

Attitudes Scale Towards Potential Targets of Bullying: Elaboration and Evidence of Validity and Reliability

Mardelides da Silva Lima¹, Rildésia Silva Veloso Gouveia², Ana Karla Silva Soares^{*3}, Rafaella de Carvalho Rodrigues Araújo⁴, Maria Gabriela Costa Ribeiro⁴, Tátilla Rayane de Sampaio Brito⁴ y Valdiney Veloso Gouveia⁴.

¹ Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia de Mato Grosso, ² Centro Universitário de João Pessoa,

³ Universidade Federal do Mato Grosso do Sul, ⁴ Universidade Federal da Paraíba.

Recibido, agosto 11/2016

Concepto de evaluación, septiembre 27/2016

Aceptado, noviembre 28/2016

Referencia: Da Silva Lima, M., Veloso Gouveia, R., Silva Soares, A.K., Rodrigues Araújo, R., Costa Ribeiro, M.G., de Sampaio Brito, T.R. & Veloso Gouveia, V. (2017). Attitudes towards potential targets of bullying scale: Elaboration and evidence of validity and reliability. *Acta Colombiana de Psicología*, 20(1), 254-265. DOI: 10.14718/ACP.2017.20.1.12

Abstract

The present article aimed at describing the elaboration of a measurement of attitudes towards potential targets of bullying, gathering evidence of its factorial validity and internal consistency. Two studies were performed with 800 secondary school students whose mean age was 15 years old, who answered the Attitudes Scale towards Potential Targets of Bullying (ASTPB) and some demographic questions. In Study 1 (n = 230) the discriminant power of the scale items was verified, and after performing an exploratory factor analysis two components were identified (*appearance and gender issues* and *social exposure*), with Cronbach's alpha (α) of 0.81 and 0.70, respectively. In Study 2 (n = 570) a confirmatory factor analysis was performed (Maximum Likelihood), confirming the two-factor structure of the scale ($\alpha_{\text{factor I}} = 0.80$ and $\alpha_{\text{factor II}} = 0.65$; CR = 0.80 and 0.64, respectively). Moreover, evidence was also gathered of factorial invariance of this measure in groups of women and men. In conclusion this is a parsimonious measurement with evidences of validity and reliability, suggesting its adequacy for use when the goal is to evaluate attitudes towards potential targets of bullying.

Key words: Bullying, scale, validity, reliability.

Escala de actitudes hacia potenciales víctimas de bullying: elaboración y evidencias de validez y fiabilidad

Resumen

El presente artículo tuvo como objetivo describir la elaboración de una medida de actitudes hacia potenciales víctimas de *bullying*, reuniendo evidencias de validez factorial y consistencia interna de la *Escala de Actitudes frente a Alvos Potenciales de Bullying* (EAAPB) (Escala de actitudes hacia potenciales víctimas de bullying). Se realizaron dos estudios con 800 estudiantes de enseñanza secundaria, con edad promedio de 15 años, los cuales contestaron a preguntas demográficas y la EAAPB. En el Estudio 1 (n = 230) se comprobó el poder discriminativo de los ítems de la escala y se realizó un análisis factorial exploratorio en el que se identificaron dos componentes: *aparición y temas de género* ($\alpha = .81$) y *exposición social* ($\alpha = .70$). En el Estudio 2 (n = 570) se realizó un análisis factorial confirmatorio (máxima verosimilitud), en el que se comprobó la estructura bifactorial de la escala: el primer factor con $\alpha = .80$ y CR = .80; y el segundo con $\alpha = .65$ y CR = .64. Se reunieron evidencias sobre la invariancia factorial de la escala en grupos de mujeres y hombres. Se concluye que la EAAPB es una medida parsimoniosa que presenta evidencias de validez y confiabilidad, por lo que se sugiere su uso para evaluar las actitudes hacia potenciales víctimas de *bullying*.

Palabras clave: Bullying, escala, validez, fiabilidad.

* Universidade Federal do Mato Grosso do Sul, Centro de Ciências Humanas e Sociais (CCHS), Curso de Psicologia, Caixa Postal 549, CEP 79070-900, Campo Grande-MS. Teléfono: (55) 67 99845-0046. karla.soares@ufms.br

Escala de actitudes frente a alvos potenciales de bullying: elaboración e evidências de validade e precisão

Resumo

O presente artigo objetivou descrever a elaboração de uma medida de atitudes frente a potenciais alvos de *bullying*, reunindo evidências de sua validade fatorial e consistência interna. Realizaram-se dois estudos com estudantes secundaristas que tinham idade média de 15 anos, os quais responderam a *Escala de Atitudes frente a Alvos Potenciais de Bullying (EAAPB)* e perguntas demográficas. No *Estudo 1* ($n = 230$) foi verificado o poder discriminativo dos itens desta medida e feita uma análise fatorial exploratória, emergindo dois componentes: *aparência e questões de gênero e exposição social*, cujos alfas de Cronbach (α) foram de 0,81 e 0,70, respectivamente. No *Estudo 2* ($n = 570$) foi realizada uma análise fatorial confirmatória (*Máxima Verossimilhança*), que corroborou a estrutura bifatorial ($\alpha_{\text{fator I}} = 0,80$ e $\alpha_{\text{fator II}} = 0,65$; $CC = 0,80$ e $0,64$, respectivamente). Ademais, reuniram-se evidências acerca da invariância fatorial desta escala entre mulheres e homens. Conclui-se que esta é uma medida parcimoniosa, apresentando evidências de validade e precisão que sugerem seu emprego quando o propósito for conhecer atitudes frente a alvos potenciales de *bullying*.

Palavras-chave: Bullying, escala, validade, precisão.

INTRODUCCIÓN

El *bullying* puede ser entendido como un conjunto de actitudes agresivas, intencionales y repetitivas dentro de una relación desigual de poder que sin una motivación evidente son asumidas por uno o más individuos en contra de algún otro con el fin de intimidarlo. Como consecuencia, el *bullying* produce dolor, angustia, sufrimiento y sentimientos de vulnerabilidad, culpa o baja autoestima (Middelton-Moz & Zawadski, 2007). Según Vanderbilt y Augustyn (2010), este fenómeno está comúnmente relacionado con el intento del *bully* (el agresor) por afirmar su poder mediante la agresión repetida e intencional hacia individuos considerados por él como más débiles (las víctimas). Por lo tanto, el *bullying* no consiste en una disputa entre dos personas iguales en fuerza física y psicológica, sino en una riña basada en la desigualdad de poder y la repetición de las conductas (Viscente, 2010).

El *bullying* abarca varios tipos de conductas que pueden ser motivadas, por ejemplo, por aspectos étnicos, religiosos, sexuales o relativos al género; y, de acuerdo con Olweus (1991), este puede ser clasificado como: a) *indirecto*, en el que se presentan situaciones de intimidación sutil, como el aislamiento social, la exclusión, la difamación y las provocaciones relacionadas con alguna discapacidad o aspectos raciales o sexuales en la víctima, que le causan dolor y sufrimiento; o b) *directo*, en el que se manifiestan agresiones físicas y verbales, tales como patadas, empujones, burlas y atribución de apodos peyorativos a las víctimas. Esta categorización muestra que el *bullying* presenta varias formas de expresión, como las agresiones físicas (como golpear, pellizcar o escupir), verbales (como

insultar o amenazar), y relacionales (como los chismes o la exclusión social). Además, por el continuo avance de la tecnología, ha sido posible detectar una nueva modalidad, conocida como *cyberbullying*, la cual consiste en la distribución de mensajes maliciosos por medios electrónicos (Slonje, Smith, & Frisén, 2013).

