

ORIGINAL

Bullying y cyberbullying en Colombia; coocurrencia en adolescentes escolarizados[☆]



Mauricio Herrera-López^{a,*}, Eva Romera^b y Rosario Ortega-Ruiz^{b,c}

^a Departamento de Psicología, Universidad de Nariño (UDENAR), San Juan de Pasto, Colombia

^b Departamento de Psicología, Universidad de Córdoba (UCO), Córdoba, España

^c University of Greenwich, Londres, Reino Unido

Recibido el 28 de octubre de 2015; aceptado el 1 de agosto de 2016

Disponible en Internet el 23 de julio de 2017

PALABRAS CLAVE

Bullying;
Cyberbullying;
Coocurrencia;
Colombia

Resumen El primer objetivo fue adaptar y comprobar las propiedades psicométricas de la escala de *bullying*: *European Bullying Intervention Project Questionnaire* (EBIPQ) para Colombia, dada la necesidad de disponer de instrumentos validados y universalmente homologados. Un segundo objetivo buscó encontrar la prevalencia de *bullying* y *cyberbullying* en una muestra colombiana. El tercero fue analizar el grado de relación y coocurrencia de los fenómenos. Participaron 1931 adolescentes colombianos, 53% chicas (11-19 años; $M = 14.92$; $DT = 1.89$). Se realizaron análisis aplicados a los ítems, análisis factoriales confirmatorios y modelos de ecuaciones estructurales. La validación confirmó la calidad de los ítems y la estructura factorial de la escala original con óptimas propiedades psicométricas para dos factores: victimización y agresión. La prevalencia de implicación en *bullying* fue del 41.9% y para *cyberbullying* del 18.7%. El modelo final mostró una influencia directa de la implicación en agresión de *bullying* sobre la ciberagresión y de la victimización en *bullying* sobre la cibervictimización, evidenciando una alta coocurrencia de *bullying* y *cyberbullying*. El modelo explicativo sugiere que el *cyberbullying* parece ser una extensión del *bullying* tradicional y no a la inversa. Se analizan las repercusiones para el ámbito educativo.

© 2017 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Bullying;
Cyberbullying;
Co-occurrence;
Colombia

Bullying and cyberbullying in Colombia; co-occurrence in adolescent schoolchildren

Abstract The first objective of this study was to adapt and test the psychometric properties of the bullying: scale European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIPQ) for Colombia, given the need for validated and universally approved measurement tools. The second objective sought to determine the prevalence of bullying and cyberbullying in a Colombian population sample. The third was to analyse the degree of relationship and co-occurrence of

[☆] Premio al mejor artículo del número.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: mherrera@udenar.edu.co (M. Herrera-López).

the phenomena. The study included a total of 1,931 Colombian adolescents, 53% of whom were girls (11-19 years; $M = 14.92$; $SD = 1.89$). An analysis was made on the items, confirmatory factor analysis, and structural equation modelling. The validation confirms the quality of the items and the factor structure of the original scale, with optimal psychometric properties for two factors: victimisation and aggression. The prevalence of bullying was 41.9%, and 18.7% for cyberbullying. The final model showed a direct influence of aggression on cyber-aggression and of victimisation on cyber-victimisation, showing a high co-occurrence of bullying and cyberbullying. The explanatory model suggests that cyberbullying appears to be an extension of traditional bullying and not vice-versa. Implications in the field of education are discussed.

© 2017 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Actualmente, el *bullying* y el *cyberbullying* son considerados fenómenos generalizados en todas las escuelas del mundo (Tokunaga, 2010), además de un importante problema de salud pública (Chester, Callaghan, Cosma, Donnelly, Craig, Walsh, & Molcho, 2015). Su ocurrencia se relaciona con bajo rendimiento académico, baja autoestima, depresión, suicidio, ansiedad social, consumo de alcohol, tabaco y con el desajuste psicológico en general (Turner, Exum, Brame, & Holt, 2013).

El acoso escolar (*bullying* en inglés) implica comportamientos de agresión o intimidación intencional y repetitiva contra un compañero o compañera que es incapaz de defenderse, lo cual genera un desequilibrio de poder (Olweus, 1999; Olweus, 2013). El ciberacoso (*cyberbullying* en inglés) comparte las tres características definitorias del *bullying* tradicional: intencionalidad, repetición y desequilibrio de poder, y por su naturaleza digital incluye otras nuevas como el anonimato del agresor, pues puede ocultar su identidad, y la publicidad, dado que los dispositivos digitales reproducen —a veces fuera de control incluso del autor— la ofensa o agresión (Slonje, Smith, & Frisén, 2013). Ambos son fenómenos dinámicos y complejos y en ellos participan factores de la personalidad del sujeto y del contexto. En ambos están involucrados al menos dos roles: el agresor y la víctima, aunque otros actores pueden estimular o detener la agresión (Del Rey et al., 2015).

Los estudios sobre *bullying* y *cyberbullying* siempre incluyen la estimación de la prevalencia, la exploración de factores de riesgo y protección, así como la comprensión de sus consecuencias (Zych, Ortega-Ruiz, & del Rey, 2015). Actualmente, existe el debate referido a las semejanzas y diferencias entre los fenómenos, en el cual se enmarcan los estudios de coocurrencia (Kowalski, Morgan, & Limberg, 2012) que podrían contribuir al entendimiento de los problemas y permitirían reconocer hasta qué punto la intencionalidad y el desequilibrio de poder difieren de un fenómeno a otro (Whittaker & Kowalski, 2015), así como también a clarificar el impacto del anonimato del agresor y la permanencia, a veces incommensurable, del elemento en el ciberespacio que causa daño a la víctima (Modecki, Minchin, Harbaugh, Guerra, & Runions, 2014; Olweus, 2012).

La coocurrencia del *bullying* y el *cyberbullying* alude a la presencia simultánea de ambos fenómenos (Del Rey,

Elipe, & Ortega-Ruiz, 2012; Kowalski, Giumetti, Schroeder, & Lattanner, 2014; Olweus, 2013). Al respecto recientes investigaciones muestran resultados contrapuestos; algunas indican que ambos fenómenos coocurren mínimamente, por lo que infieren que el *cyberbullying* no es una extensión del *bullying*, sin que por ello se deje de reconocer que el ciberespacio ofrece a los escolares nuevas oportunidades para convertirse en agresores (Kubiszewski, Fontaine, Potard, & Auzoult, 2015); y otros estudios han mostrado que existe una importante simultaneidad y solapamiento entre ambos fenómenos, la cual sugiere que el riesgo de implicación de los adolescentes en el *cyberbullying* es mayor si están involucrados en *bullying* (Del Rey et al., 2012; Kowalski et al., 2012), lo cual apoya la idea de que el *cyberbullying*, o parte de él, debe entenderse como una variante o forma indirecta de *bullying* tradicional (Elipe, Mora-Merchán, Ortega-Ruiz, & Casas, 2015; Ortega-Ruiz, Casas, & del Rey, 2014; Olweus, 2013). Estas posturas opuestas reflejan la necesidad de investigaciones como la que proponemos, realizada en un país en vías de desarrollo fuera del contexto europeo o norteamericano comúnmente indagado (Zych et al., 2015).

