

Multidimensionalidad de la competencia social: Medición del constructo y su relación con los roles del bullying

Olga Gómez-Ortiz*, Eva M. Romera*, y Rosario Ortega-Ruiz***

*Universidad de Córdoba (España) **Universidad de Greenwich (Reino Unido)

Resumen

Los objetivos de este trabajo fueron dos: validar el *Cuestionario Multidimensional de Competencia Social para Adolescentes (AMSC-Q)* y examinar la competencia social de los distintos implicados en acoso escolar. La muestra representativa estuvo compuesta por cuatro mil cuarenta y siete (4047) escolares andaluces de educación secundaria (48.2% niñas). Se utilizaron dos instrumentos: *AMSC-Q* y el *European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIPQ)*. El *AMSC-Q* reflejó una estructura de cinco factores (conducta prosocial, ajuste social, ajuste normativo, reevaluación cognitiva, y eficacia social) y mostró una adecuada fiabilidad y validez. Las víctimas presentaron una mayor conducta prosocial y ajuste normativo, aunque un ajuste social y eficacia social baja. Los agresores y agresores victimizados mostraron un peor ajuste normativo y menos desarrollada reevaluación cognitiva, aunque similar ajuste social y percepción de eficacia social. Se discuten las características en términos de competencia social de los implicados o no en este fenómeno violento.

Palabras clave: competencia social, propiedades psicométricas, validez, fiabilidad, acoso escolar, adolescencia.

Abstract

The aims of this paper were twofold: to validate the *Adolescent Multidimensional Social Competence Questionnaire (AMSC-Q)* and to examine the social competence of those involved in bullying. The representative sample was composed of four thousand and forty seven (4047) Andalusian secondary school students (48.2% girls). Two measures were used: the *AMSC-Q* and the *European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIPQ)*. The *AMSC-Q* measure yielding a five-factor structure (prosocial behaviour, social adjustment, normative adjustment, cognitive reappraisal and social efficacy) and revealed adequate reliability and validity. Victims presented greater prosocial behaviour and normative adjustment but low social adjustment and social efficacy. Bullies and bully victims demonstrated worse normative adjustment and less developed cognitive reappraisal but similar social adjustment and social efficacy. The social competence characteristics of those involved and non involved in bullying are discussed.

Keywords: social competence, psychometric properties, validity, reliability, bullying, adolescence.

Agradecimientos: Este trabajo se produjo en el marco de los siguientes proyectos: (1) PRY040/14 financiado por la Fundación Pública Andaluza Centro de Estudios Andaluces (Ministerio de la Presidencia, Junta de Andalucía). (2) I+D EDU2013-44627-P –Plan Nacional I+D, España. La primera autora agradece al Ministerio de Educación, Cultura y Deporte del Gobierno de España la concesión de la beca FPU.

El estudio de la competencia social, definida como la efectividad en la interacción social, ha evolucionado considerablemente en las últimas décadas, orientándose hacia modelos teóricos más inclusivos que tienen en cuenta el desarrollo evolutivo y van más allá de las tradicionales habilidades sociales (Rose-Krasnor, 1997). Se ha reconocido que la competencia social es un constructo multidimensional que incluye diferentes dimensiones: habilidades sociales y emocionales, principalmente la prosocialidad y la capacidad de regulación emocional; la capacidad para ajustarse a las normas, convenciones y valores del entorno social inmediato, la percepción de aceptación por parte de los otros o ajuste social, así como la percepción de eficacia del sujeto en la interacción social (Dirks, Treat, y Weersing, 2007; Santos, Peceguina, Daniel, Shin, y Vaughn, 2013). El estudio de esas dimensiones ha mostrado que la prosocialidad es una habilidad social reconocida como un elemento básico de la competencia social que resulta clave para promover interacciones sociales positivas (Padilla-Walker, Fraser, Black, y Bean, 2015). Entre las habilidades emocionales, la capacidad para gestionar las emociones propias, ha sido identificada como un elemento necesario para garantizar un desarrollo social positivo y ajustado al entorno. Concretamente, la estrategia de reevaluación cognitiva se muestra como una de las más efectivas y positivas, ya que permite anticiparse a las consecuencias emocionales de una situación dada, maximizando así los beneficios e intereses personales (Gómez-Ortiz, Romera, Ortega-Ruiz, Cabello, y Fernández-Berrocal, 2016). Ser y sentirse aceptado por los iguales resulta también un importante elemento indicativo de relaciones interpersonales satisfactorias (Zhang et al., 2014). Además, la presencia de comportamientos ajustados a las normas básicas de convivencia también es un elemento relevante de la competencia social (Junttila, Voeten, Kaukiainen, y Vauras, 2006). Finalmente, es necesario tener en cuenta la valoración del propio sentimiento de efectividad en la interacción social como indicador de la competencia social (Connolly, 1989; Dirks et al., 2007; Rose-Krasnor, 1997).

Los procedimientos y cuestionarios disponibles para evaluar la competencia social adolescente evalúan a través de autoinformes algún componente de este complejo constructo, centrándose principalmente en las habilidades personales de naturaleza social. Este es el caso de la escala elaborada por Harter (2012), que evalúa la capacidad para ser aceptado por los iguales, así como de la denominada *Perceived Social Competence Scale* (Anderson-Butcher et al., 2014), que tiene en cuenta principalmente las conductas prosociales. El cuestionario *Adolescent Social Self-Efficacy Scale (S-EFF)*; Connolly, 1989) evalúa la autoeficacia social, definida como las auto-expectativas sobre las habilidades personales en el rendimiento de comportamientos específicos subyacentes en las relaciones interpersonales. La escala de *Actitudes y Estrategias Cognitivas Sociales (AECS)*; Moraleda, González, y García-Gallo, 1998), también incluye la medida de conductas sociales positivas relacionadas con la conformidad social, la ayuda y colaboración, la confianza en las propias posibilidades y el liderazgo prosocial. La denominada *Social-Emotional Learning Scale (SELS)*; Coryn, Spybrook, Evergreen, y Blinkiewicz, 2009) incluye tres aspectos del aprendizaje socio emocional: articulación de metas, relaciones entre iguales y auto-regulación. No obstante, ninguno de los instrumentos señalados contempla la valoración de las mencionadas habilidades, los buenos resultados sociales, la propia efectividad en situaciones sociales y el ajuste normativo juntas en el mismo cuestionario. Dichas dimensiones son consideradas fundamentales, desde diversas perspectivas de análisis de la competencia social, especialmente desde el punto de vista educativo (Dirks et al., 2007; Rose-Krasnor, 1997; Vaughn et al., 2009).