Pueden identificarse cuatro tipos de actores sociales en los casos de *bullying*: las víctimas, los perpetradores, las víctimas que también son perpetradores y las personas no involucradas (testigos o espectadores) (Cunha, 2009; Olweus, 1993).

Las *víctimas* son el blanco del *bullying*, son personas característicamente sensibles, inseguras e infelices que presentan baja autoestima, inhibición social, pasividad, sumisión y sentimientos de vulnerabilidad, miedo o vergüenza excesiva; aspectos que promueven la propagación de la victimización (Middelton-Moz & Zawadski, 2007). Además, estas personas presentan algunas características físicas, sociales, económicas y sexuales que facilitan dicha victimización, como la baja estatura o tener familiares homosexuales, alguna discapacidad física, problemas de aprendizaje, obesidad o algún aspecto étnico o religioso que discrepe de su ambiente social (Antunes & Zuin, 2008; Tognetta, 2010).

Por otro lado, los *perpetradores*, también conocidos como *bullies*, son individuos que recurren a su fuerza física e influencia psicológica para aterrorizar a los demás. Con sus habilidades, arrogancia y actitudes de liderazgo, buscan mantener a los demás bajo su control (Fante & Pedra, 2008). Por lo general, estos carecen de autocontrol (Pontzer, 2010), y tienen predisposición a presentar altos niveles de déficit de atención e hiperactividad (Cho, Henderickson, & Mock, 2009).

Mientras que las *víctimas-perpetradores* son individuos que al tiempo son intimidados e intimidadores. Este grupo es también conocido por otros nombres, tales como víctimas provocadoras, perpetradores ineficaces y víctimas agresivas (Pellegrini, 2001). Y, por último, los *testigos* (o espectadores, actores no involucrados), son quienes comúnmente prefieren mantenerse lejos de los conflictos y desarrollan lazos de amistad con personas que están fuera de este grupo.

Recientemente, las discusiones acerca del *bullying* han incrementado, quizá debido al aumento de la violencia escolar (Bacchini, Esposito, & Affuso, 2009). Con respecto a algunos factores de riesgo, en varios estudios, como en el de Weinstock y Krehbiel (2009), señalan ciertas características físicas, como la obesidad, como factores que hacen a los individuos más propensos a ser acosados. Por su parte, Olweus (1993) describe diversas características identificadas en la mayoría de los niños víctimas de *bullying*, como por ejemplo, ser sensibles, tranquilos, aislados, tímidos y débiles físicamente.

Sin embargo, los estudios tienden a enfocarse más en las consecuencias del *bullying*, y, en consecuencia, no puede decirse mucho sobre las características individuales o situacionales de las víctimas que puedan potenciar actitudes positivas o negativas hacia este fenómeno.

Con respecto a la medición del *bullying*, en esta comúnmente se abarcan dos ejes: la medición de la *victimización*, en la que se busca establecer si un individuo es una víctima de algún tipo de acoso (físico, verbal o psicológico); o la medición *comportamental*, en la que se analizan las conductas agresivas del perpetrador. Inclusive, no se han encontrado escalas que evalúen las actitudes de los individuos hacia potenciales víctimas de *bullying* a pesar de que el conocimiento preciso de dichas actitudes es relevante para predecir las conductas de acoso.

En un estudio, Hamburger, Basile y Vivolo (2011) ofrecen un compendio de 33 instrumentos que evalúan el *bullying* en víctimas y en perpetradores y de la experiencia de los espectadores con respecto a esta conducta antisocial; la mayoría de estos se centran en el eje de victimización-perpetración. Dentro de estas medidas se encuentran el *Cuestionario de agresores / víctimas de Olweus* (QOBV, por sus siglas en inglés), que evalúa el *bullying* y la victimización por medio de preguntas que evalúan la frecuencia y los tipos de agresión, el lugar en el que ocurrió y características de los perpetradores de *bullying*; la *Escala de victimización del Bullying California* (CBVS, por sus siglas en inglés) de Felix, Sharkey, Green, Furlong y Tanigawa (2011), que mide la frecuencia con que las personas vivencian una serie de actos que los convierten en víctimas del acoso; y,

finalmente, la *Escala de conductas de bullying* de Austin y Joseph (1996), que evalúa en los respondientes las acciones verbales y físicas características de los perpetradores de *bullying*.

Considerando estas definiciones conceptuales de los actores, con una perspectiva teórica que es fundamental en este estudio, es importante desarrollar un instrumento que evalúe las actitudes hacia individuos que presentan características comunes a las víctimas de *bullying*. Por esta razón, se realizó una búsqueda en Google Académico (2016) con el fin de identificar estudios publicados en los últimos cinco años que presentaran las palabras clave “alvos de *bullying*”, “actitudes frente a alvos” y “escala de actitudes frente a potenciales alvos de *bullying*” en el idioma portugués. Como resultado se encontraron once estudios que describían las características o situaciones en que los individuos podían convertirse en víctimas de *bullying*, incluyendo el perfil de víctimas de acoso en el trabajo y situaciones en las que profesores eran víctimas de *bullying* por parte de sus estudiantes (Hoffmann, 2013). Posteriormente, se realizó una búsqueda en la base de datos PsycINFO (2016) usando el término “alvos de *bullying*”, se encontraron 240 estudios, y algunos de ellos investigaban aspectos psicológicos (como la personalidad) de víctimas de *bullying* en organizaciones, sin menciones del instrumento específico de evaluación. Adicionalmente, en la base de datos Medline (2016), usando este mismo término clave, se lograron identificar 91 estudios y, de igual forma, en la mayoría de ellos se relataban situaciones de *bullying* en organizaciones o se definían sus procesos. Finalmente, al usar la expresión “escala de actitudes frente a potenciales alvos de *bullying*” en las bases de datos de Google Académico (2016), PsycINFO (2016) y Medline (2016), no se encontraron estudios en los últimos cinco años.

Mientras que las medidas identificadas en la literatura evalúan aspectos conceptuales (presencia o ausencia) y tipológicos (víctimas o perpetradores), el instrumento desarrollado en este estudio difiere de los demás porque evalúa aspectos actitudinales hacia personas consideradas como potenciales víctimas de *bullying*. De este modo, es importante elaborar un instrumento que abarque las dimensiones discutidas y que incluya un análisis de su validez y confiabilidad. En este sentido, en el presente trabajo se realizan dos estudios con los siguientes objetivos: a) desarrollar dicho instrumento y conocer sus propiedades psicométricas; b) comprobar su estructura factorial y consistencia interna; y c) evaluar su invarianza factorial. La descripción de estos estudios se describe a continuación.