En Latinoamérica, los estudios sobre *bullying* y *cyberbullying* son reducidos y los instrumentos utilizados no suelen reportar las exigencias de fiabilidad y validez requeridas a nivel científico (Zych et al., 2015). Estos pocos estudios señalan que Colombia, con un 63% (Román & Murillo, 2011), es uno de los países en los que se registran mayores niveles de implicación en *bullying*, por encima del 51.1% informado para 16 países de América Latina y del 29.2% reportado para 32 países europeos y EE. UU. (Chester et al., 2015; de Oliveira, Silva, Mello, Porto, Yoshinaga, & Malta, 2015). La mayoría de las investigaciones se han realizado en ciudades capitales como Bogotá, Cali, Medellín, Barranquilla, y, si bien aún es difícil establecer una prevalencia general debido a la disparidad de valores, a las diferencias entre muestras, a los diversos instrumentos y a las definiciones dadas, es posible reconocer que para la victimización la prevalencia oscila entre el 14.5 y el 69.2% y para la agresión entre el 10.37 y el 51.8% (Ávila-Toscano, Osorio, Cuello, Cogollo, & Causado, 2010; Cepeda-Cuervo, Pacheco-Durán, García-Barco, & Piraquive-Peña, 2008; Chaux, Molano, & Podelsky, 2009; Cuevas, Hoyos, & Ortiz, 2009; González, Mariaca, &

Arias, 2014; Paredes, Álvarez, Lega, & Vernon, 2008; Uribe, Orcasita, & Aguillón, 2012).

Respecto al *cyberbullying* en Colombia, el panorama es aún más limitado por ser un fenómeno poco explorado. Los escasos estudios ofrecen prevalencias entre el 13.6 y el 59% (Aranzalet al., 2014; Mura & Diamantini, 2013). En general el reporte para Latinoamérica es del 3.5 al 22% (Del Río, Bringue, Sádaba, & González, 2009; García-Maldonado, Joffre-Velázquez, Martínez-Salazar, & Llanes-Castillo, 2011), mientras que para Europa se estima entre el 2 y el 72% para cibervíctimas y entre el 4 y el 36% para ciberagresores (Schultze-Krumbholz et al., 2015; Vazsonyi, Machackova, Sevcikova, Smahel, & Cerna, 2012).

En este sentido, si bien se reconocen algunos avances, se evidencia la necesidad de contar con un instrumento validado y adaptado que permita, además de realizar comparaciones rigurosas, obtener una medida fiable, homogeneizada y ajustada a las características del fenómeno.

Para el presente estudio se establecieron tres objetivos: (a) adaptar y validar para Colombia la escala de *bullying* *European Bullying Intervention Project Questionnaire* (EBIPQ) (Brighi et al., 2012) mediante la comprobación de sus propiedades psicométricas; (b) determinar la prevalencia del *bullying* y *cyberbullying* en una muestra de adolescentes colombianos, y (c) analizar la coocurrencia entre ambos fenómenos. Se parte de la hipótesis de que la implicación en victimización y/o agresión en *bullying* influirá en la implicación en *cyberbullying* y no al contrario (Ortega-Ruiz, del Rey, & Casas, 2016).

Método

Participantes

La muestra fue incidental y estuvo conformada por 1931 estudiantes de educación secundaria (básica, media y media vocacional) de la ciudad de Pasto; el 47% eran hombres y el 53% mujeres, con edades entre los 11 y 19 años ($M = 14.92$; $DT = 1.89$). El 17.7% del alumnado pertenecía al 6.º grado, el 18.3% al 7.º, el 20.1% al 8.º, el 16% al 9.º, el 12.5% al 10.º y el 15.4% al 11.º grado. El 66.7% estudiaban en centros públicos y el 33.3% en centros privados. El 98.1% de los estudiantes vivían en la ciudad y el 1.9% en el sector rural. En cuanto al estrato social, el 21.1% pertenecían al estrato bajo (1), el 26.9% al estrato medio-bajo (2), el 32.4% al estrato medio (3) y el 18.1% al estrato alto (≥ 4). No respondieron el 1.5%.

Instrumentos

Para medir el *bullying* se utilizó el EBIPQ (Brighi et al., 2012), traducido del inglés al castellano por Ortega-Ruiz et al. (2016) y compuesto por 14 ítems (7 de victimización y 7 de agresión) de tipo Likert con cinco opciones de respuesta desde 0 a 4, siendo 0 = *nunca*, 1 = *una vez o dos veces*, 2 = *una o dos veces al mes*, 3 = *alrededor de una vez por semana* y 4 = *más de una vez a la semana*. Algunos de los ítems son: «En el colegio alguien me ha golpeado, me ha pateado o ha empujado», «He insultado y he dicho palabras groseras a alguien». Los valores de consistencia interna de la prueba original fueron aceptables y revelaron un alto grado de

fiabilidad test-retest: $\alpha T1_{\text{victimización}} = .84$, $\alpha T2_{\text{victimización}} = .88$, $\alpha T1_{\text{agresor}} = .73$ y $\alpha T2_{\text{agresor}} = .69$ (Brighi et al., 2012).

Para medir el *cyberbullying* se utilizó la escala *European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire* (ECIPQ) (Del Rey et al., 2015) adaptada al contexto colombiano (Herrera-López, Casas, Romera, & Ortega-Ruiz, 2017) a partir de la versión española (Ortega-Ruiz et al., 2016). Este instrumento está compuesto por 22 ítems (11 de cibervictimización y 11 de ciberagresión) de tipo Likert con cinco opciones de respuesta desde 0 a 4, siendo 0 = *nunca*, 1 = *una vez o dos veces*, 2 = *una o dos veces al mes*, 3 = *alrededor de una vez por semana* y 4 = *más de una vez a la semana*. Algunos de los ítems son: «Alguien me ha dicho groserías o insultado por Internet», «He colgado videos o fotos comprometedoras de alguien en Internet». La consistencia interna de la prueba validada en seis países europeos es óptima: $\alpha_{\text{cibervictimización}} = .97$, $\alpha_{\text{ciberagresor}} = .93$ (Del Rey et al., 2015).

Procedimiento

La investigación tuvo un diseño transversal, ex post facto retrospectivo, un grupo, y múltiples medidas (Montero & León, 2007). Por consideraciones éticas se procedió a obtener los permisos respectivos por parte de los equipos directivos y el consentimiento informado debidamente firmado de las familias; luego se visitaron los colegios para administrar el cuestionario. Se explicó a los escolares el objetivo del estudio y se insistió sobre el carácter anónimo, confidencial y voluntario de su participación. El tiempo medio de cumplimentación de la batería fue de 30 min. Para obtener la adaptación colombiana inicialmente los instrumentos fueron sometidos a una validez de contenido por medio del juicio de seis expertos, quienes valoraron los criterios de adecuación del vocabulario, claridad conceptual, coherencia y relevancia de cada ítem. Para ello se utilizó una escala Likert de 4 puntos donde 1 = *no cumple*, 2 = *bajo nivel de cumplimiento*, 3 = *cumplimiento moderado*, y 4 = *alto nivel*. Finalmente, se realizó una prueba piloto con 60 escolares para valorar el grado de comprensión de los ítems. Se modificaron los ítems en los que manifestaron poca comprensión (ver resultados).