En el contexto educativo, se ha reconocido la importancia de la competencia social para favorecer el desarrollo social de los jóvenes. Su promoción está incluida en muchos programas de intervención cuyo objetivo es mejorar las relaciones interpersonales en la escuela y prevenir problemas como el bullying. En este sentido, algunos estudios han reconocido diferentes características sociales en cada uno de los roles implicados en este fenómeno violento (Cerezo, Sánchez, Ruiz, y Arense, 2015; Romera, Cano, García-Fernández, y Ortega-Ruiz, 2016). Sin embargo, estas investigaciones han tomado en cuenta solo algunas de las dimensiones de la competencia social. Centrándonos en el rol de la víctima, los estudios actuales revelan una tendencia similar en la falta de habilidades sociales, principalmente asertividad, y aceptación por parte de los iguales (Fox y Boulton, 2005; Sentse, Kretschmer, y Salmivalli, 2015). No es tan claro el perfil social de los agresores, ya que mientras algunos estudios los señalan con problemas de ajuste, otros los describen como aceptados socialmente o con gran estatus sociométrico (MacEvoy y Leff, 2012; Reijntjes et al., 2013; Wang et al., 2012). En este sentido, se asume que la conducta agresiva y dominante reporta beneficios sociales de popularidad, lo que proporciona a los agresores a su vez, la motivación para mantener su conducta prepotente, que no responde tanto con un déficit en habilidades sociales (Berger y Caravita, 2016; Olthof, Goossens, Vermande, Aleva, y van der Meulen, 2011). Desde el punto de vista de la vida emocional, las víctimas se describen con ciertas dificultades de reconocimiento, expresión y comprensión emocional, mientras que los agresores parecen tener problemas vinculados a la regulación emocional (Elipe, Ortega, Hunter, y del Rey, 2012). Los agresores victimizados parecen mostrar los niveles más bajos de aceptación social y habilidades socio-emocionales (Cerezo et al., 2015).

Entender la relación entre el bullying y la competencia social requiere disponer de instrumentos concisos que evalúen la competencia social en la edad adolescente de forma válida y fiable, incluyendo todos los componentes presentes en su definición operacional. El primer objetivo de este estudio ha sido elaborar una medida válida y fiable de percepción de la competencia social para adolescentes. El segundo propósito fue analizar las diferencias en competencia social entre los distintos roles implicados directa e indirectamente en bullying (agresores, agresores victimizados, víctimas y no implicados). Las hipótesis fueron dos:

1. El instrumento diseñado mostrará propiedades psicométricas aceptables y una estructura factorial coherente con las cinco dimensiones teóricas identificadas.
2. Existirán diferencias entre las distintas dimensiones de competencia social en cada uno de los roles del fenómeno bullying.

Método

Participantes

La población de referencia para la realización de este estudio ha sido el conjunto de alumnos y alumnas que cursan la Educación Secundaria Obligatoria (ESO) en Andalucía (Comunidad Autónoma situada al sur de España). Para proceder a la selección de la muestra, se llevó a cabo un muestreo probabilístico aleatorio, estratificado, por conglomerados, monoetápico con afijación proporcional (Cea D'Ancona, 2004). Los estratos que se establecieron fueron la zona geográfica

(Andalucía Occidental y Oriental), la titularidad del centro (público y privado) y el número de habitantes del municipio en el que se encontraba el mismo (menos de 10.000; entre 10.001 y 100.000 y más de 10.000 habitantes, lo que corresponde a municipios pequeños, medianos y grandes). Todas las categorías de los estratos son índices relevantes en España.

La muestra final quedó integrada por 4047 escolares (48.2% chicas) que formaban parte de 39 institutos de Educación Secundaria. La edad de los estudiantes estaba entre 12 y 19 años ($M = 14.58$; $DT = 1.45$). Un 35.6% de los jóvenes pertenecían a pueblos pequeños, un 32.8 a municipios medianos y un 31.6% a grandes ciudades. Por otro lado, el 64.1% del alumnado formaba parte de centros públicos y el 35.9% de centros privados.

Instrumentos

Cuestionario Multidimensional de competencia social para adolescentes (Adolescent Multidimensional Social Competence Questionnaire; AMSC-Q). Este cuestionario se compone de 26 ítems que se responden a través de una escala tipo Likert 1-7 (1 = *totalmente falso*; 7 = *totalmente verdadero*). Estos ítems evalúan cinco dominios fundamentales de la competencia social: prosocialidad; regulación emocional; percepción de eficacia social; ajuste social entre iguales y ajuste normativo. Para la elaboración de este instrumento se han tenido en cuenta los ítems y escalas de diversos cuestionarios: *Adolescent Social Self-Efficacy Scale* (Connolly, 1989), *Cuestionario de Convivencia Escolar* (Ortega, Del Rey, y Sánchez, 2011) y *Emotion Regulation Questionnaire (ERQ)* (Gómez-Ortiz et al., 2016).

European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIPQ) (Ortega-Ruiz, Del Rey, y Casas, 2016). Autoinforme compuesto por 14 ítems tipo Likert de cinco opciones (0 = *no*; 1 = *si, una o dos veces*; 2 = *si, una o dos veces al mes*; 3 = *si, alrededor de una vez a la semana*; y 4 = *si, más de una vez a la semana*). Cuenta con dos factores: victimización, compuesto por 7 ítems (ej.: “alguien me ha pegado, pateado o empujado”) y agresión, también compuesto por 7 ítems (ej.: he amenazado a alguien). La consistencia interna de la escala de agresión ($\Omega = .86$) y victimización ($\Omega = .86$) y del cuestionario total ($\Omega = .89$), evaluada a través del Omega de McDonald, fue adecuada en este estudio.

Procedimiento

Previamente a la recogida de los datos, el consentimiento informado fue obtenido de las familias de los estudiantes. Los escolares fueron informados del carácter anónimo, confidencial y voluntario de su participación. El concepto de bullying fue explicado en clase, aclarando las tres características definitorias (Olweus, 1999). El tiempo medio de cumplimentación del cuestionario osciló entre 20 y 30 minutos.

La recogida de datos se desarrolló en dos fases. Una primera recogida se llevó a cabo utilizando una muestra representativa de la población andaluza ($n = 2060$) para estudiar las propiedades psicométricas del cuestionario diseñado y seleccionar los ítems definitivos. La primera versión del cuestionario estaba compuesta por 50 ítems. La estructura dimensional de la versión definitiva del AMSC-Q (con 26 ítems) fue validada utilizando una segunda representativa muestra de la región ($n = 1987$). Esta segunda muestra se usó también para testar la validez y fiabilidad del cuestionario. En relación al segundo objetivo, se utilizaron las dos muestras ($N = 4047$). La primera muestra representativa fue recogida en el curso académico 2013-2014 y la segunda en el curso 2015-2016.