ESTUDIO 1

ELABORACIÓN DE LA ESCALA DE ACTITUDES HACIA POTENCIALES VÍCTIMAS DE *BULLYING*

El objetivo de este primer estudio fue desarrollar la *Escala de Atitudes frente a Alvos Potenciais de Bullying* (EAAPB, cuya traducción sería “Escala de actitudes hacia potenciales víctimas de *bullying*”) y reunir evidencias de su validez factorial y consistencia interna. Primero se escribieron los ítems que componen la prueba y posteriormente se evaluó su poder discriminativo teniendo en cuenta su estructura factorial subyacente y su consistencia interna.

MÉTODO

Participantes

La muestra para este estudio estuvo compuesta por 230 estudiantes brasileños de João Pessoa-Paraíba (PB) y Cáceres-Mato Grosso do Sul (MT) con edad media de 15 años (entre 11 y 20 años, con $DE = 1.71$). La distribución por género estuvo equilibrada, y la mayor parte asistía al primer año de secundaria (38 %). En su mayoría se declararon católicos (64 %), con un nivel de religiosidad por encima del punto medio en la escala de respuesta tipo *likert* en la que 0 = *nada religioso* a 4 = *totalmente religioso* ($M = 2.8$, $DE = 1.12$). Los participantes fueron escogidos por conveniencia (muestra no probabilística) y todos los estudiantes que estuvieron de acuerdo en participar fueron incluidos en la muestra total.

Instrumentos

Los participantes recibieron un cuadernillo con la EAAPB y preguntas demográficas sobre su sexo, edad, religión y religiosidad. La EAAPB fue desarrollada por los autores del presente estudio, basándose en una revisión de literatura, con 25 ítems que evalúan las creencias, sentimientos y conductas (actitudes) hacia individuos que presentan características o particularidades que puedan convertirlos en potenciales víctimas de *bullying*. Para dar un ejemplo, en cada ítem se presenta una afirmación como las siguientes: “Homem que não briga ao menos uma vez na vida, é estranho” (un hombre que no entre en una pelea al menos una vez en su vida, es raro) o “Uma pessoa com a voz ou a cara feia é horrível” (una persona con voz o cara fea es horrible). Los ítems son contestados en una escala tipo *likert* de seis puntos, en donde 1 = *totalmente en desacuerdo* y 6 = *totalmente de acuerdo*. La validez semántica de esta versión experimental fue evaluada con una muestra de estudiantes

de 15 años de edad, en donde se estableció si los ítems eran comprensibles y si la escala de respuestas era adecuada.

Procedimiento

Para el desarrollo de la prueba, dos psicólogos especialistas en el tema realizaron una revisión de literatura para definir las características o situaciones que favorecen el incremento o comienzo del *bullying*. A partir de esto se elaboró un gran número de ítems, y gracias un panel de expertos formado por cinco investigadores (jueces), se escogieron y ajustaron los ítems que realmente correspondían al constructo en análisis (potenciales víctimas de *bullying*) y que fueran suficientemente claros (se excluyeron los ítems que no contaban con un grado de acuerdo superior a 80 % en la comparación de los resultados de los jueces). Posteriormente, se realizó un estudio de validez semántica con un grupo de niños de siete a nueve años de edad (rango de edad por debajo del de la población objetivo) y se estableció la versión final de la prueba, la cual es objeto de este estudio.

Posteriormente, se contactó a los directores de las instituciones educativas para obtener el permiso para realizar el estudio; se les informó sobre los objetivos del estudio y se les solicitó su firma en un formato de consentimiento informado. También se le solicitó el consentimiento a los participantes y a sus padres. Una vez definido el momento más adecuado para la recogida de los datos, dos colaboradores entrenados instruyeron a los participantes a contestar individualmente los instrumentos y garantizaron la naturaleza voluntaria de la participación, el anonimato y confidencialidad de las respuestas. El tiempo promedio para concluir la participación en el estudio fue de 15 minutos.

Análisis de datos

Se utilizó el *software* PASW (versión 18) para calcular los estadísticos descriptivos (distribución de frecuencia, medidas de tendencia central y dispersión) y para realizar la prueba *t* de Student (para comprobar el poder de discriminación de los ítems), además del análisis factorial exploratorio y el análisis de confiabilidad, con el objetivo de proveer evidencias para la adecuación de esta escala.

Consideraciones éticas

Este estudio fue aprobado por el *Comitê de Ética em Pesquisa* (Comité de Ética de Investigación) de la Facultad de Ciencias Médicas de la Universidad Federal de Paraíba (proceso número 88.166/2012), cumpliendo con lo que determina el Consejo Nacional de Salud de Brasil (CNS, resolución número 466/12). Los estudiantes fueron informados de los objetivos de la investigación y

se les aseguró el anonimato y la confidencialidad de su participación.

RESULTADOS

Se calculó el poder discriminativo de los ítems de la prueba para establecer si estos lograban diferenciar a los participantes con puntuaciones próximas en el constructo de interés. De este modo, los participantes fueron separados en dos grupos (inferior y superior), según su puntuación con respecto a la puntuación mediana empírica ($Md = 61$). En cada ítem se utilizó el MANOVA para comparar los promedios de los participantes de los dos grupos con respecto al total de los ítems. Los resultados indican que hubo diferencias en los grupos ($\text{Lambda de Wilks} = .23$; $F_{(25, 188)} = 24.46$; $p < .001$; $\eta^2 = .76$). Específicamente, se encontró que todos los ítems lograron discriminar entre los grupos de un modo satisfactorio ($F > 41.78$; $p < .001$), y que el ítem 5 fue el

más discriminante ($\eta^2 = .16$), mientras que el ítem 23 fue el menos discriminante ($\eta^2 = .34$).

Una vez establecido el poder discriminativo de los ítems, se analizó la estructura factorial de la escala. Primeramente, se investigó la factorabilidad de la matriz de correlaciones entre los ítems, y los resultados mostraron índices aceptables según el Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .89$), el Test de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{(300)} = 1818.47$) y un $p < .001$. También se realizó un análisis de componentes principales (ACP) sin fijar el número de componentes o rotación, y los resultados indicaron una estructura inicial formada por siete componentes con valores propios iguales o superiores a 1 (Criterio de Kaiser): 7.39, 1.85, 1.46, 1.22, 1.05, 1.02 y 1.01, que explicaron un 60.1 % de la varianza total; aunque el test *scree plot* (Criterio de Cattell) indicó una estructura con un único componente. Considerando la fragilidad de estos criterios (Hayton, Allen, & Scarpello, 2004), se decidió realizar un análisis paralelo (Criterio de Horn), teniendo en cuenta los parámetros del banco de datos (230 participantes y 25 ítems) con 1000 simulaciones. La comparación con