Para establecer los diferentes roles de implicación se siguieron los criterios que establecen los autores de las escalas (Brighi et al., 2012; Del Rey et al., 2015). Así, para determinar el rol de víctima o cibervíctima se consideraron sujetos con calificaciones iguales o superiores a 2 (*una vez al mes*) en cualquiera de los ítems de victimización, y con puntaje igual o menor que 1 (*una o dos veces*) en todos los ítems de agresión. La implicación en el rol de agresor o ciberagresor se calculó considerando los sujetos con puntuaciones iguales o superiores a 2 (*una vez al mes*) en cualquiera de los ítems de agresión, y con puntaje igual o menor que 1 (*una o dos veces*) en todos los ítems de victimización. Los roles de agresor-victimizado y ciberagresor-victimizado se obtuvieron con puntuaciones iguales o superiores a 2 (*una vez al mes*) en al menos uno de los ítems de agresión y de victimización.

Análisis de datos

Se realizaron pruebas de contraste de proporciones (χ^2), teniendo en cuenta los valores de los residuos tipificados

corregidos superiores a ± 1.96 (intervalo de confianza del 95%) y ± 2.58 (intervalo de confianza del 99%). Se incluyó el coeficiente de contingencia de acuerdo con el número de variables cruzadas: *Phi* para 2×2 y coeficiente de contingencia para 2×3 o más.

La comprobación de las propiedades psicométricas del EBIPQ se realizó inicialmente a través de análisis pertenecientes a la teoría de respuesta al ítem (TRI), calculando un modelo de tres parámetros (3PL) ajustado a politómicos (Muraki, 1990) que ofrece valores de discriminación (a), dificultad (b) y probabilidad de acierto o fracaso (c) para cada ítem; complementariamente, con el fin de identificar la precisión de la medida, se determinó la función de información del test (FI) para distintos niveles de rasgo *theta* (θ); estos análisis se realizaron utilizando el programa R (R Development Core Team, 2008). Posteriormente, la validación de constructo se realizó con análisis factoriales confirmatorios (AFC) y finalmente, para valorar la coocurrencia y relación entre fenómenos, se probaron modelos de ecuaciones estructurales. Para estos análisis se utilizó el método de estimación mínimos cuadrados ponderados diagonal (DWLS) dado que los datos eran ordinales, mostraron ausencia de normalidad multivariante y las correlaciones entre los factores fueron altas (Bryant & Satorra, 2012; Morata-Ramírez & Holgado-Tello, 2013). Los índices de ajuste adoptados fueron: (χ^2_{S-B}) chi-cuadrado de Satorra y Bentler (2001), (χ^2_{S-B}/gl) chi-cuadrado partido por los grados de libertad (≤ 3 : óptimos; 3-6: aceptables), el índice de ajuste comparativo CFI ($\geq .95$), el índice de ajuste de no normalidad NNFI ($\geq .95$), el índice de bondad de ajuste GFI ($\geq .95$), el error de aproximación cuadrático medio RMSEA ($\leq .08$), el valor medio cuadrático de los residuos de las covarianzas SRMR ($\leq .08$), y el índice de expectativa de validación cruzada ECVI, en donde valores menores o iguales a 1 indican un mejor potencial de replicación (Byrne, 2013; Hu & Bentler, 1999); además, se incluyó el criterio de información de Akaike (AIC) utilizado para comparar modelos (mejor, el de menor valor). Estos análisis se realizaron con el programa LISREL 9.1 (Jöreskog & Sörbom, 2012).

El análisis de consistencia interna se obtuvo con el Omega de McDonald's (Ω) ($\geq .70$) dado que las variables

eran categóricas y reflejaron ausencia de normalidad multivariante (Bryant & Satorra, 2012; Elosua-Oliden & Zumbo, 2008). Dicho análisis se hizo con el programa FACTOR 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006).

El nivel de significatividad adoptado fue de .05.

Resultados

Validación de la prueba

La validación de contenido de la escala EBIPQ (Brighi et al., 2012) realizada a través del juicio de expertos obtuvo un óptimo grado de acuerdo ($K = .81$). La prueba piloto sugirió ajustar la redacción de tres ítems así: «Alguien les ha dicho a otras personas palabras malsonantes sobre mí» por «En el colegio, alguien ha hablado mal de mí»; «He insultado y he dicho palabras malsonantes a alguien» por «He insultado o he dicho groserías a alguien en el colegio» y «He dicho a otras personas palabras malsonantes sobre alguien» por «He dicho a otras personas insultos o groserías sobre alguien». Otros ítems se contextualizaron al ámbito educativo para mejorar su comprensión, por ejemplo: «En el colegio, he golpeado, pateado o empujado a alguien» (tabla 1). No se eliminó ningún ítem de la escala original.

El análisis basado en la TRI indicó valores de discriminación entre .80 y 1.95, considerados de moderados a muy altos; el grado de dificultad osciló entre $-.01$ y 1.93, considerados niveles aceptables (-4 a 4) y los valores de probabilidad de acierto o fracaso fueron bajos, indicando buena calidad de los ítems (Baker, 1992) (tabla 1). La FI probada en distintos niveles de θ indica que la prueba está compuesta por ítems que ofrecen óptima precisión en la medición, especialmente en individuos con niveles relativamente medios y altos del rasgo (tabla 2).

La consistencia interna total y de cada factor de la escala fueron óptimas ($\Omega_{\text{agresión}} = .82$, $\Omega_{\text{victimización}} = .78$, $\Omega_{\text{total}} = .85$). Para la realización del AFC inicialmente se hipotetizó una estructura unifactorial y se obtuvieron índices no ajustados, $\chi^2_{S-B} = 1011.28$; $\chi^2_{S-B}/(77) = 13.13$; $p < .01$; NNFI = .94; CFI = .95; GFI = .95; RMSEA = .086 (IC 90% [.078,

Tabla 1 Análisis según la teoría de respuesta al ítem (TRI) (modelo de tres parámetros [3PL])

Ítem		a	b	c
VB1.	En el colegio, alguien me ha golpeado, me ha pateado o ha empujado	1.36	.53	.00
VB2.	En el colegio, alguien me ha insultado	1.90	-.15	.00
VB3.	En el colegio, alguien ha hablado mal de mí	.83	-1.01	.01
VB4.	Alguien me ha amenazado	1.14	1.98	.00
VB6.	He sido excluido (sacado) o ignorado por otras personas	.80	1.26	.02
VB7.	Alguien ha difundido o inventado rumores (chismes) sobre mí	.91	.08	.00
VB5.	Alguien me ha robado o roto mis cosas	.97	.90	.03
AB1.	En el colegio, he golpeado, pateado o empujado a alguien	1.64	.52	.00
AB2.	He insultado o he dicho groserías a alguien en el colegio	1.67	.25	.00
AB3.	He dicho a otras personas insultos o groserías sobre alguien	1.71	.97	.02
AB4.	He amenazado a alguien en el colegio	1.95	1.93	.00
AB5.	En el colegio, he robado o dañado algo de alguien	1.55	1.23	.01
AB6.	He excluido (sacado) o ignorado a alguien	1.07	1.3	.00
AB7.	En el colegio he dicho rumores (chismes) sobre alguien	1.16	1.7	.02

a: discriminación; b: dificultad; c: probabilidad de acierto o fracaso.