El estudio no fue revisado por ninguna comisión porque los diseños de investigación retrospectivos no necesitan ser aprobados por ningún comité ético.

Análisis de datos

Se observó una falta de aleatoriedad en los datos perdidos, patrón MNAR (prueba MCAR de Little: 2484.9 (1936); $p < .001$). Sin embargo, como el porcentaje de valores perdidos para cada variable osciló entre 0.3% y 1%, se decidió ejecutar los análisis sin esos datos (Bennet, 2001). No fue especificado en todos los análisis.

Para la validación del cuestionario, la primera muestra representativa se dividió en dos partes, tomando el género como variable de selección, con un número proporcional de chicas y chicos. Para obtener evidencia de la dimensionalidad del AMSC-Q y seleccionar los ítems finales, se desarrollaron Análisis Factoriales Exploratorios (AFE), utilizando el software Factor 9.3 y seleccionando el método de estimación *Unweighted Least-Squares (ULS)* y en base a la matriz de correlaciones policóricas, recomendada cuando se trabaja con muestras que siguen una distribución no normal e ítems ordinales (Bryant y Satorra, 2012). Se ofrecen las diferentes matrices patrón en los resultados, donde se justifica la elección del método de rotación ortogonal (weighted varimax) u oblicuo (promin) para la interpretación de los resultados del AFE.

Se eliminaron aquellos ítems con un peso factorial en el AFE inferior a .32 y una comunalidad inferior a .32 y con elevadas saturaciones en distintos factores (Worthington y Whittaker, 2006).

El número de factores a retener se decidió tomando en cuenta las recomendaciones del Método Hull, la comparación de resultados de diferentes AFC con distinto número de factores y las consideraciones teóricas previas (Lorenzo-Seva, Timmerman, y Kiers, 2011).

Para corroborar la estructura factorial arrojada por el AFE, se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) usando el método de estimación *Weighted Least Squares (DWLS)*, que se recomienda cuando se trabaja con amplias muestras que siguen una distribución no normal (coeficiente de Mardia normalizado = 122.73; $p \leq .001$) y la distribución univariada de los ítems es asimétrica o muestra excesiva curtosis (como se refleja en la tabla 1; Byrne, 2014; Flora y Curran, 2004). El ajuste del modelo se evaluó considerando el valor de significatividad del Chi cuadrado de Satorra-Bentler ($S-B\chi^2$) -valores mayores a .01 indican un buen ajuste-, *Comparative Fit Index (CFI)*, *Non-normed Fit Index (NNFI)* -valores iguales o superiores a .95 indican un buen ajuste-, *Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)* y *Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)* -valores inferiores a .08 indican un buen ajuste- y *Expected Cross-Validation Index (ECVI)* -mejor cuando el valor es más pequeño comparado con otros modelos- (Byrne, 2014; Hu y Bentler, 1999). Este análisis se ejecutó con el programa Lisrel 9.1.

La validez convergente fue examinada revisando el valor de las cargas factoriales estandarizadas (valores mayores de .40 indican que el ítem es fiable; Worthington y Whittaker, 2006) y su significatividad estadística (el valor t-student del ítem debe ser mayor que el valor crítico de t). Para estimar la fiabilidad de constructo la validez compuesta (FC), la fiabilidad máxima (FM; coeficiente H de Hancock y Mueller), el coeficiente Omega de McDonald (Ω) y el Alfa de Cronbach (α) de cada dimensión fue calculado. El punto de corte para esos índices es .70 (Geldhof, Preacher, y Zyphur, 2014).

La validez discriminante fue examinada comparando la media de la varianza media extractada (VME) entre pares de variables latentes con la varianza compartida – cuadrado de la correlación entre pares de variables-. Si la primera es mayor que la última, el cuestionario mostrará una buena validez discriminante (Fornell y Larcker, 1981). Finalmente, para examinar la estabilidad temporal del instrumento, se utilizó el coeficiente de correlación de Spearman.

Con respecto al segundo objetivo, se realizaron análisis no paramétricos (H de Kruskal Wallis y U de Mann-Whitney) para analizar las diferencias en competencia social entre los distintos roles del bullying. El efecto del tamaño de la muestra se estimó con la fórmula $r = Z/\sqrt{n}$. Estos análisis se realizaron con el programa SPSS 18.0. Para calcular los roles de implicación en bullying, se utilizó el cuestionario EIBPQ. Se consideraron los criterios de frecuencia de participación y repetición de acuerdo con Olweus (1999). Las víctimas fueron identificadas cuando se obtuvieron puntuaciones mayores o iguales a 2 (una vez al mes) en cualquiera de los ítems de victimización y puntuaciones iguales o menores que 1 (una o dos veces) en todos los ítems de agresión. Los agresores fueron aquellos que marcaron 2 o más (una vez al mes) en algún ítem de agresión y 1 o 0 (una o dos veces o nunca) en todos los ítems de victimización. Los agresores victimizados puntuaron igual o mayor a dos (una vez al mes) en cualquier ítem de la dimensión agresión y victimización. Los no implicados fueron considerados aquellos que obtuvieron una puntuación menor o igual que 1 (una o dos veces) tanto en los ítems de agresión como en los de victimización.

Resultados

La medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), con un valor de .90 y el test de esfericidad de Barlett, estadísticamente significativo, $\chi^2(325) = 8301.5$; $p < .01$, confirmaron la pertinencia de realizar un AFE. Además, el método Hull recomendó extraer cinco factores. El porcentaje total de varianza explicada con el modelo de cinco factores fue del 62.28%. Los resultados sobre la interpretación del AFE fueron muy similares tomando el método de rotación promin o weighted varimax, siendo la solución ofrecida por el método promin más parsimoniosa porque había menos ítems que saturaban alto en distintos factores (ver Tabla 1). Por lo tanto, la interpretación del AFE, se realizó partiendo de la solución ofrecida por el método de rotación promin.

El factor uno, que se denominó “reevaluación cognitiva”, explicó un 32.22% de la varianza y estaba compuesto por cuatro ítems que describen la capacidad de regular la emoción, a través de la modificación cognitiva sobre la situación vinculada a la generación del sentimiento. El factor dos, denominado “ajuste social”, explicó un 11.26% de la varianza y estaba constituido por ocho ítems relativos a la percepción de aceptación social y amistad, así como la propia actitud de integración ante las interacciones sociales. El factor tres, denominado “prosocialidad”, explicó el 8.10% de la varianza y estaba compuesto por ocho ítems que hacían alusión al ofrecimiento de distintos tipos de ayuda a los iguales. El factor cuatro se denominó “eficacia social” y explicó un 6.12% de la varianza. Estaba compuesto por cuatro ítems que hacían alusión a la percepción de eficacia del sujeto en diferentes relaciones sociales. El factor cinco, “ajuste normativo”, explicó un 4.56% de la varianza y se compuso de cinco ítems que hacían alusión al cumplimiento de normas de convivencia generales y específicas del ámbito académico. Las comunalidades oscilaron entre .29 y .72, siendo el ajuste social y normativo y la percepción de eficacia social, los factores que explicaron el mayor porcentaje de varianza de sus ítems (57%, 55% and 54% respectivamente) y la

reevaluación cognitiva el factor que explicó el menor porcentaje de varianza de sus ítems (44%). El factor conducta prosocial explicó una media del 50% de varianza de sus ítems.