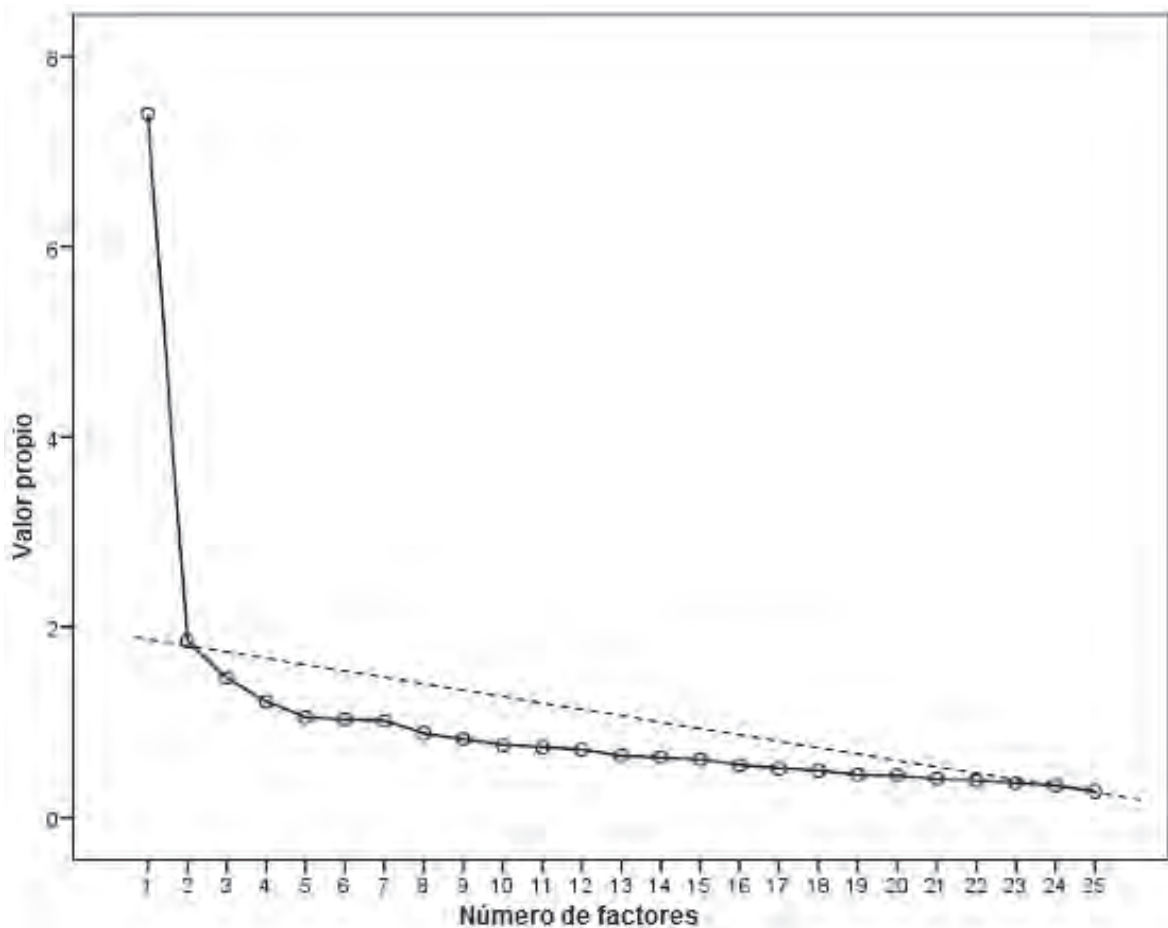


Figura 1. Representación gráfica de los valores propios.

los valores propios encontrados en el ACP con los valores simulados mostró que el tercer valor propio empírico (1.46) era inferior al simulado (1.47), lo cual sugirió adoptar una estructura con dos componentes.

Teniendo en cuenta estos hallazgos se realizó un segundo ACP con rotación *direct oblimin* para la extracción de dos componentes. Estos dos permitieron explicar el 29.6

y 7.4 %, respectivamente, de la varianza total, y resultaron estar mutuamente correlacionados ($r = .45$; $p < .01$). Los resultados detallados se describen en la Tabla 1.

El primer componente, llamado *temas de apariencia y de género*, reunió ocho ítems que presentaron saturaciones superiores a .40, variando de .59 (ítem 12) a .67 (ítem 19). La consistencia interna (*alfa* de Cronbach) de este factor fue de

Tabla 1

Estructura factorial de la Escala de actitudes hacia potenciales víctimas de bullying (EAAPB)

Ítems	Contenido de los ítems	Componentes	
		I	II
19	<i>Uma pessoa feia não deveria nem ter nascido</i> (Una persona fea no debería haber nacido).	.67*	.18
16	<i>Sair com um amigo feio é pedir para passar vergonha</i> (Salir con un amigo feo es invitar a la vergüenza).	.66*	.21
18	<i>Ser gordo é ruim até como parceiro em uma festa, pois não deixa nada para nós</i> (Salir con gente gorda es malo, incluso en las fiestas, porque no dejan nada para nosotros).	.66*	.27
21	<i>Um homem fraquinho é péssimo amigo e namorado</i> (Un hombre debilucho es pésimo amigo o novio).	.65*	.17
22	<i>Não é bom ter um amigo tímido, que não fala com ninguém</i> (No es bueno tener un amigo tímido que no habla con nadie).	.62	.36
17	<i>Se o nerd é tão inteligente, deveria ficar em casa</i> (Si los nerds son tan inteligentes, deberían quedarse en casa).	.61*	.26
13	<i>Mulher gorda serve apenas para desconstrair e rir um pouco</i> (Las mujeres gordas solo sirven para divertirse y reír un poco).	.60*	.27
10	<i>Homem que não briga ao menos uma vez na vida, é estranho</i> (Un hombre que pelea al menos una vez en su vida es raro).	.59*	.25
12	<i>Ir ao shopping ou à praia com uma pessoa gorda não é boa ideia</i> (Ir al centro comercial o a la playa con una persona gorda no es una buena idea).	.59*	.27
23	<i>Uma pessoa com a voz ou a cara feia é horrível</i> (Una persona con cara o voz fea es horrible).	.57	.53
9	<i>É melhor evitar uma pessoa que não sabe se vestir</i> (Es mejor evitar a una persona que no sepa cómo vestirse).	.55	.35
6	<i>É ridículo um homem todo magrinho, sem musculosos</i> (Un hombre delgado sin ningún músculo es ridículo).	.55	.41
11	<i>Homem sensível é algo inadmissível</i> (Un hombre sensible es algo inadmisible).	.52	.49
20	<i>Uma pessoa que anda com uma roupa brega é algo horrível</i> (Una persona que usa ropa de mal gusto es horrible).	.52	.46
15	<i>O nerd atrapalha a aula, interferindo nas explicações dos professores</i> (Los nerds interrumpen la clase, interfieren con las explicaciones de los profesores).	.42	.34
25	<i>Não tem jeito de conviver bem com pessoas de outras classes econômicas ou sociais</i> (No me siento a gusto con personas de otra clase económica o social).	.41	.41
3	<i>Um homem com cabelo de franja e brincos é para desconfiar</i> (No confío en hombres con flequillo y pendientes).	.23	.73*
24	<i>O homem não tem que se vestir como mulher</i> (Los hombres no deberían vestirse como las mujeres).	.28	.63*
5	<i>É reprovável uma mulher toda masculina, parecendo um homem</i> (Es reproable que una mujer sea muy masculina o que se parezca a un hombre).	.29	.62*
4	<i>É loucura usar roupas e cortes de cabelo excêntricos</i> (Es una locura usar ropa y tener peinados excéntricos).	.21	.61*
7	<i>Gordinho é bom mesmo de a gente sacanear com a cara dele</i> (Es bueno burlarse de la gente gorda).	.50	.58
1	<i>A melhor pessoa para colocar apelido é a gorda</i> (La mejor persona para dar un apodo es la gorda).	.22	.57*
14	<i>Mulher tem que ter rosto feminino, angelical</i> (Una mujer necesita tener un rostro femenino, angelical).	.49	.55
8	<i>Homem medroso é a pior coisa que tem</i> (Un hombre temeroso es lo pero que hay).	.46	.53
2	<i>A pessoa nerd fala mais do que deveria</i> (los nerds hablan más de lo que deberían).	.46	.49
Número de ítems		8	5
Valor propio		7.39	1.85
% de varianza explicada		29.59	7.41
Alfa de Cronbach		.81	.70