Tabla 2 Función de información (FI) de la escala

Theta (θ)	-2	-1.5	-1	-0.5	0	.5	1	1.5	2
I (θ)	.073	1.16	2.09	2.97	4.02	4.05	3.87	3.66	3.12
SE (θ)	.56	.52	.48	.45	.42	.40	.45	.44	.46

.095]); SRMR = .103; ECVI = .60; AIC = 921.39; posteriormente se probó la estructura original de dos factores obteniendo ajustes óptimos, $\chi^2_{S-B} = 423.28$; $\chi^2_{S-B}/(76) = 5.56$; $p < .001$; NNFI = .97; CFI = .97; GFI = .97; RMSEA = .067 (IC 90% [.063, .072]); SRMR = .080; ECVI = .41; AIC = 781.28, además de pesos factoriales y errores de medida adecuados (fig. 1); estos resultados, apoyados en el mejoramiento de los indicadores de ajuste, además del ECVI y AIC, indican que el modelo bifactorial es el más adecuado para Colombia.

La escala de *cyberbullying* ECIPQ (Del Rey et al., 2015) también mostró adecuados valores de consistencia interna: $\Omega_{\text{ciberagresión}} = .94$, $\Omega_{\text{cibervictimización}} = .91$, $\Omega_{\text{total}} = .95$, y el AFC confirmó la estructura bifactorial original de la prueba

con óptimos resultados, $\chi^2_{S-B} = 644.97$; $\chi^2_{S-B}/(208) = 3.10$; $p < .001$; NNFI = .97; CFI = .97; GFI = .97; RMSEA = .047 (IC 90% [.043, .052]); SRMR = .080; ECVI = .80; AIC = 228.96, (Herrera-López et al., 2017).

Resultados de bullying

El análisis de prevalencia indicó que el 23.4% de los estudiantes eran víctimas, el 4.5% agresores y el 14% agresores-victimizados. La implicación total fue del 41.9%.

En cuanto al sexo, no se obtuvieron diferencias significativas y la prueba de contraste de proporciones mostró asociación entre ser víctima y el sexo, siendo los chicos

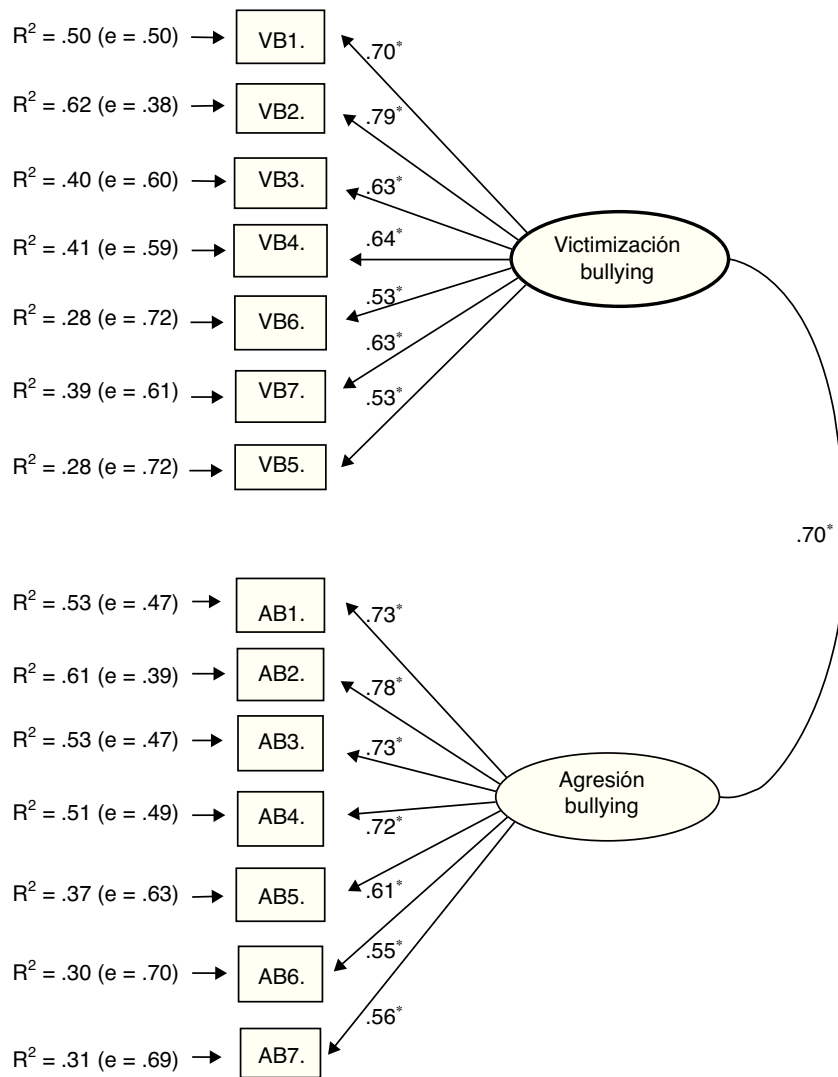


Figura 1 Análisis factorial confirmatorio de la escala *European Bullying Intervention Project Questionnaire* (EBIPQ) (Brighi et al., 2012) para Colombia (* $p < .05$).

en mayor medida víctimas, $\chi^2(1, 1877) = 11.544$; $p < .001$ ($\Phi = -.08$; $p < .001$), agresores $\chi^2(1, 1877) = 43.577$; $p < .001$ ($\Phi = -.15$; $p < .001$) y agresores-victimizados, $\chi^2(1, 1877) = 24.479$; $p < .001$ ($\Phi = -.12$; $p < .001$) (tabla 3).

Para la variable de edad se encontró asociación significativa en la implicación como agresor-victimizado en los estudiantes de 14 y 15 años, $\chi^2(2, 1878) = 6.404$; $p < .05$ (coeficiente de contingencia = .06; $p < .05$) (tabla 3).

Respecto al estrato social, el análisis de proporciones indicó que los estudiantes de estrato medio (3) se implican más como víctimas, $\chi^2(3, 1856) = 12.562$; $p < .01$ (coeficiente de contingencia = .08; $p < .01$), como agresores, $\chi^2(3, 1856) = 14.500$; $p < .01$ (coeficiente de contingencia = .09; $p < .01$), y como agresores-victimizados, $\chi^2(3, 1856) = 15.322$; $p < .01$ (coeficiente de contingencia = .09; $p < .01$) (tabla 3).