Tabla 1

Items and Dimensiones del AMSC-Q con las Comunalidades y Cargas Factoriales del AFE y los Pesos Factoriales Estandarizados del AFC (R²), Valores de Normalidad y Curtosis y Autovalores

Item	F1	F2	F3	F4	F5	Co.	N	C	R ²
1. Cuando me enfrento a una situación estresante, intento pensar en ella de un modo que me ayude a mantener la calma	.35* .47** .41°	.06* .29** .27°	.08* .29** .16°	.06* .36** .11°	.17* .36** .11°	.29	.90	.10	.71
2. Cuando quiero incrementar mis emociones positivas, cambio mi manera de pensar sobre la situación	.77* .73** .73°	-.02* .17** .07°	-.00* .12** .03°	-.07* .22** .02°	-.02* .17** -.02°	.55	.47	.45	.69
3. Controlo mis emociones cambiando mi forma de pensar sobre la situación en la que me encuentro	.78* .74** .75°	-.05* .13** 0.8°	-.04* .08** -.00°	-.01* .23** -.01°	-.01* .17** .00°	.57	.42	.41	.69
4. Cuando quiero reducir mis emociones negativas, cambio mi manera de pensar sobre la situación	.60* .61** .60°	-.02* .18** .09°	-.03* .11** .02°	.08* .28** .03°	-.01* .18** .09°	.38	.57	.41	.59
5. Mis compañeros/as o amigos/as acuden a mi cuando tienen algún problema	.02* .18** .11°	.57* .63** .04°	.26* .49** .41°	-.12* .32** .51°	-.05* .15** .08°	.45	.91	.55	.56
6. Mis compañeros/as o amigos/as me ayudan cuando los necesito	.06* .25** .17°	.69* .71** .07°	.16* .48** .36°	-.12* .38** .60°	-.01* .19** .11°	.54	1.30	1.49	.68
7. Mis compañeros se interesan por mí	.00* .20** .12°	.82* .80** .02°	.10* .47** .34°	-.10* .41** .70°	-.07* .14** .16°	.66	.98	.60	.68
8. Mis compañeros se sienten a gusto trabajando conmigo	-.00* .25** .15°	.74* .78** .19°	-.02* .43** .25°	.04* .54** .66°	.09* .30** .26°	.62	1.08	1.14	.74
9. Mis compañeros/as o amigos/as cuentan conmigo cuando hay que organizar alguna actividad	-.06* .17** .08°	.82* .80** .08°	-.00* .41** .26°	.00* .47** .71°	.00* .19** .23°	.64	1.25	1.08	.68
10. Me uno a las actividades que realizan los demás	-.00* .25** .15°	.55* .69** .19°	.04* .43** .27°	.16* .55** .53°	.05* .30** .30°	.50	1.14	1.04	.65
11. Caigo bien entre mis compañeros/as	-.02* .23** .14°	.76* .77** .11°	-.15* .32** .15°	.15* .55** .67°	.01* .21** .34°	.63	1.34	1.92	.65
12. Siento que tengo amigos	-.02* .19** .11°	.77* .71** .10°	-.12* .30** .15°	.00* .43** .65°	.04* .18** .22°	.52	2.17	4.72	.51
13. Si un compañero/a está muy agobiado y no le da tiempo a terminar el trabajo, lo ayudo	.01* .21** .09°	-.04* .33** .39°	.57* .66** .56°	.00* .37** .07°	.24* .50** .07°	.49	1.14	.69	.50
14. Reacciono para defender a un compañero/a del que hacen bromas o se meten con él/ella	.03* .12** .03°	.10* .44** .10°	.69* .69** .66°	.00* .30** .19°	-.10* .22** .08°	.49	1.08	.74	.48
15. Cuando un compañero/a o amigo/a está triste, lo consuelo para que se sienta mejor	-.00* .15** .05°	.07* .42** .19°	.75* .76** .71°	-.09* .29** .16°	.00* .32** .02°	.58	1.87	3.78	.70
16. Si veo que un compañero/a se	-.04* .	-.17* .	.71* .	.10* .	.08* .	.50	.82	.22	.56

siente solo, lo ayudo a integrarse a mi grupo de amigos/as	.12**	.27**	.69**	.34**	.40**				
17. Ayudo a los compañeros/as que tienen algún problema físico (pierna escayolada, silla de ruedas, etc.) en su día a día	.04*	-.00*	.60*	.08*	.04*	.45	.91	.36	.54
	.22**	.39**	.66**	.38**	.37**				
	.13°	.24°	.58°	.11°	.13°				
18. En las relaciones con mis amigos/as y compañeros de clase, siento que hago las cosas bien (me siento eficaz)	.10*	.24*	-.04*	.55*	-.10*	.50	.94	.90	.70
	.35**	.56**	.30**	.66**	.25**				
	.28°	.13°	.14°	.33°	.52°				
19. En las relaciones con mis profesores/as, siento que hago las cosas bien (me siento eficaz)	-.03*	-.10*	.04*	.76*	.12*	.55	.73	.02	.61
	.27**	.36**	.29**	.73**	.45**				
	.16°	.37°	.10°	.09°	.61°				
20. En las relaciones con mis familiares, siento que hago las cosas bien (me siento eficaz)	-.05*	-.03*	-.00*	.83*	-.06*	.58	1.18	1.04	.62
	.25**	.44**	.30**	.76**	.33**				
	.15°	.23°	.14°	.16°	.67°				
21. En las relaciones con otros adultos o personas mayores, siento que hago las cosas bien (me siento eficaz)	.04*	-.01*	.13*	.68*	-.06*	.53	1.17	1.47	.63
	.32**	.47**	.41**	.72**	.36**				
	.23°	.23°	.26°	.17°	.57°				
22. Dejo trabajar a los demás sin molestarlos	.04*	.12*	.00*	.01*	.54*	.38	1.28	1.32	.61
	.25**	.29**	.33**	.38**	.60**				
	.14°	.55°	.14°	.14°	.09°				
23. Pido la palabra y espero turno para hablar	.00*	-.03*	-.05*	-.03*	.82*	.60	.81	.18	.52
	.22**	.12**	.28**	.34**	.77**				
	.09°	.76°	.06°	-.01°	.02°				
24. Cumpló las normas	-.02*	-.18*	-.11*	.05*	.88*	.72	1.02	.47	.62
	.23**	.17**	.28**	.42**	.84**				
	.09°	.83°	.03°	.01°	.10°				
25. Respeto la opinión de los demás aunque no la comparta	.02*	-.03*	.21*	-.03*	.62*	.52	1.38	1.54	.64
	.24**	.22**	.47**	.37**	.70**				
	.11°	.65°	.28°	.02°	.04°				
26. Cuido el material y las instalaciones del centro	-.05*	.07*	.03*	-.00*	.71*	.56	1.72	2.95	.68
	.24**	.27**	.39**	.42**	.74**				
	.10°	.71°	.17°	.09°	.08°				
Autovalor	8.37	2.92	2.10	1.59	1.18				
<i>n</i> = 823									