Notas. En cursiva se presentan los ítems en el idioma original y entre paréntesis sus respectivas traducciones al español;

* Cargas factoriales comúnmente aceptadas para la interpretación del factor ($\lambda \geq |.40|$ en un único factor).

.81, y su homogeneidad (correlación media inter-ítems, r_{mi}), de .34, variando de .22 (ítems 10 y 12) a .49 (ítems 12 y 13).

El segundo componente, llamado *exposición social*, reunió cinco ítems, los cuales presentaron saturaciones superiores a .40, variando de .57 (ítem 1) a .73 (ítem 3). La consistencia interna (*alfa* de Cronbach) de este factor fue de .70, y su homogeneidad (correlación media inter-ítems, r_{mi}), de .31, variando de .21 (ítems 1 y 24) a .41 (ítems 3 y 4). Con base en estos hallazgos, se puede considerar que la *Escala de actitudes hacia potenciales víctimas de bullying* está compuesta por una estructura de dos factores.

DISCUSIÓN

Los objetivos de este estudio fueron desarrollar una medida de actitudes hacia las potenciales víctimas de *bullying* y reunir evidencias de su validez factorial y fiabilidad. Los resultados obtenidos permiten indicar que estos dos objetivos fueron alcanzados. Específicamente, todos los ítems se mostraron como discriminantes, lo cual permitió identificar a los participantes con puntuaciones cercanas al rasgo evaluado (Pasquali, 2003). Además, la estructura formada por dos componentes permitió evaluar dichas actitudes: el factor I evalúa aspectos relativos a la apariencia y al género, en los que se reflejan actitudes hacia las víctimas que consideran la presencia de elementos físicos (ítem 12) o cuestiones de género (ítem 21) que les caracterizan. Por otro lado, el factor II (exposición social) abarca actitudes con respecto a situaciones donde estos individuos se exponen socialmente. Adicionalmente, los coeficientes de los indicadores de consistencia interna (*alfa* de Cronbach y homogeneidad) fueron superiores a los recomendados en la literatura (Clark & Watson, 1995; Tabachnick & Fidell, 2013), no obstante, los análisis estadísticos efectuados en este estudio fueron esencialmente exploratorios. Esta razón fue la que motivó la realización del estudio que se describe a continuación.

ESTUDIO 2

COMPROBACIÓN DE LA ESTRUCTURA E INVARIANZA FACTORIAL DE LA EAAPB

Este estudio tuvo como objetivo principal confirmar la estructura bi-factorial de la *EAAPB* y la consistencia interna de sus factores. Además, se procuró conocer en qué medida esta estructura factorial es invariante con respecto al sexo de los participantes, una variable importante en las explicaciones del *bullying* (Bandeira & Hutz, 2012; Silva, Pereira, Mendonça, Nunes, & Oliveira, 2013; Wang,

Iannotti, & Nansel, 2009). De hecho, en comparación con las mujeres, los varones son, con mayor frecuencia, a la vez tanto perpetradores como víctimas de *bullying*.

MÉTODO

Participantes

Esta muestra estuvo compuesta por 570 estudiantes brasileños de João Pessoa (PB) (52.3 %) y Cáceres (MT) (47.7 %) con una media de edad de 15 años ($DE = 1.66$; variando de 11 a 20 años). La mayoría de ellos fue del sexo femenino (53.7 %), católica (65.5 %), que presentaba un nivel de religiosidad por encima de la puntuación media de la escala de respuesta ($M = 2.75$, $DE = 1.14$). Como en el Estudio 1, los participantes fueron seleccionados por conveniencia (muestreo no probabilístico) en donde todos los individuos invitados y que estuvieron de acuerdo con participar en el estudio fueron incluidos en la muestra.

Instrumentos

Los participantes recibieron un cuadernillo con preguntas demográficas (sexo, edad, religión y religiosidad) y la *EAAPB*.

Procedimiento

Para la recogida de datos se siguió el mismo procedimiento que se describió en el Estudio 1. La participación en este estudio tardó alrededor de 15 minutos.

Análisis de datos

Se utilizó el software *PASW* (versión 18) para calcular los estadísticos descriptivos y la consistencia interna de los factores de la escala. Para el análisis factorial confirmatorio (*AFC*) y el análisis de invarianza factorial en razón del sexo, se utilizó el *AMOS* (versión 18). Para este caso, se tuvieron en cuenta múltiples indicadores de ajuste: el χ^2 (chi-cuadrado), la razón chi-cuadrado con respecto a los grados de libertad del modelo (χ^2/gl), el *GFI* (Índice de Adecuación de Ajuste), el *AGFI* (Índice Corregido de Adecuación de Ajuste), el *CFI* (Índice de Ajuste Comparativo), el *TLI* (Índice de Tucker-Lewis), el *RMSEA* (Raíz del Residuo Cuadrático Promedio de Aproximación) con su intervalo de confianza del 90 % (90 % IC), el *SRMR* (Raíz Cuadrada del Promedio Cuadrático del Residual Estandarizado), el ΔCFI y el $\Delta RMSEA$ (invarianza factorial) (Byrne, 2010; Cheung & Rensvold, 2002; Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008; Tabachnick & Fidell, 2013). Adicionalmente, se utilizó una calculadora específica para dar cuenta de la confiabilidad

compuesta (CC) (Gouveia & Soares, 2015), en la cual se recomendada que el puntaje sea superior a .70 (Fornell & Larcker, 1981), aunque se aceptan coeficientes a partir de .60 (Škerlavaj & Dimovski, 2009).

Consideraciones éticas

Siguiendo lo que determina el Consejo Nacional de Salud de Brasil (Resolución CNS n° 466/12), se le informó a los estudiantes de los objetivos del estudio y se les garantizó el anonimato de su participación y la confidencialidad de sus respuestas, además de que podían dejar el estudio a cualquier momento sin penalización alguna. Este estudio fue aprobado por el respectivo Comité de Ética, de igual forma a como se describe en el Estudio 1.

