arratia-López-Fuentes, N. I., Domínguez-Espinosa, A. del C., & Torres-Muñoz, M. A. (2019). Evaluación psicométrica de la Escala de Resiliencia para niños mexicanos (GA-RE14). *Revista Evaluar*, 19(3), 1-19. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Gregorich, S. E. (2006). Do self-report instruments al-

- low meaningful comparisons across diverse population groups?: Testing measurement invariance using the confirmatory factor analysis framework. *Medical Care*, 44(11), 78-94. doi: [10.1097/01.mlr.0000245454.12228.8f](https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000245454.12228.8f)
- Haktanir, A., Lenz, A. S., Can, N., & Watson, J. C. (2016). Development and evaluation of Turkish language versions of three positive psychology assessments. *International Journal for the Advancement of Counselling*, 38(4), 286-297. doi: [10.1007/s10447-016-9272-9](https://doi.org/10.1007/s10447-016-9272-9)
- Hazen, B. T., Boone, C. A., Ezell, J. D., Jones-Farmer, L. A. (2014). Data quality for data science, predictive analytics, and big data in supply chain management: An introduction to the problem and suggestions for research and applications. *International Journal of Production Economics*, 154, 72-80. doi: [10.1016/j.ijpe.2014.04.018](https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2014.04.018)
- Hidalgo-Rasmussen, C. A., & González-Betanzos, F. (2019). El tratamiento de la aquiescencia y la estructura factorial de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en estudiantes universitarios mexicanos y chilenos. *Anales de Psicología*, 35(1), 26-32. doi: [10.6018/analesps.35.1.297781](https://doi.org/10.6018/analesps.35.1.297781)
- Holling, C. S. (1973). Resilience and stability of ecological systems. *Annual Review of Ecology and Systematics*, 4(1), 1-23. doi: [10.1146/annurev.es.04.110173.000245](https://doi.org/10.1146/annurev.es.04.110173.000245)
- Hong, S., Malik, M. L., & Lee, M. -K. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using a non-western sample. *Educational and Psychological Measurement*, 63(4), 636-654. doi: [10.1177/0013164403251332](https://doi.org/10.1177/0013164403251332)
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. doi: [10.1080/10705519909540118](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Jang, Y. J., Lee, J., Puig, A., & Lee, S. M. (2012). Factorial invariance and latent mean differences for the Five Factor Wellness Inventory with Korean and American counselors. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 45(2), 71-83. doi: [10.1177/0748175611427915](https://doi.org/10.1177/0748175611427915)
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2020). semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-2.926. [software de cómputo]. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org>
- Leiva, L., Pineda, M., & Encina, Y. (2013). Autoestima y apoyo social como predictores de la resiliencia en un grupo de adolescentes en vulnerabilidad social. *Revista de Psicología*, 22(2), 111-123. doi: [10.5354/0719-0581.2013.30859](https://doi.org/10.5354/0719-0581.2013.30859)
- Lenz, A. S., Gómez-Soler, I., Dell'Aquila, J., & Uribe, P. M. (2017). Translation and cross-cultural adaptation of assessments for use in counseling research. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 50(4), 224-231. doi: [10.1080/07481756.2017.1320947](https://doi.org/10.1080/07481756.2017.1320947)
- Lima-Castro, S., Arias-Medina, P., Bueno-Pacheco, A., Peña-Contreras, E., Aguilar-Sizer, M. E., & Cabrera-Vélez, M. (2020). Estructura factorial, invarianza de medición y propiedades psicométricas de la Escala de Calidad de Vida WHOQOL-BREF en el contexto ecuatoriano. Manuscrito presentado para su publicación.
- Lima-Castro, S., Peña-Contreras, E., Aguilar-Sizer, M. E., Bueno-Pacheco, A., & Arias-Medina, P. (2019). Aproximación a un modelo de bienestar en adultos ecuatorianos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica (RIDEP)*, 51(2), 5-18. doi: [10.21865/RIDEP51.2.01](https://doi.org/10.21865/RIDEP51.2.01)
- Luthar, S. S. (2006). *Resilience in development: A synthesis of research across five decades*. Hoboken, NJ: Wiley & Sons.
- Masten, A. S., & Obradovic, J. (2006). Competence and resilience in development. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1094(1), 13-27. doi: [10.1196/annals.1376.003](https://doi.org/10.1196/annals.1376.003)
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4),