Note. Co. = comunalidades; N = normalidad; C = curtosis. * = Coeficientes patrón en método de rotación promin; ** = Coeficientes de estructura en método de rotación promin; ° = Coeficientes patrón en método de rotación varimax.

Los resultados del AFC desarrollado en la segunda submuestra (*n* = 891) corroboraron la estructura factorial sugerida por el AFE, mostrando los siguientes índices de ajuste: $S-B\chi^2 = 870.81$ (289); $p = .000$; NNFI = .98; CFI = .98; SRMR = .05; RMSEA = .048; 90% intervalo de confianza de RMSEA: .044-.051; ECVI = 1.12. Asimismo, todas las cargas factoriales y las correlaciones entre los factores fueron estadísticamente significativas.

Para confirmar la bondad de ajuste del modelo, otros modelos alternativos fueron testados y comparados con el mismo. Específicamente este modelo fue comparado con otro unidimensional, en el cual el ajuste fue claramente peor e inadecuado ($S-B\chi^2 = 5487.77$ (299); $p = .000$; NNFI = .80; CFI = .82; SRMR = .12; RMSEA = .14; 90% intervalo de confianza de RMSEA = .14 - .014; ECVI = 6.28) y con un modelo jerárquico que mostró un ajuste peor comparado con el primer modelo ($S-B\chi^2 = 897.00$ (289); $p = .000$; NNFI = .97; CFI = .97; SRMR = .05; RMSEA = .048; 90% intervalo de confianza de RMSEA = .044-.051; ECVI = 1.34). Estos resultados confirmaron que el

modelo de cinco factores correlacionados era el más parsimonioso y ofrecía el mejor ajuste. De acuerdo con dicho modelo, se llevó a cabo un AFC en la segunda muestra representativa total ($n = 1746$). El ajuste del modelo fue óptimo ($S-B\chi^2 = 1492.87$ (289); $p < .001$; NNFI = .99; CFI = .99; SRMR = .04; RMSEA = .049; 90% intervalo de confianza de RMSEA: .046 - .051; ECVI = .93). Además, los ítems mostraron elevadas cargas factoriales con bajos errores de medida (ver Figura 1), siendo todos los pesos factoriales estandarizados mayores de .45 y estadísticamente significativos (ver Tabla 1).

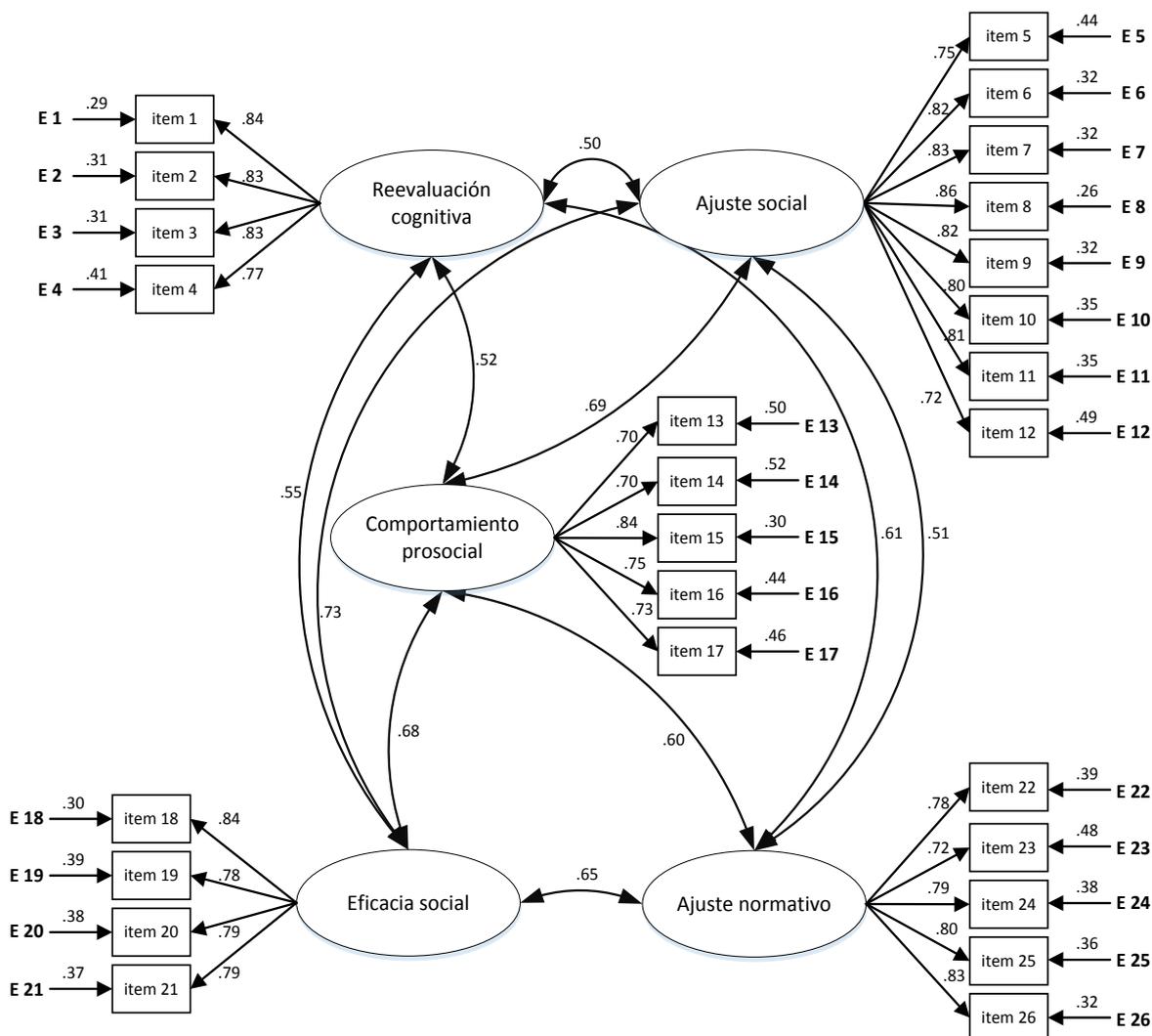


Figura 1. Coeficientes estandarizados del AFC de los ítems del cuestionario AMSC-Q.