RESULTADOS

En este segundo estudio se evaluó nuevamente el poder discriminativo de los ítems mediante el análisis multivariado de varianza (MANOVA). En este caso, se demostró que los grupos criterio (inferior y superior) discriminaron satisfactoriamente el conjunto de ítems según el Lambda de Wilks = 0.28, un $F_{(25, 214)} = 21.99$, un $p < .001$ y un $\eta^2 = .72$, con lo cual se rechaza la exclusión de cualquier ítem en este paso. Adicionalmente, los ítems no presentaron distribuciones normales uni o multivariadas, los valores *skewness* y *kurtosis* más extremos correspondieron a los ítems 24 (-.40 y -.86, respectivamente) y 19 (1.71 y 16.73); la razón crítica para la normalidad multivariada fue 44.43. El análisis factorial confirmatorio fue realizado a pesar de que la distribución no haya sido normal, pues el tamaño de la muestra correspondía a $n > 200$.

Con el fin de identificar la estructura factorial más adecuada para la prueba, se realizaron análisis para comprobar los dos modelos presentados en este estudio: el *Modelo 1* (M_1) está compuesto por 13 ítems que saturan en el mismo factor general, y el *Modelo 2* (M_2) corresponde a la solución con dos factores; cada uno de estos representa a los componentes del *Estudio 1* (*temas de apariencia y de género*

y *exposición social*). Como se puede observar en la Tabla 2, el modelo con dos factores (M_2) presentó indicadores de ajuste más adecuados (más bajos CAIC y ECVI) cuando se compara con el modelo de un único factor (M_1). Una evidencia más robusta de esta diferencia se observa cuando son comparados sus respectivos chi-cuadrados, en donde el M_2 presenta un valor estadísticamente más bajo que el M_1 ($\Delta\chi^2$, $p < .05$).

Los hallazgos confirmaron la estructura con dos factores de la EAAPB: $\chi^2_{(64)} = 169.57$; $p < .01$; $\chi^2/\text{gl} = 2.65$; $GFI = .96$; $TLI = .92$; $AGFI = .94$; $CFI = .93$; $RMSEA = .054$; $90\% \text{ IC} = .044-.064$; $P_{\text{close}} = 0.26$; y $\text{SRMR} = .04$. Todos los ítems de la escala presentaron saturaciones (lambdas) diferentes de cero ($\lambda \neq 0$; $z > 1.96$; $p < .001$), que variaron entre .37 (Ítem 24) y .70 (Ítem 13). Estos resultados sugieren que el modelo teórico se ajusta a los datos empíricos. En la Figura 2 se presenta un resumen de tales hallazgos.

Con el fin de comprobar la consistencia interna de los factores de esta escala, se observaron sus *alfas* de Cronbach ($\alpha_{\text{Factor I}} = .80$ y $\alpha_{\text{Factor II}} = .65$) y su homogeneidad (correlación promedia inter-ítems, $r_{m,i \text{ Factor I}} = .26$ y $r_{m,i \text{ Factor II}} = .33$). La Confiabilidad Compuesta fue computada para comprobar el parámetro de consistencia interna, encontrándose coeficientes de .80 (factor I) y .64 (factor II), los cuales son considerados como adecuados.

Una vez conocida la estructura con dos factores para la versión adaptada de la EAAPB, se buscó verificar su invarianza con respecto al sexo de los participantes. Primeramente, se obtuvo la puntuación promedio de la escala total con el fin de compararla según el sexo de los participantes. Los resultados indicaron una diferencia significativa ($t_{\text{Total}} = 5.01$, $p < .001$; $t_{\text{Factor I}} = 3.59$, $p < .001$; $t_{\text{Factor II}} = 5.21$, $p < .001$), en donde los hombres presentaron puntuaciones medias superiores ($M_{\text{Total}} = 2.5$, $DT_{\text{Total}} = .71$; $M_{\text{Factor I}} = 2.2$, $DT_{\text{Factor I}} = .83$; $M_{\text{Factor II}} = 3.2$, $DT_{\text{Factor II}} = .89$) a las mujeres ($M_{\text{Total}} = 2.2$, $DT_{\text{Total}} = .69$; $M_{\text{Factor I}} = 1.9$, $DT_{\text{Factor I}} = .77$; $M_{\text{Factor II}} = 2.7$, $DT_{\text{Factor II}} = .87$). Posteriormente, se buscó conocer la adecuación de la hipótesis de invarianza factorial. Los resultados se describen en la Tabla 3.

Tabla 2
Comparación de los modelos factoriales de la EAAPB

Modelos	$\chi^2(\text{gl})$	χ^2/gl	GFI	AGFI	TLI	CFI	RMSEA (90%IC)	CAIC	ECVI	$\Delta\chi^2$
M_1	294.19 (65)	4.53	.91	.88	.82	.85	.078 (.069 - .088)	485.36	.604 (.518 - .704)	-
M_2	169.57 (64)	2.65	.96	.94	.92	.93	.054 (.044 - .064)	368.09	.390 (.329 - .464)	124.62* (1)

Notas. M_1 = unifactorial y M_2 = bifactorial. * $p < .001$.