- 525-543. doi: [10.1007/bf02294825](https://doi.org/10.1007/bf02294825)
- Moreta-Herrera, R., Lara-Salazar, M., Camacho-Bonilla, P., & Sánchez-Guevera, S. (2019). Análisis factorial, fiabilidad y validez de la Escala de Autoeficacia General (EAG) en estudiantes ecuatorianos. *Psychology, Society, & Education, 11*(2), 193-204. doi: [10.25115/psy.v11i2.2024](https://doi.org/10.25115/psy.v11i2.2024)
- Norris, F. (2010). *Behavioral Science Perspectives on Resilience*. CARRI Research Paper, 10, Tennessee (USA). Community and Regional Resilience Institute Oak Ridge.
- Peña-Contreras, E. K., Lima-Castro, S. E., Bueno-Pacheco, G. A., Aguilar-Sizer, M. E., Keyes-Lee, C., & Arias-Medina, W. P. (2017). Fiabilidad y validez de la Escala del Continuum de Salud Mental (MHC-SF) en el contexto ecuatoriano. *Ciencias Psicológicas, 11*(2), 223-232. doi: [10.22235/cp.v11i2.1499](https://doi.org/10.22235/cp.v11i2.1499)
- Raiche, G., & Magis, D. (2020). nFactors: Parallel analysis and other non-graphical solutions to the cattell scree test. R package version 2.4.1. [software de cómputo]. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org>
- Ramírez-Granizo, I. A., & Castro-Sánchez, M. (2018). Análisis de los niveles de resiliencia en función del género y factores del ámbito educativo en escolares. *Education, Sport, Health and Physical Activity (ES-HPA), 2*(1), 50-61. Recuperado de <https://digibug.ugr.es/handle/10481/48260>
- Revelle, W. (2019). psych: Procedures for Personality and Psychological Research. Northwestern University, Evanston, Illinois, USA. [software de cómputo]. Recuperado de <https://CRAN.R-project.org>
- Rodríguez, M., Pereyra, M. G., Gil, E., Jofré, M., De Bortoli, M., & Labiano, L. M. (2009). Propiedades psicométricas de la escala de resiliencia versión argentina. *Revista Evaluar, 9*, 72-82. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Rodríguez-Rey, R., Alonso-Tapia, J., & Hernansaiz-Garrido, H. (2016). Reliability and validity of the Brief Resilience Scale (BRS) Spanish Version. *Psychological Assessment, 28*(5), 101-110. doi: [10.1037/pas0000191](https://doi.org/10.1037/pas0000191)
- Rodríguez-Fernández, A., Ramos-Díaz, E., Martínez de Lahidalga, I. R., & Rey-Baltar, A. Z. (2018). Implicación escolar de estudiantes de secundaria: La influencia de la resiliencia, el autoconcepto y el apoyo social percibido. *Educación XXI, 21*(1), 87-108. doi: [10.5944/educxx1.20177](https://doi.org/10.5944/educxx1.20177)
- 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)
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Ruiz-Párraga, G. T., & López-Martínez, A. E. (2012). Psychological resilience and chronic pain. *Escritos de Psicología, 5*(2), 1-11. doi: [10.5231/psy.writ.2012.1001](https://doi.org/10.5231/psy.writ.2012.1001)
- Rutter, M. (2007). Resilience, competence, and coping. *Child Abuse & Neglect, 31*(3), 205-209. doi: [10.1016/j.chiabu.2007.02.001](https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2007.02.001)
- Silveira, D. R., & Mahfoud, M. (2008). Contribuições de Viktor Emil Frankl ao conceito de resiliência. *Estudos de Psicologia (Campinas), 25*(4), 567-576. doi: [10.1590/s0103-166x2008000400011](https://doi.org/10.1590/s0103-166x2008000400011)
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E., Christopher, P., & Bernard, J. (2008). The Brief Resilience Scale: Assessing the ability to bounce back. *International Journal of Behavioral Medicine, 15*(3), 194-200. doi: [10.1080/10705500802222972](https://doi.org/10.1080/10705500802222972)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- The R Development Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. [software de cómputo]. Recuperado de <https://www.R-project.org>
- Tierney, K., & Bruneau, M. (2007). Conceptualizing and measuring resilience: A key to disaster loss reduction. *TR News, (250)*, 14-17. Recuperado de <http://www.trb.org/Publications/PubsTRNewsMagazine.aspx>
- Turner II, B. L., Kasperson, R. E., Matson, P. A., McCarthy, J. J., Corell, R. W., Christensen L., & Eckley,

- N. (2003). A framework for vulnerability analysis in sustainability science. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 100(14), 8074-8079. doi: [10.1073/pnas.1231335100](https://doi.org/10.1073/pnas.1231335100)
- Twigg, J. (2007). Characteristics of a disaster resilient community. Recuperado de <http://drr.upeace.org>
- Ungar, M., Liebenberg, L., Boothroyd, R., Kwong, W. M., Lee, T. Y., Leblanc, J., & Makhnach, A. (2008). The study of youth resilience across cultures: Lessons from a pilot study of measurement development. *Research in Human Development*, 5(3), 166-180. doi: [10.1080/15427600802274019](https://doi.org/10.1080/15427600802274019)
- United Nations Development Programme. (2011). *Towards human resilience: Sustaining MDG progress in an age of economic uncertainty*. Nueva York, NY: One United Nations Plaza. Recuperado de <https://www.undp.org>
- WHOQOL Group. (1995). The World Health Organization Quality of Life Assessment (WHOQOL): Position paper from the World Health Organization. *Social Science & Medicine*, 41(10), 1403-1409. doi: [10.1016/0277-9536\(95\)00112-k](https://doi.org/10.1016/0277-9536(95)00112-k)
- Windle, G., Bennett, K. M., & Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9(1), 8. doi: [10.1186/1477-7525-9-8](https://doi.org/10.1186/1477-7525-9-8)
-