Con respecto a la validez convergente, los valores de FC, FM, alfa de Cronbach y Omega de McDonald fueron iguales o superiores a .82 en todos los factores. Las correlaciones test-retest de Spearman mostraron valores significativos, positivos y comprendidos entre .35 y .74. En relación a la validez discriminante, todos los pares de

factores mostraron una VME media mayor que su varianza compartida, lo que indicaba la adecuada validez discriminante de los mismos (ver Tabla 2).

Tabla 2

Análisis de Fiabilidad y Validez del AMSC-Q

	CP	RC	ES	AS	AN	Total
FC	.86	.89	.87	.93	.88	-
FM (Coeficiente H)	.86	.88	.87	.93	.89	-
Omega de McDonald	.85	.87	.86	.93	.88	.94
Alfa de Cronbach	.82	.85	.84	.91	.85	.93
Correlación test-retest	.660**	.357**	.515**	.696**	.748**	.706**
VME	.55	.66	.64	.64	.61	-
Validez discriminante:	CP-RC	RC-ES	ES-AS	AS-AN	AN-CP	
Varianza compartida	(.26 vs.	(.30 vs.	(.53 vs.	(.26 vs.	(.36 vs	
(cuadrado de la	.60)	.65)	.64)	.62)	.58	
correlación entre dos	CP-ES	RC-AS	ES-AN	AS-CP	AN-RC	
factores) y media de la	(.46 vs.	(.25 vs.	(.42 vs.	(.47 vs.	(.37 vs	
VME de dos factores	.59)	.65)	.62)	.59)	.63)	

Nota. FC = Fiabilidad compuesta; FM = fiabilidad máxima; VME = Varianza media extractada; CP = Comportamiento prosocial; RC = Reevaluación cognitiva; ES = Eficacia social; AS = Ajuste social; AN = Ajuste normativo. ** $p < .01$.

Con respecto al segundo objetivo, en primer lugar se calculó la prevalencia del bullying: el 38.2% de los escolares se encontraba implicado en este fenómeno violento (19.4% víctimas, 6.3% agresores, 12.5% agresores victimizados) y el 61.8% no estaba implicado. El test H de Kruskal Wallis indicó diferencias estadísticamente significativas en todas las dimensiones de la competencia social entre los distintos roles de la dinámica bullying (ver Tabla 3). Los análisis a posteriori realizados mediante la prueba U de Mann-Whitney a través de pares de comparaciones demostraron que en la dimensión prosocialidad, dichas diferencias se encontraron entre los víctimas y el resto de roles, siendo las víctimas las que mostraron mayor conducta prosocial. Los estudiantes no implicados también se diferenciaron de los agresores y agresores victimizados destacando la mayor prosocialidad de los primeros. Asimismo, se encontraron mayores valores promedios en agresores victimizados que en agresores. En cuanto a la reevaluación cognitiva, los agresores y agresores victimizados se diferenciaron de los no implicados en bullying, mostrando el menor dominio de esta estrategia de regulación emocional. Se hallaron diferencias estadísticamente significativas en la eficacia social entre los implicados y los no implicados en el fenómeno bullying, siendo estos últimos los que mostraron la visión más positiva. Con respecto al ajuste social, las diferencias aparecieron entre los no implicados y el resto de roles, destacando el mayor ajuste social de los no implicados. Finalmente, los agresores, seguidos de los agresores victimizados fueron los que menor ajuste a las normas demostraron, diferenciándose del resto de roles. El tamaño del efecto de las diferencias fue bajo.

Tabla 3

Test H de Kruskal Wallis sobre las Diferencias de Medias en las Dimensiones de Competencia Social entre los Implicados en Bullying

Variable/ Rol bullying	N	M	X ² (gl)	p	Comparación	U Mann- Whitney	p	r
C. Prosocial								
No implicado	2383	5.57			NI-A	201818.00	.000	.14
Agresor	239	4.97	104.09(3)	.000	NI-AV	451628.50	.000	.12
Víctima	739	5.63			V-AV	134116.00	.000	.19
Agr. victimizado	472	5.15			A-V	59848.00	.000	.24
					A-AV	51183.50	.043	.07
Reevaluación cognitiva								
No implicado	2349	4.96						
Agresor	235	4.66	18.78(3)	.000				
Víctima	731	4.83			NI-V	492537.50	.001	.06
Agr. victimizado	465	4.72			NI-A	242632.00	.002	.06
Eficacia social								
No implicado	2374	5.50						
Agresor	238	5.15	53.3(3)	.000	NI-V	794919.00	.000	.07
Víctima	747	5.26			NI-AV	465109.00	.000	.10
Agr. victimizado	471	5.14			NI-A	236160.00	.000	.08
Ajuste social								
No implicado	2321	5.32						
Agresor	235	5.05	82.91(3)	.000	NI-AV	442247.50	.000	.10
Víctima	717	4.9			NI-A	234427.00	.000	.07
Agr. Victimizado	459	4.98			NI-V	673159.00	.000	.14
Ajuste normativo								
No implicado	2349	5.73			NI-AV	385809.00	.000	.18
Agresor	235	4.89	162.08(3)	.000	NI-A	177329.00	.000	.17
Víctima	731	5.68			B-V	56738.50	.000	.25
Agr. Victimizado	465	5.13			A-AV	123403.50	.000	.22
					V-AV	49160.00	.037	.07

Nota. C = Comportamiento; Agr. = agresor; M = Mean; NI = No implicado; A = Agresor; V = Víctima; AV = Agresor victimizado.

Discusión

Este trabajo ha tenido dos objetivos: analizar las propiedades psicométricas de una medida multidimensional de competencia social para adolescentes y examinar la relación entre la competencia social y la implicación en bullying.

El AMSC-Q resultó ser una medida válida y fiable para evaluar la competencia social tal y como se hipotetizó. El instrumento diseñado incluye un conjunto de dimensiones que no habían sido incluidas antes en otros instrumentos de competencia social aunque son parte de su definición, como la eficacia social y la consideración de normas que garantizan el respeto y la consideración de los otros (Dirks et al., 2007; Rose-Krasnor, 1997).