En referencia al tipo de colegio (público o privado), el análisis indicó que los estudiantes de los colegios públicos están más implicados como víctimas, $\chi^2(1, 1882) = 27.320$; $p < .001$ ($\Phi = .12$; $p < .001$), agresores, $\chi^2(1, 1882) = 24.047$; $p < .001$ ($\Phi = .11$; $p < .001$), y también como agresores-victimizados, $\chi^2(1, 1882) = 23.325$; $p < .001$ ($\Phi = .11$; $p < .001$) (tabla 3).

En cuanto al grado de escolaridad, se encontró que los estudiantes de 8.º se implicaron más como agresores, $\chi^2(5, 1882) = 24.073$; $p < .001$ (coeficiente de contingencia = .11; $p < .001$), y como agresores-victimizados, $\chi^2(5, 1882) = 15.726$; $p < .01$ (coeficiente de contingencia = .10; $p < .01$) (tabla 3).

Resultados de cyberbullying

El 10.7% estuvo implicado como cibervíctima, el 2.5% como ciberagresor y el 5.5% como ciberagresor-victimizado. La implicación total en cyberbullying fue del 18.7%.

No se encontraron diferencias y asociaciones significativas entre el sexo y los roles de implicación. Para la edad, los datos mostraron que los estudiantes de 14 y 15 años se implicaron más como cibervíctima $\chi^2(2, 1881) = 8.979$; $p < .05$ (coeficiente de contingencia = .07; $p < .05$) y ciberagresor $\chi^2(2, 1881) = 8.605$; $p < .05$ (coeficiente de contingencia = .07; $p < .05$); por su parte, los estudiantes con 16 o más años también se implicaron más como ciberagresor $\chi^2(2, 1881) = 8.605$; $p < .05$ (coeficiente de contingencia = .07; $p < .05$) y como ciberagresor-victimizado $\chi^2(2, 1881) = 11.390$; $p < .01$ (coeficiente de contingencia = .08; $p < .01$) (tabla 4).

Las variables de estrato social y tipo de colegio (público o privado) no arrojaron resultados estadísticamente significativos.

En referencia al curso de escolaridad se encontró que los estudiantes del grado 8.º se implicaron más como cibervíctima, $\chi^2(5, 1885) = 11.935$; $p < .05$ (coeficiente de contingencia = .08; $p < .05$), y los estudiantes del grado 9.º como ciberagresor-victimizado, $\chi^2(5, 1885) = 12.746$; $p < .05$ (coeficiente de contingencia = .08; $p < .05$) (tabla 4).

Cocurrencia del bullying y cyberbullying

Inicialmente se hipotetizó un modelo de ecuaciones estructurales de partida (fig. 2) teóricamente soportado en el

Tabla 3 Implicación en bullying (%)

Implicación	Sexo		Edad					Estrato					Colegio					Curso				
	Masc. n = 878	Femen. n = 999	≤ 13 n = 709	14-15 n = 663	16 n = 506	Bajo n = 400	Medio-bajo n = 509	Medio-alto n = 608	Alto n = 339	Público n = 1253	Privado n = 629	6.º n = 323	7.º n = 348	8.º n = 379	9.º n = 301	10.º n = 237	11.º n = 293					
Victimización	53.6***	46.4	42.9	33.1	24	20.8	25.5	35.2**	18.5	62.6***	37.4	19.3	21.5	18.4	14.7	10.9	15.2					
Agresión	67.1***	32.9	34.1	34.1	31.8	21.4	25	32.2**	21.4	62.4***	37.6	7.1	20	23.5***	15.3	15.3	18.8					
Agresión-victimización	61.2***	38.8	32.4	42.1*	25.5	17.7	22.4	33.5**	26.4	53.5***	46.5	10.4	15.8	24.6**	19.2	15	15					

* $p < .05$.
 ** $p < .01$.
 *** $p < .001$.

Tabla 4 Implicación en cyberbullying (%)

Implicación	Sexo		Edad				Estrato			Colegio					Curso			
	Masc. n = 878	Femen. n = 1002	≤ 13 n = 714	14-15 n = 662	≥ 16 n = 505	Bajo n = 395	Medio-bajo n = 509	Medio-alto n = 612	Alto n = 342	Público n = 1262	Privado n = 623	6.º n = 330	7.º n = 351	8.º n = 370	9.º n = 305	10.º n = 239	11.º n = 290	
Cibervictimización	47.8	52.2	33.3	39.9*	26.8	18.5	28.6	34.8	18.1	63.9	36.1	13.1	19.12	21.3**	18	16.4	12	
Ciberagresión	60	40	37	32.6*	30.4*	17.4	32.6	21.7	28.3	73.9	26.1	15.2	21.7	26.1	19.6	8.7	8.7	
Ciberagresión victimización	52	48	23.5	37.8	38.8**	27.1	24	27.1	21.9	68.4	31.6	11.2	9.2	21.4	23.5*	14.3	20.4	

* $p < .05$.
** $p < .01$.

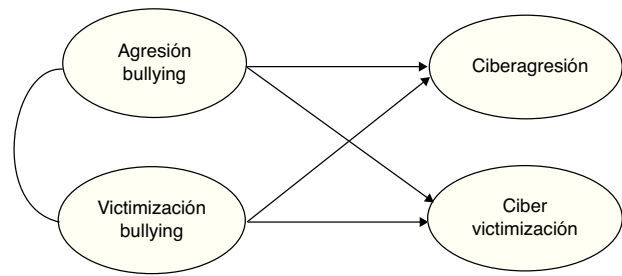


Figura 2 Modelo de ecuaciones estructurales de partida.

supuesto de que el *bullying* tradicional parece prolongarse en el *cyberbullying* y no a la inversa (Del Rey et al., 2012; Ortega-Ruiz et al., 2016).

Este arrojó influencias (β) no significativas, $\chi^2_{S-B} = 3180.75$; $\chi^2_{S-B} / (589) = 5.40$; $p < .001$; NNFI = .98; CFI = .98; GFI = .96; RMSEA = .051 (IC 90% [.047, .056]); SRMR = .09; ECVI = 1.80; AIC = 3645.69, por lo que se procedió a suprimir las influencias de agresión de *bullying* hacia cibervictimización y de victimización de *bullying* hacia ciberagresión debido a los bajos pesos estandarizados y los altos valores de error (fig. 2). El modelo final obtenido presentó ajustes óptimos, $\chi^2_{S-B} = 3002.40$; $\chi^2_{S-B} / (591) = 5.08$; $p < .001$; NNFI = .98; CFI = .98; GFI = .96; RMSEA = .049 (IC 90% [.048, .051]); SRMR = .080; ECVI = 1.00; AIC = 3305.50; este mostró que la agresión en *bullying* influyó de manera directa sobre la implicación en ciberagresión ($\beta = .85$; $p < .05$); de igual forma la victimización en *bullying* influyó de manera directa en la implicación en cibervictimización ($\beta = .86$; $p < .05$). Estas relaciones explicaron el 72% de la varianza de la implicación en ciberagresión y el 73% de la varianza de implicación en cibervictimización (fig. 3).