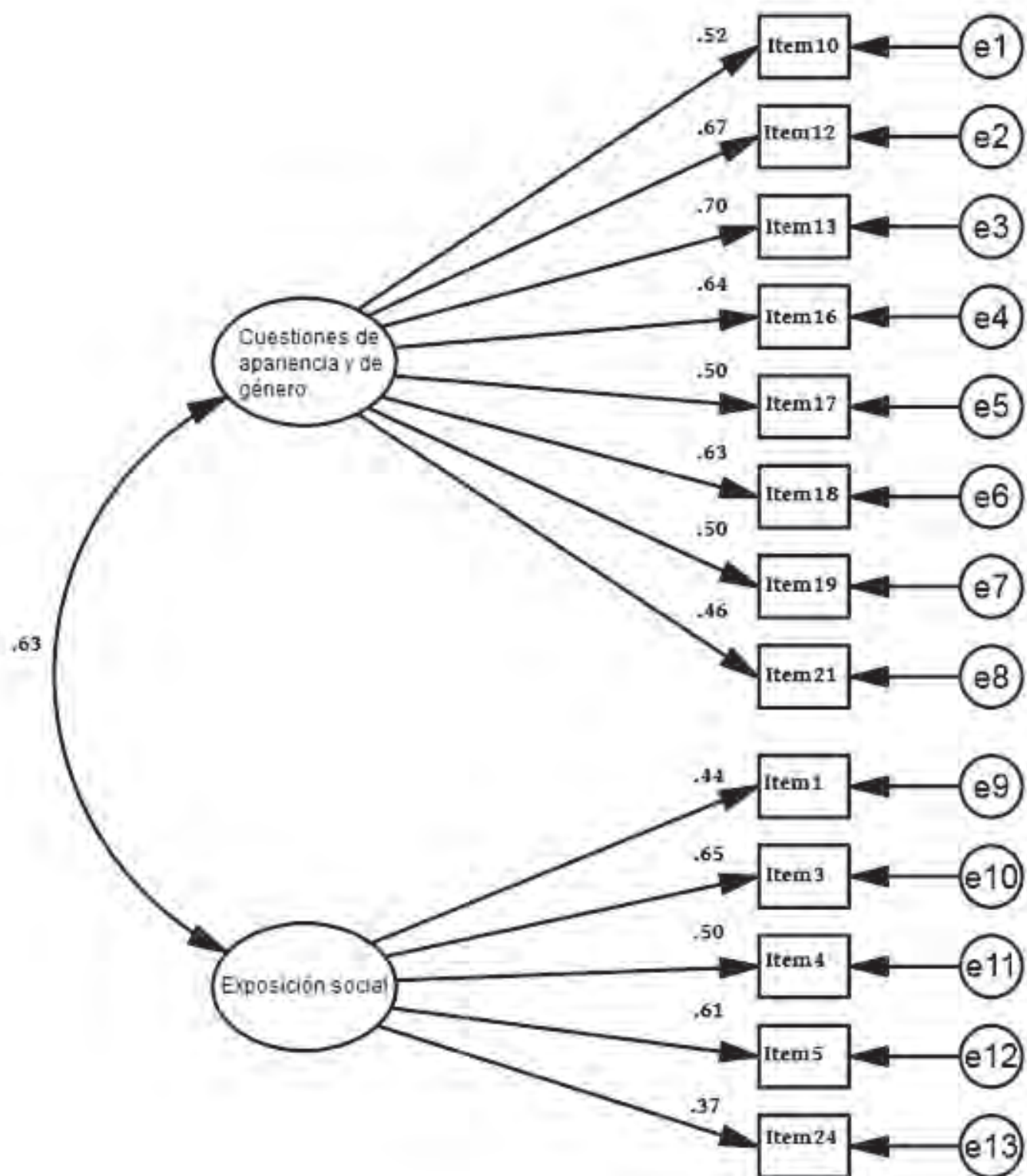


Figura 2. Análisis factorial confirmatorio de la EAAPB.

Tabla 3

Indicadores de invarianza factorial de la EAAPB

Modelos	$\chi^2(df)$	χ^2/df	GFI	AGFI	TLI	CFI	RMSEA (90%CI)	$\Delta RMSEA$
Hombres	122,56 (64)	1.91	.93	.90	.90	.92	.059 (.043 - .074)	
Mujeres	160.25 (64)	2.50	.92	.90	.85	.88	.070 (.057 - .084)	
Invarianza Configural (sin restricción)	282.80 (128)	2.20	.93	.90	.88	.90	.046 (.039 - .053)	-
Invarianza Métrica (saturación)	320.80 (139)	2.31	.92	.90	.87	.88	.048 (.041 - .055)	.002
Invarianza estructural (covarianza)	323.67 (142)	2.28	.92	.90	.87	.88	.047 (.040 - .054)	.001
Residual (errores)	348.26 (155)	2.25	.91	.90	.87	.87	.047 (.040 - .053)	.000

El modelo con dos factores fue comprobado separadamente en la muestra de hombres ($\alpha_{\text{Factor I}} = .80$ y $\alpha_{\text{Factor II}} = .61$) y mujeres ($\alpha_{\text{Factor I}} = .79$ y $\alpha_{\text{Factor II}} = .64$), y, en general, los indicadores de adecuación de ajuste fueron satisfactorios ($\chi^2/df < 3$). Posteriormente, se comprobó el modelo inicial sin restricciones como línea de base para investigar la invarianza configuracional y, después, se comprobaron las restricciones de las cargas factoriales (saturaciones), covarianzas y residuales (errores subyacentes a los ítems). A pesar de que los valores de ΔCFI no fueron satisfactorios, una comparación entre el modelo sin restricciones con todos los demás indicó resultados satisfactorios con respecto al $\Delta RMSEA (\leq .01)$, lo cual sugiere que la estructura con dos factores de la escala presenta invarianza a través de los sexos.

DISCUSIÓN

Este estudio tuvo como objetivo reunir evidencias de validez factorial y consistencia interna de la EAAPB, además de investigar su invarianza factorial a través del sexo de los participantes. Los hallazgos confirmaron la adecuación de la estructura bifactorial, cuyos indicadores cumplieron con los niveles recomendados en la literatura ($CFI, TLI, GFI > .90$) (Byrne, 2010; Tabachnick & Fidell, 2013). Con respecto a la invarianza factorial, los resultados sugirieron las invarianzas configuracional (sin restricción, pues el modelo presentó la misma estructura factorial en los grupos), métrica (las cargas factoriales fueron equivalentes a través de los grupos), estructural (covarianza) y residual (varianza error).

DISCUSIÓN GENERAL

Los objetivos de estos estudios fueron desarrollar la *Escala de actitudes hacia potenciales víctimas de bullying* y reunir evidencias de su validez factorial y consistencia interna, además de demostrar su invarianza factorial a través del sexo de los participantes. Estos objetivos fueron alcanzados, pues se reunieron las evidencias que demuestran la adecuación psicométrica de esta escala, con lo cual se recomienda su uso en el contexto brasileño para identificar las actitudes de las personas hacia las potenciales víctimas de *bullying*.

A pesar de lo anteriormente comentado, como en todo estudio científico, pueden mencionarse algunas limitaciones potenciales. Por ejemplo, los participantes fueron obtenidos por conveniencia, siendo muestras no probabilísticas, lo que puede imponer restricciones a la hora de generalizar los hallazgos más allá del presente estudio. Una segunda posible limitación resulta del uso de instrumentos de autoinforme, de tipo “lápiz y papel”, el cual permite a los respondientes dar respuestas falsas (Kohlsdorf & Costa Junior, 2009) o contestar de acuerdo a sesgos de deseabilidad social (Gouveia, Athayde, Mendes, & Freire, 2012). Sin embargo, este tipo de limitación no es característico únicamente de la EAAPB, ya que es un riesgo inherente a la mayoría de los instrumentos utilizados en psicología; problema que ha motivado el desarrollo de procedimientos y técnicas alternativas, como las de mediciones implícitas (Gouveia et al., 2012).

Con respecto a los hallazgos principales, el Estudio 1 reunió evidencias de la adecuación psicométrica de esta

escala, consonante con lo que establece la literatura (Pasquali, 2003). Los ítems de la *EAAPB* presentaron poder discriminante satisfactorio, se pudo identificar una estructura con dos factores interpretables, y la consistencia interna de los factores, evaluada por medio del *alfa* de Cronbach y de la homogeneidad, cumplieron claramente lo que se recomienda en la literatura (Clark & Watson, 1995). Estos hallazgos, en su conjunto, comprueban la adecuación de esta escala para medir actitudes hacia potenciales víctimas de *bullying*.