En relación al segundo objetivo, los resultados mostraron diferencias en competencia social entre los distintos roles del bullying, en la línea de lo establecido en la segunda hipótesis. Las víctimas fueron las que se percibieron más prosociales y ajustadas a la normas. Además mostraron bajo ajuste y eficacia social. La literatura previa también ha reconocido la falta de ajuste social de las víctimas (Cerezo et al., 2015; MacEvoy y Leff, 2012). Esta vulnerabilidad social, les convierte en objetivos fáciles para los agresores, quienes tienden a buscar víctimas débiles con poca capacidad para defenderse (Berger y Caravita, 2016). La baja percepción de ajuste social también ha sido recocida en los agresores victimizados, quienes normalmente son chicas y chicos que desarrollan comportamientos agresivos en respuesta al estrés generado por el rechazo de los iguales (Romera et al., 2016). Los agresores mostraron, al igual que los roles anteriores, bajo ajuste social. Este resultado coincide con algunos estudios anteriores (Wang et al., 2012) aunque no con otros que les atribuyen cierto prestigio social (Olthof et al., 2011; Salmivalli, 2010). Esta controversia podría ser explicada por la medida de ajuste social utilizada. En este sentido, los agresores puros pueden mostrar resultados positivos en ciertas medidas de ajuste social, como la popularidad o el estatus sociométrico (Reijntjes et al., 2013), aunque no obtengan un aceptación social real, como ya fue demostrado por Sentse et al. (2015). Estos resultados son apoyados por la percepción negativa de eficacia social mostrada por todos los implicados en bullying, que indica que, en última instancia, son conscientes de su dificultad para establecer relaciones positivas, siendo este problema un probable factor de riesgo que favorece su implicación en el fenómeno bullying (McQuade, Achufusi, Shoulberg, y Murray-Close, 2014). Los no implicados destacaron sobre el resto no solo en su ajuste y eficacia social, sino también en sus habilidades sociales y emocionales y su ajuste normativo. En relación a esta última dimensión, los resultados parecen alertarnos de que la conducta prosocial y el ajuste a las normas de convivencia no parecen proteger a la víctima de ser elegida como cabeza de turco de los movimientos maquiavélicos del agresor (Berger y Caravita, 2016). Factores relacionados con las convenciones implícitas que se generan dentro del grupo de iguales pueden estar explicando que conductas antisociales sean premiadas con el reconocimiento de los demás, mientras que los rasgos de prosocialidad y adherencia a las normas de convivencia de las que se impregnan las víctimas, estén castigando a las mismas a su aislamiento a través del rechazo del grupo de iguales (Salmivalli, 2010).

En conclusión, los resultados analizados han demostrado que el *AMSC-Q* resulta una medida multidimensional breve, válida y fiable, que evaluando la propia percepción de eficacia social, ajuste social y normativo, la prosocialidad y la estrategia de reevaluación cognitiva, ofrece perfiles diferenciales de implicados y no implicados en acoso escolar.

Este trabajo tiene la limitación relacionada con la validez del cuestionario, que ha sido analizada con una muestra española únicamente, por lo que se hace necesario demostrar sus propiedades psicométricas en otros contextos culturales. Además, el tipo de análisis utilizado para evaluar la relación entre la implicación en bullying y la competencia social no permite establecer relaciones de causalidad. Por ello, como futuras líneas de investigación proponemos realizar un estudio longitudinal que permita explicar la relación causal entre la competencia social y la implicación en este fenómeno violento.

Referencias

- Anderson-Butcher, D., Amorose, A. J., Lower, L. M., Riley, A., Gibson, A., y Ruch, D. (2014). The case for the perceived social competence scale II. *Research on Social Work Practice, 9*, 1-10. doi: 10.1177/1049731514557362.
- Bennett, D. A. (2001). How can I deal with missing data in my study? *Australian and New Zealand Journal of Public Health, 25*, 464-469. doi: 10.1111/j.1467-842X.2001.tb00294.x.
- Berger, C., y Caravita, C. S. (2016). Why do early adolescents bully? Exploring the influence of prestige norms on social and psychological motives to bully. *Journal of Adolescence, 46*, 45-56. doi:10.1016/j.adolescence.2015.10.020.
- Bryant, F. B., y Satorrra, A. (2012). Principles and practice of scaled difference Chi-Square testing. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 19*, 372-398. doi: 10.1080/10705511.2012.687671.
- Byrne, B. (2014). *Structural equation modeling with Lisrel, Prelis, and Simplis: Basic concepts, applications, and programming (multivariate applications series) (Reprint Edition)*. New Jersey: Psychology Press.
- Cea D'Ancona, M. A. (2004). *Análisis multivariable. Teoría y práctica en la investigación social*. Madrid: Síntesis.
- Cerezo, F., Sánchez, C., Ruiz, C., y Areñe, J. J. (2015). Adolescents and preadolescents' roles on bullying, and its relation with social climate and parenting Styles. *Revista de Psicodidáctica, 20*, 139-155. doi: 10.1387/RevPsicodidact.11097.
- Connolly, J. A. (1989). Social self-efficacy in adolescence: Relations with self-concept, social adjustment, and mental health. *Canadian Journal of Behavioural Science, 21*, 258-269. doi: 10.1037/h0079809.
- Coryn, C. L. S., Spybrook, J. K., Evergreen, S. D. H., y Blinkiewicz, M. (2009). Development and evaluation of the Social-Emotional Learning Scale. *Journal of Psychoeducational Assessment, 27*, 283-295. doi: 10.1177/0734282908328619.
- Dirks, M. A., Treat, T. A., y Weersing, V. R. (2007). Integrating theoretical, measurement, and intervention models of youth social competence. *Clinical Psychology Review, 27*, 327-347. doi: 10.1016/j.cpr.2006.11.002.
- Elipe, P., Ortega, R., Hunter, S. C., y Del Rey, R. (2012). Perceived emotional intelligence and involvement in several kinds of bullying. *Behavioral Psychology-Psicología Conductual, 20*, 169-181.
- Flora, D. B., y Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods, 9*, 466-491. doi: 10.1037/1082-989X.9.4.466.
- Fornell, C., y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*, 39-50. doi: 10.2307/3151312.
- Fox, C. L., y Boulton, M. J. (2005). The social skills problems of victims of bullying: Self, peer and teacher perceptions. *British Journal of Educational Psychology, 75*, 313-328. doi: 10.1348/000709905X25517.
- Geldhof, G. J., Preacher, K. J., y Zyphur, M. J. (2014). Reliability estimation in a multilevel confirmatory factor analysis framework. *Psychological Methods, 19*, 72-91. doi: 10.1037/a0032138.
- Gómez-Ortiz, O., Romera, E. M., Ortega-Ruiz, R., Cabello, R., y Fernández-Berrocal, P. (2016). Analysis of emotion regulation in Spanish adolescents: Validation of