Con el propósito de determinar la dirección del solapamiento entre los dos fenómenos reconocida en estudios de referencia que sugieren que es más probable predecir el *cyberbullying* desde la implicación en el *bullying* tradicional (Del Rey et al., 2012; Ortega-Ruiz et al., 2016; Kowalski et al., 2012), se probó el modelo a la inversa, es decir, con las influencias de *cyberbullying* hacia el *bullying*. Este mostró un empobrecimiento del ajuste caracterizado por el incremento del RMSEA, SRMR, ECVI y el AIC: $\chi^2_{S-B} = 3155.50$; $\chi^2_{S-B} / (591) = 5.34$; $p < .001$; NNFI = .98; CFI = .98; GFI = .96; RMSEA = .059 (IC 90% [.053, .065]); SRMR = .098; ECVI = 1.79; AIC = 3450.31.

El análisis de correlaciones destacó la presencia de valores altos entre la implicación en ciberagresión y la

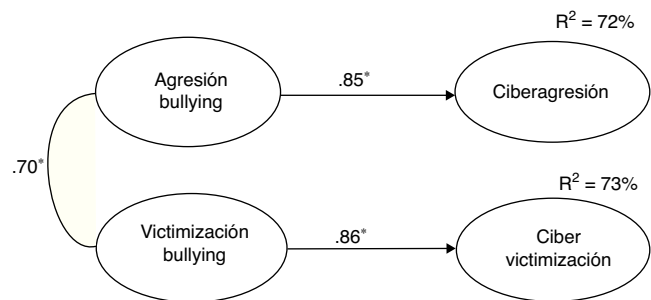


Figura 3 Modelo final de ecuaciones estructurales: coocurrencia del *bullying* y *cyberbullying* ($p < .05$).

Tabla 5 Estadísticos descriptivos y correlaciones de Spearman

Factor	n = 1847		1.	2.	3.	4.	Asimetría	Curtosis
	M	DT						
1. Ciberagresión	.13	.27	-				4.69	29.94
2. Cibervictimización	.25	.35	.52**	-			3.24	15.34
3. Victimización en <i>bullying</i>	.63	.61	.31**	.53**	-		1.96	4.84
4. Agresión en <i>bullying</i>	.31	.41	.53**	.40**	.52**	-	2.42	7.87

** $p < .01$.

implicación en agresión de *bullying* ($r = .53$; $p < .01$), cibervictimización y victimización de *bullying* ($r = .53$; $p < .01$), cibervictimización y ciberagresión ($r = .52$; $p < .01$) y entre victimización de *bullying* y agresión de *bullying* ($r = .52$; $p < .01$) (tabla 5).

Discusión

El primer objetivo buscó validar la escala EBIPQ (Brighi et al., 2012) para Colombia. Los resultados obtenidos, tanto en los análisis basados en la TRI como en el AFC, confirmaron la calidad y precisión de la medida, además de las óptimas propiedades psicométricas para la estructura original de dos factores (agresión y victimización).

El segundo objetivo pretendió establecer la prevalencia de los fenómenos en una muestra colombiana. Los resultados indican que la prevalencia de *bullying* obtenida está por encima de lo informado para Europa y EE. UU., y dentro de los valores altos reportados para Latinoamérica y los estudios colombianos de referencia. Por su parte, la prevalencia de *cyberbullying* se ubica en valores intermedios en comparación con los estudios en Europa, Latinoamérica y Colombia. Estos resultados son coherentes con la generalidad de una mayor prevalencia del *bullying* tradicional respecto al *cyberbullying* (Zych et al., 2015).

Los hallazgos relacionados con el género mantienen la tendencia mundial que observa que los chicos están más implicados en todos los roles que las chicas (López & Orpinas, 2012; Rodrigues, Grave, de Oliveira, & Nogueira, 2016; Spelage, Holt, & Henkel, 2003). Respecto a la edad, destacan los escolares de 14 y 15 años como los más implicados en los roles de *bullying* y *cyberbullying*, en línea con la tendencia general que señala estas edades como las de mayor riesgo de participación en fenómenos de violencia interpersonal, en cualquiera de sus formas (Zych et al., 2015). Los resultados son consistentes con los estudios que mencionan el aumento de la intimidación en los grados medios de la secundaria (8.º y 9.º) para posteriormente disminuir en los grados superiores (Smithyman, Fyremán, & Asher, 2014). Respecto al estrato social, los hallazgos son significativos en la participación en *bullying*, y muestran que fueron víctimas en mayor medida los adolescentes de estrato social medio-alto. Finalmente, se encontró que fueron los estudiantes de centros públicos los más implicados como agresores y víctimas.

El tercer objetivo pretendió valorar las relaciones de influencia y valor predictivo del *bullying* sobre el *cyberbullying*. El modelo final mostró una influencia directa de la

implicación como agresor de *bullying* sobre la implicación en ciberagresión; de igual manera, ser víctima de *bullying* influye en ser cibervíctima. Esto sugiere que la participación en *cyberbullying* se ve influenciada, en parte, por la implicación en *bullying* tradicional, pero no en dirección opuesta (Ortega-Ruiz et al., 2016); es decir, que un adolescente que esté implicado en perpetración de conductas de agresión a otros, de forma directa o tradicional, tiene más probabilidades de implicarse en ciberagresión pero también de convertirse en cibervíctima (Hemphill, Kotevski, Tollit, Smith, Herrenkohl, Toumbourou, & Catalano, 2012). Una alta coocurrencia de ambos fenómenos está indicando que el comportamiento *on-line* de los adolescentes no difiere tanto de sus conductas habituales en la vida *off-line* (Romera, Cano, García-Fernández, & Ortega-Ruiz, 2016; Slonje et al., 2013). Si bien no se descarta la posibilidad de que el *cyberbullying* ocurra también de manera aislada, es posible sugerir que este es una extensión de la intimidación tradicional, o por lo menos facilita el riesgo de *cyberbullying* (Kowalski et al., 2012).

Respecto a la agresión y ciberagresión, Tokunaga (2010) y Smith, del Barrio y Tokunaga (2013) señalan que los agresores de *bullying* tradicional pueden utilizar el entorno virtual para maximizar el daño que causan, lo que sugiere que quizás el anonimato facilita que elementos importantes del *bullying*, como la intención de hacer daño y el desequilibrio de poder, encuentren en el ciberespacio un escenario propicio de prolongación más allá del ámbito escolar (Del Rey et al., 2012). En contraste con otros estudios, nuestros resultados indican que un adolescente que ha estado implicado en victimización tradicional tiene una alta probabilidad de ser cibervictimizado (Ortega-Ruiz et al., 2016), debido quizás a la alta coocurrencia de ambos fenómenos.