El Estudio 2 fue más allá del estudio previo, en este se ofrecieron evidencias complementares de la adecuación de la estructura factorial teorizada por medio de un procedimiento estadístico más robusto: la modelación por ecuaciones estructurales. Los resultados mostraron adecuación en la estructura bifactorial, hallazgo consistente con el Estudio 1. Los coeficientes de consistencia interna fueron similares a los previamente observados, lo cual indica que el factor II presentó coeficientes inferiores a los observados para el factor I, aunque ambos alcanzaron los valores recomendados en la literatura ($\alpha > .60$) (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2009). Estos valores son justificados por el hecho de que, como indica Pasquali (2003), el número de ítems que componen el factor II es pequeño (cinco ítems). Por otra parte, de acuerdo con la invarianza factorial, el *Estudio 2* mostró que las aspectos relacionadas con el *bullying* parecen ser más comunes a los varones que las mujeres (Bandera & Hutz, 2012; Silva et al, 2013). Sin embargo, una vez que los análisis sugirieron su invarianza factorial, esta diferencia basada en el sexo del participante no afecta la estructura de la escala.

Finalmente, es necesario realizar estudios futuros sobre las actitudes de los individuos hacia potenciales víctimas de *bullying*, incluso replicar los estudios previamente descritos con muestras de edades diferentes (por ejemplo, incluir niños con menos de nueve años de edad), instrumentos diferentes (desarrollar medidas implícitas) y, consecuentemente, con niveles educativos diferentes, esto con el fin de establecer si las puntuaciones de los evaluados predicen sus conductas de *bullying*, al ser perpetradores o víctimas, o la aparición de variables asociadas, como las conductas antisociales y delictivas. Además, el grado de asociación entre las puntuaciones en la *EAAPB* y los constructos que describen los individuos (rasgos de personalidad) o los principios que guían sus vidas (valores humanos), necesitan también ser investigados. Finalmente, se espera que la *EAAPB* pueda contribuir para la formulación de políticas públicas de prevención de *bullying*, pues una vez se conozcan las actitudes de los individuos, será posible tomar decisiones acerca de campañas de educación o acciones de control con el fin de apuntar a reprimir las actitudes negativas.

REFERENCIAS

- Antunes, D. C., & Zuin, A. A. (2008). Do bullying ao preconceito: os desafios da barbárie à educação. *Psicologia & Sociedade*, 20, 33-42.
- Austin, S., & Joseph, S. (1996). Assessment of bully/victim problems in 8 to 11 year-olds. *British Journal of Educational Psychology*, 66, 447-456.
- Bacchini, D., Esposito, G., & Affuso, G. (2009). Social experience and school bullying. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 19, 17-32.
- Bandeira, C., & Hutz, C. S. (2012). *Bullying: Prevalência, implicações e diferenças entre os gêneros. Psicologia Escolar e Educacional*, 16, 35-44.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Cho, J. I., Hendrickson, J. M., & Mock, D. R. (2009). Bullying status and behavior patterns of preadolescents and adolescents with behavioral disorders. *Education and Treatment of Children*, 32, 655-671.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 309-319.
- Cunha, J. M. (2009). *Violência interpessoal em escolas no Brasil: Características e Correlatos*. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR.
- Fante, C., & Pedra, J. A. (2008). *Bullying escolar: Perguntas e respostas*. Porto Alegre, RS: Artmed.
- Felix, E. D., Sharkey, J. D., Green, J. G., Furlong, M. J., & Tanigawa, D. (2011). Getting precise and pragmatic about the assessment of bullying: the development of the California Bullying Victimization Scale. *Aggressive Behavior*, 37, 234-247.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Gouveia, V. V., Athayde, R. A. A., Mendes, L. A. C., & Freire, S. E. A. (2012). Introdução às medidas implícitas: Conceitos, técnicas e contribuições. *Revista da Sociedade de Psicologia do Rio Grande do Sul*, 12, 80-92.
- Gouveia, V. V., & Soares, A. K. S. (2015). Calculadoras de validade de construto (CVC). João Pessoa, PB: BNCS/ Universidade Federal da Paraíba. Recuperado de <http://akssoares.com/psicometria/calculadora-vme-e-cc>
- Hamburger, M. E., Basile, K. C., & Vivolo, A. M. (Eds.). (2011). *Measuring bullying victimization, perpetration, and bystander experiences: A compendium of assessment tools*. Centers for Disease Control and Prevention, National Cen-

- ter for Injury Prevention and Control, Division of Violence Prevention.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7, 191-205.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre, RS: ArtMed
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6, 53-60.
- Hoffmann, C. T. (2013). *The nature and extent of teachers as targets of bullying by their learners in a high school*. Doctoral dissertation. School of Education, Faculty of Humanities, University of the Witwatersrand.
- Kohlsdorf, M., & Costa Junior, A. L. (2009). O autorrelato na pesquisa em psicologia da saúde: Desafios metodológicos. *Psicologia Argumento*, 27, 131-139.
- Middelton-Moz, J., & Zawadski, M. (2007). *Bullying – Estratégias de sobrevivência para crianças e adultos* (R. C. Costa, Trad.). Porto Alegre, RS: Artmed.
- Olweus, D. (1991). Bully/victim problems among schoolchildren: basic facts and effects of a school based intervention program. En D. Pepler. & K. H. Rubin (Eds), *The development and treatment of childhood aggression* (pp. 411-448). Hillsdale: Lawrence Erlbaum.
- Olweus, D. (1993). *Bullying at school. What we know and what we can do*. Oxford, UK: Blackwell.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teoria dos testes na psicologia e na educação*. Vozes.
- Pellegrini, D. (2001). Aprenda com eles e ensine melhor. *Revista Nova Escola*, 16, 19-25.
- Pontzer, D. (2010). A theoretical test of bullying behavior: Parenting, personality, and the bully/victim relationship. *Journal of Family Violence*, 25, 259-273.
- Silva, M. A. J., Pereira, B., Mendonça, D., Nunes, B., & Oliveira, W. A. (2013). The involvements of girls and boys with bullying: An analysis of gender differences. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10, 6820-6831.
- Škerlavaj, M., & Dimovski, V. (2009). Organizational learning and performance in two national cultures: A multi-group structural equation modeling approach. En W. R. King (Ed.), *Knowledge management and organizational learning* (Vol. 4, pp. 321-366). Nueva York, NY: Springer.
- Slonje, R., Smith, P. K., & Frisén, A. (2013). The nature of cyberbullying, and strategies for prevention. *Computers in Human Behavior*, 29, 26-32.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6ª ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Tognetta, L. R. P. (2010). Violência na escola: Os sinais de bullying e o olhar necessário aos sentimentos. En Pontes A. & Lima V. S. (Eds.), *Construindo saberes em educação*. Porto Alegre, RS: Zouk.
- Vanderbilt, D., & Augustyn, M. (2010). The effects of bullying. *Pediatrics and Child Health*, 20, 315-320.
- Viscente, I. (2010). *Crença no mundo justo, coping e bem-estar em vítimas de bullying*. Dissertação de Mestrado. Instituto Universitário de Lisboa, Lisboa.
- Wang, J., Iannotti, R. J., & Nansel, T.R. (2009). School bullying among adolescents in the United States: Physical, verbal, relational, and cyber. *Journal of Adolescent Health*, 45, 368-375.
- Weinstock, J., & Krehbiel, M. (2009). Fat youth as common targets for bullying. En E. Rothblum & S. Solovay (Eds.), *The fat studies reader* (pp. 120-126). New York, NY: New York University Press.