- the Emotion Regulation Questionnaire. *Frontiers in Psychology*, 6, 1-11. doi: 10.3389/fpsyg.2015.01959.
- Harter, S. (2012). *Self-perception profile for adolescents: Manual and questionnaires*. Unpublished manuscript, University of Denver, Colorado, USA.
- Hu, L., y Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Junttila, N., Voeten, M., Kaukiainen, A., y Vauras, M. (2006). Multisource assessment of children's social competence. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 874-895. doi: 10.1080/10705519909540118.
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., y Kiers, H. A. L. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46, 340-364. doi: 10.1080/00273171.2011.564527.
- MacEvoy, J. P., y Leff, S. S. (2012). Children's sympathy for peers who are the targets of peer aggression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 40, 137-148. doi: 10.1007/s10802-012-9636-5.
- McQuade, J. D., Achufusi, A. K., Shoulberg, E. K., y Murray-Close, D. (2014). Biased self-perceptions of social competence and engagement in physical and relational aggression: The moderating role of peer status and sex. *Aggressive Behavior*, 40, 512-525. doi: 10.1002/ab.21552.
- Moraleda, M., González, A., y García-Gallo, J. (1998). *AECS. Actitudes y Estrategias Cognitivas Sociales*. Madrid: TEA Ediciones.
- Olthof, T., Goossens, F. A., Vermande, M. M., Aleva, E. A., y van der Meulen, M. (2011). Bullying as strategic behavior: Relations with desired and acquired dominance in the peer group. *Journal of School Psychology*, 49, 339-359. doi: 10.1016/j.jsp.2011.03.003.
- Olweus, D. (1999). Sweden. In P. K. Smith, Y. Morita, J. Jurgen-Tas, D. Olweus, R. Catalano, y P. Slee (Eds.), *The nature of school bullying: A cross national perspective* (pp. 7-27). Londres: Routledge.
- Ortega, R., Del Rey, R., y Sánchez, V. (2011). *Nuevas dimensiones de la convivencia escolar: Ciberconducta y relaciones en la red*. Ministerio de Ciencia e Innovación.
- Ortega-Ruiz, R., Del Rey, R., y Casas, J. A. (2016). Evaluar el bullying y el cyberbullying validación española del EBIP-Q y del ECIP-Q. *Psicología Educativa*, 22, 71-79. doi:10.1016/j.pse.2016.01.004.
- Padilla-Walker, L. M., Fraser, A. M., Black, B. B., y Bean, R. A. (2015). Associations between friendship, sympathy, and prosocial behavior toward friends. *Journal of Research on Adolescence*, 25, 28-35. doi: 10.1111/jora.12108.
- Reijntjes, A., Vermande, M., Olthof, T., Goossens, F. A., van de Schoot, R., Aleva, L., y van der Meulen, M. (2013). Costs and benefits of bullying in the context of the peer group: A three wave longitudinal analysis. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41, 1217-1229. doi: 10.1007/s10802-013-9759-3.
- Romera, E. M., Cano, J. J., García-Fernández, C. M., y Ortega-Ruiz, R. (2016). Cyberbullying: Social competence, motivation and peer relationships. *Comunicar*, 48, 1-12. doi: 10.3916/C48-2016-07.
- Rose-Krasnor, L. (1997). The nature of social competence: A theoretical review. *Social Development*, 6, 111-135. doi: 10.1111/j.1467-9507.1997.tb00097.x.
- Salmivalli, C. (2010). Bullying and the peer group: A review. *Aggression and Violent Behavior*, 15, 112-120. doi:10.1016/j.avb.2009.08.007.

- Santos, A. J., Peceguina, I., Daniel, J. R., Shin, N., y Vaughn, B. E. (2013). Social competence in preschool children: Replication of results and clarification of a hierarchical measurement model. *Social Development*, 22, 163-179. doi: 10.1111/sode.12007.
- Sentse, M., Kretschmer, T., y Salmivalli, C. (2015). The longitudinal interplay between bullying, victimization, and social status: Age-related and gender differences. *Social Development*, 24, 659-677. doi: 10.1111/sode.12115.
- Wang, H., Zhou, X., Lu, C., Wu, J., Deng, X., Hong, L., ... He, Y. (2012). Adolescent bullying involvement and psychosocial aspects of family and school life: A cross-sectional study from Guangdong province in China. *Plos One*, 7, 1-10. doi: 10.1371/journal.pone.0038619.
- Worthington, R. L., y Whittaker, T. A. (2006). Scale development research a content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34, 806-838. doi: 10.1177/0011000006288127.
- Zhang, F., You, Z., Fan, C., Gao, C., Cohen, R., Hsueh, Y., y Zhou, Z. (2014). Friendship quality, social preference, proximity prestige, and self-perceived social competence: Interactive influences on children's loneliness. *Journal of School Psychology*, 52, 511-526. doi: 10.1016/j.jsp.2014.06.001.

Olga Gómez Ortiz es doctora y miembro del equipo de investigación LAECOVI. Consiguió una beca FPU para trabajar en el Departamento de Psicología de la Universidad de Córdoba (España). Su línea de investigación se focaliza en el análisis de los estilos educativos y la competencia social como factores de riesgo y protección del ajuste psicosocial adolescente, especialmente en relación a la implicación en bullying y a la ansiedad social.

Eva M. Romera es Profesora Contratada Doctora (acreditada a Profesora Titular) en el Departamento de Psicología de la Universidad de Córdoba (España) e investigadora en el equipo de investigación LAECOVI. Además, es la directora del Máster oficial en Psicología aplicada a la Educación y al Bienestar Social. Sus líneas de investigación están relacionadas con la competencia social y la calidad de las relaciones interpersonales. Actualmente lidera un proyecto de investigación dirigido al estudio longitudinal de la influencia de la competencia social en la implicación en bullying, cyberbullying y dating violence.

Rosario Ortega-Ruiz es Catedrática en el Departamento de Psicología de la Universidad de Córdoba (España), profesora visitante en la Universidad de Greenwich (Reino Unido) y directora del equipo de investigación LAECOVI, en el que ha liderado distintos proyectos de investigación Nacionales e Internacionales. Sus líneas de investigación están focalizadas en la convivencia y prevención de la violencia. Es la Vice-Presidenta del Observatorio Internacional de la Violencia en el medio escolar.

Fecha de recepción: 30-01-2016

Fecha de revisión: 22-05-2015

Fecha de aceptación: 21-06-2016