Los hallazgos revisten importancia para el ámbito educativo, pues, además de ofrecer al contexto colombiano un instrumento de medida de calidad e internacionalmente homologado para beneficio de los estudios comparativos, de prevalencia e intervención, deja manifiesta la necesidad de intervenir estos fenómenos desde modelos ecológicos y globales que los asuman integralmente y que actúen sobre la convivencia directa pero también sobre la ciberconvivencia, sin que ello impida acciones específicas para cada uno por separado (Kowalski et al., 2014; Ortega-Ruiz et al., 2014).

Las limitaciones de este estudio están relacionadas con el carácter transversal del análisis, que puede restringir las inferencias relacionales y limitar la interpretación con respecto a la direccionalidad de las influencias encontradas. También existen otras asociadas al uso y aplicación de autorregistros. La muestra utilizada es uno de los puntos fuertes

del estudio, pero se hace necesario corroborar estos resultados mediante medidas repetitivas en amplios periodos de tiempo.

Financiación

Este estudio se realizó en el marco del proyecto «Sexting, cyberbullying y riesgos emergentes en la red: claves para su comprensión y respuesta educativa» (EDU2013-44627-P), financiado por el Plan Nacional I+D (Ministerio de Educación de España) y del proyecto «Estudio de la competencia para la gestión de la vida social y su estabilidad en estudiantes de primaria y secundaria de Andalucía» (PRY040/14), financiado por la Fundación Pública Andaluza Centro de Estudios Andaluces (Consejería de la Presidencia, Junta de Andalucía).

Agradecimientos

Agradecimientos especiales a estudiantes, profesores, directivos y padres de familia de las comunidades educativas participantes; igualmente al grupo de investigación Psicología y Salud del Programa de Psicología de la Universidad de Nariño (Colombia), que apoyó la recogida de datos.

Referencias

- Aranzales, Y. D., Castaño, J. J., Figueroa, R. A., Jaramillo, S., Landazuri, J. N., Forero, R. A. & ... Valencia, K. (2014). Frecuencia de acoso y ciber-acoso, y sus formas de presentación en estudiantes de secundaria de colegios públicos de la ciudad de Manizales, 2013. *Archivos de Medicina*, 14(1), 65–82.
- Ávila-Toscano, J. H., Osorio, L., Cuello, K., Cogollo, N. & Causado, K. (2010). Conducta bullying y su relación con la edad, género y nivel de formación en adolescentes. *Psicogente*, 13(23), 13–26.
- Baker, F. (1992). *Item Response Theory. Parameter estimation techniques*. Nueva York, NY: Marcel Dekker.
- Brighi, A., Ortega, R., Scheitauer, H., Smith, P.K., Tsormpatzoudis, C., Barkoukis, V., ... del Rey, R. (2012). European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIPQ) [consultado 24 Jul 2015]. Disponible en: <http://www.bullyingandcyber.net>
- Bryant, F. B. & Satorra, A. (2012). Principles and practice of scaled difference Chi-Square testing. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 19, 372–398. <http://dx.doi.org/10.1080/10705511.2012.687671>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. Londres. Inglaterra: Psychology Press.
- Cepeda-Cuervo, E., Pacheco-Durán, P. N., García-Barco, L. & Piraquive-Peña, C. J. (2008). Acoso escolar a estudiantes de educación básica y media. *Revista de Salud Pública*, 10(4), 517–528.
- Chaux, E., Molano, A. & Podlesky, P. (2009). Socio-economic, socio-political and socio-emotional variables explaining school bullying: A country-wide multilevel analysis. *Aggressive Behavior*, 35, 520–529. <http://dx.doi.org/10.1002/ab.20320>
- Chester, K. L., Callaghan, M., Cosma, A., Donnelly, P., Craig, W., Walsh, S. & Molcho, M. (2015). Cross-national time trends in bullying victimization in 33 countries among children aged 11, 13 and 15 from 2002 to 2010. *European Journal of Public Health*, 25(2), 61–64. <http://dx.doi.org/10.1093/eurpub/ckv029>
- Cuevas, M. C., Hoyos, P. A. & Ortiz, Y. (2009). Prevalencia de intimidación en dos instituciones educativas del departamento del Valle del Cauca, 2009. *Pensamiento Psicológico*, 6(3), 153–172.
- De Oliveira, W. A., Silva, M. A., Mello, F. C., Porto, D. L., Yoshinaga, A. C. & Malta, D. C. (2015). The causes of bullying: Results from the National Survey of School Health (PeNSE). *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 23(2), 275–282.
- Del Rey, R., Casas, J. A., Ortega-Ruiz, R., Schultze-Krumbholz, A., Scheithauer, H., Smith, P. & ... Plichta, P. (2015). Structural validation and cross-cultural robustness of the European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire. *Computers in Human Behavior*, 50, 141–147. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2015.03.065>
- Del Rey, R., Elipe, P. & Ortega-Ruiz, R. (2012). Bullying and cyberbullying: Overlapping and predictive value of the co-occurrence. *Psicothema*, 24(4), 608–613. <http://dx.doi.org/10.3916/c39-2012-03-03>
- Del Río, J., Bringue, X., Sádaba, C., & González, D. (2009, Mayo). Cyberbullying: un análisis comparativo en estudiantes de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela. Trabajo presentado en el V *Congrés Internacional Comunicació I Realitat*, Barcelona, España.
- Elipe, P., Mora-Merchán, J. A., Ortega-Ruiz, R. & Casas, J. A. (2015). Perceived emotional intelligence as a moderator variable between cybervictimization and its emotional impact. *Frontiers in Psychology*, 6, 486. <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00486>
- Elosua-Oliden, P. & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896–901.
- García-Maldonado, G., Joffre-Velázquez, V. M., Martínez-Salazar, G. J. & Llanes-Castillo, A. (2011). Cyberbullying: forma virtual de intimidación escolar. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 40(1), 115–130.
- González, V., Mariaca, J. I. & Arias, J. L. (2014). Estudio exploratorio del bullying en Medellín. *Pensando Psicología*, 10(17), 17–25.
- Hemphill, S. A., Kotevski, A., Tollit, M., Smith, R., Herrenkohl, T. I., Toumbourou, J. W. & Catalano, R. F. (2012). Longitudinal predictors of cyber and traditional bullying perpetration in Australian Secondary School students. *Journal of Adolescent Health*, 51(1), 59–65. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jadohealth.2011.11.019>
- Herrera-López, M., Casas, J. A., Romera, E. M. & Ortega-Ruiz, R. (2017). Validation of the European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire for Colombian Adolescents. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20(2), 117–125. <http://dx.doi.org/10.1089/cyber.2016.0414>
- Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (2012). LISREL 9.1 [Computer software]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Kowalski, R. M., Giumetti, G. W., Schroeder, A. N. & Lattanner, M. R. (2014). Bullying in the digital age: A critical review and meta-analysis of cyberbullying research among youth. *Psychological Bulletin*, 140(4), 1073–1137. <http://dx.doi.org/10.1037/a0035618>
- Kowalski, R. M., Morgan, C. A. & Limberg, S. E. (2012). Traditional bullying as a potential warning sign of cyberbullying. *School Psychology International*, 33, 505–519. <http://dx.doi.org/10.1177/0143034312445244>
- Kubiszewski, V., Fontaine, R., Potard, C. & Auzoult, L. (2015). Does cyberbullying overlap with school bullying when taking modality of involvement into account? *Computers in Human Behavior*, 43, 49–57. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2014.10.049>
- López, V. & Orpinas, P. (2012). Las escalas de agresión y victimización: validación y prevalencias en estudiantes chilenos. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 44(2), 102–124.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral*

- Research Methods, Instruments and Computers*, 38(1), 88–91. <http://dx.doi.org/10.3758/bf03192753>
- Modecki, K. L., Minchin, J., Harbaugh, A. G., Guerra, N. G. & Runions, K. C. (2014). Bullying prevalence across contexts: A meta-analysis measuring cyber and traditional bullying. *Journal of Adolescent Health*, 55(5), 602–611. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jadohealth.2014.06.007>
- Montero, I. & León, O. G. (2007). Guía para nombrar los estudios de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847–862.
- Morata-Ramírez, M. A. & Holgado-Tello, F. P. (2013). Construct validity of Likert scales through confirmatory factor analysis: A simulation study comparing different methods of estimation based on Pearson and polychoric correlations. *International Journal of Social Science Studies*, 1(1), 54–61. <http://dx.doi.org/10.11114/ijsss.v1i1.27>
- Mura, G. & Diamantini, D. (2013). Cyberbullying among Colombian students: An exploratory investigation. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 3(3), 249–256. <http://dx.doi.org/10.1989/iejhpe.v3i3.47>
- Muraki, E. (1990). Fitting a polytomous item response model to Likert-type data. *Applied Psychological Measurement*, 14, 69–71.
- Olweus, D. (2013). School bullying: Development and some important challenges. *Annual Review of Clinical Psychology*, 9, 751–780. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050212-185516>
- Olweus, D. (2012). Cyberbullying: An overrated phenomenon? *European Journal of Developmental Psychology*, 9(5), 520–538. <http://dx.doi.org/10.1080/17405629.2012.682358>
- Olweus, D. (1999). Sweden. En P. K. Smith, Y. Morita, J. Junger-Tas, D. Olweus, R. Catalano, & P. Slee (Eds.), *The nature of school bullying: A cross-national perspective* (pp. 7–27). Londres & Nueva York: Routledge.
- Ortega-Ruiz, R., del Rey, R. & Casas, J. A. (2016). Evaluar el bullying y el cyberbullying validación española del EBIP-Q y del ECIP-Q. *Psicología Educativa*, 22, 71–79. <http://dx.doi.org/10.1016/j.pse.2016.01.004>
- Ortega-Ruiz, R., Casas, J. A. & del Rey, R. (2014). Towards the construct of cyberconvivencia/Hacia el constructo ciberconvivencia. *Infancia y Aprendizaje*, 37(3), 602–628. <http://dx.doi.org/10.1080/02103702.2014.957537>
- Paredes, M. T., Álvarez, M. C., Lega, L. I. & Vernon, A. (2008). Estudio exploratorio sobre el fenómeno del bullying en la ciudad de Cali, Colombia. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales Niñez y Juventud*, 6(1), 295–317.
- R Development Core Team. (2008). R: A language and environment for statistical computing [Manual y software de cómputo]. Viena, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- Rodrigues, L., Grave, R., de Oliveira, J. M. & Nogueira, C. (2016). Study on homophobic bullying in Portugal using Multiple Correspondence Analysis (MCA). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 48, 191–200. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rlp.2016.04.001>
- Román, M. & Murillo, F. J. (2011). Latin America: School bullying and academic achievement. *Cepal Review*, 104, 37–53.
- Romera, E. M., Cano, J. J., García-Fernández, C. M. & Ortega-Ruiz, R. (2016). Cyberbullying: Social competence, motivation and peer relationships. *Comunicar*, 48, 71–79. <http://dx.doi.org/10.3916/C48-2016-07>
- Satorra, A. & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507–514. <http://dx.doi.org/10.1007/bf02296192>
- Schultze-Krumbholz, A., Göbel, K., Scheithauer, H., Brighi, A., Guarini, A., Tsorbatzoudis, H. & ... Smith, P. (2015). A comparison of classification approaches for cyberbullying and traditional bullying using data from six European countries. *Journal of School Violence*, 14, 47–65. <http://dx.doi.org/10.1080/15388220.2014.961067>
- Slonje, R., Smith, P. K. & Frisén, A. (2013). The nature of cyberbullying, and strategies for prevention. *Computers in Human Behavior*, 29(1), 26–32. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2012.05.024>
- Smith, P. K., del Barrio, C. & Tokunaga, R. (2013). Definitions of bullying and cyberbullying: How useful are the terms? En S. Bauman, J. Walker, & D. Cross (Eds.), *Principles of cyberbullying research: Definition, methods, and measures* (pp. 64–86). Nueva York & Londres: Routledge.
- Smithyman, T., Fyremann, G. & Asher, Y. (2014). Long-term psychosocial consequences of peer victimization: From elementary to high school. *School Psychology Quarterly*. *American Psychological Association*, 29(1), 64–76. <http://dx.doi.org/10.1037/spq0000053>
- Spelage, D. L., Holt, M. K. & Henkel, R. R. (2003). Examination of peer-group contextual effects on aggression during early adolescence. *Child Development*, 74(1), 205–220.
- Tokunaga, R. S. (2010). Following you home from school: A critical review and synthesis of research on cyberbullying victimization. *Computers in Human Behavior*, 26, 277–287. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2009.11.014>
- Turner, M. G., Exum, M. L., Brame, R. & Holt, T. J. (2013). Bullying victimization and adolescent mental health: General and typological effects across sex. *Journal of Criminal Justice*, 41(1), 53–59. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2012.12.005>
- Uribe, A. F., Orcasita, L. T. & Aguillón, E. (2012). Bullying, redes de apoyo social y funcionamiento familiar en adolescentes de una institución educativa de Santander, Colombia. *Psicología: Avances de la Disciplina*, 6(2), 83–99.
- Vazsonyi, A., Machackova, H., Sevcikova, A., Smahel, D. & Cerna, A. (2012). Cyberbullying in context: Direct and indirect effects by low self-control across 25 European countries. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(2), 210–227. <http://dx.doi.org/10.1080/17405629.2011.644919>
- Whittaker, E. & Kowalski, R. M. (2015). Cyberbullying. Via social media. *Journal of School Violence*, 14, 11–29. <http://dx.doi.org/10.1080/15388220.2014.949377>
- Zych, I., Ortega-Ruiz & del Rey, R. (2015). Scientific research on bullying and cyberbullying: Where have we been and where are we going. *Aggression and Violent Behavior*, 24, 188–198. <http://dx.doi.org/10.1016/j.avb.2015.05.015>