

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

Olga Gómez-Ortiz^{a,*}, Eva-María Romera-Félix^a, y Rosario Ortega-Ruiz^{a,b}

^aDepartamento de Psicología, Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad de Córdoba, Córdoba, España

^bUniversity of Greenwich, Londres, Reino Unido

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 30 de enero de 2016

Aceptado el 21 de junio de 2016

Palabras clave:

Competencia social
Propiedades psicométricas
Validez
Fiabilidad
Acoso escolar
Adolescencia

Keywords:

Social competence
Psychometric properties
Validity
Reliability
Bullying
Adolescence

RESUMEN

Los objetivos de este trabajo fueron dos: validar el AMSC-Q (Cuestionario Multidimensional de Competencia Social para Adolescentes) y examinar la competencia social de los distintos implicados en acoso escolar. La muestra representativa estuvo compuesta por 4047 escolares andaluces de educación secundaria (48.2% niñas). Se utilizaron dos instrumentos: el AMSC-Q y el EBIPQ (European Bullying Intervention Project Questionnaire). El AMSC-Q reflejó una estructura de 5 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 bajos. Los agresores y agresores victimizados mostraron un peor ajuste normativo y una reevaluación cognitiva menos desarrollada, 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.

© 2017 Universidad del País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Multidimensionality of Social Competence: Measurement of the Construct and its Relationship With Bullying Roles

ABSTRACT

The aims of this paper were two-fold: to validate the AMSC-Q (Adolescent Multidimensional Social Competence Questionnaire) and to examine the social competence of those involved in bullying. The representative sample was composed of 4047 Andalusian secondary school students (48.2% girls). Two measures were used: the AMSC-Q and the EBIPQ (European Bullying Intervention Project Questionnaire). The AMSC-Q measure yielding a 5-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.

© 2017 Universidad del País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

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 conducta prosocial 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 conducta prosocial es una habilidad social reconocida como un elemento básico de la competencia social que resulta clave para promover interacciones sociales positivas (Paddilla-Walker, Fraser, Black, y Bean, 2015). Entre las habilidades emo-

*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: olga.gomez@uco.es (O. Gómez-Ortiz).

cionales, 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 (Junntila, 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 (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 AECS (Escala de Actitudes y Estrategias Cognitivas Sociales) (Moraleta, 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 Social-Emotional Learning Scale (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).

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 Arenal, 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 (Elpe, 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:

1. El instrumento diseñado mostrará propiedades psicométricas aceptables y una estructura factorial coherente con las 5 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 ESO (Educación Secundaria Obligatoria) 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

El AMSC-Q (Cuestionario Multidimensional de Competencia Social para Adolescentes) 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 5 dominios fundamentales de la competencia social: conducta prosocial; 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 (Gómez-Ortiz et al., 2016).

European Bullying Intervention Project Questionnaire

El EBIPQ (European Bullying Intervention Project Questionnaire) (Ortega-Ruiz, Del Rey, y Casas, 2016) es un autoinforme compuesto

por 14 ítems tipo Likert de 5 opciones (0 = no; 1 = sí, una o 2 veces; 2 = sí, una o 2 veces al mes; 3 = sí, alrededor de una vez a la semana; y 4 = sí, más de una vez a la semana). Cuenta con 2 factores: *victimización*, compuesto por 7 ítems (p. ej., “alguien me ha pegado, pateado o empujado”) y *agresión*, también compuesto por 7 ítems (p. 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. Se informó a los escolares del carácter anónimo, confidencial y voluntario de su participación. El concepto de *bullying* fue explicado en clase, aclarando las 3 características definitorias (Olweus, 1999). El tiempo medio de cumplimentación del cuestionario osciló entre 20 y 30 min.

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) se validó utilizando una segunda muestra representativa de la región ($n = 1987$). Esta segunda muestra se usó también para testar la validez y fiabilidad del cuestionario. Con relación al segundo objetivo, se utilizaron las 2 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 (*missing not at random*) (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 (Bennett, 2001). En todos los análisis se especificó N .

Para la validación del cuestionario, la primera muestra representativa se dividió en 2 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 ULS (Unweighted Least-Squares) y a partir de 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 los diferentes análisis factoriales confirmatorios (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 AFC usando el método de estimación DWLS (Diagonally Weighted Least Squares), 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, tal como se refleja en la Tabla 1 (Byrne, 2014; Flora y Curran, 2004). El ajuste del modelo se evaluó considerando el valor de significatividad de la prueba 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 se examinó 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 de la t de Student del ítem debe ser mayor que el valor crítico de t). Para estimar la fiabilidad de constructo se calculó la fiabilidad compuesta (FC), la fiabilidad máxima (FM) (coeficiente H de Hancock y Mueller), el coeficiente Omega de McDonald (Ω) y el coeficiente alfa de Cronbach (α) de cada dimensión. El punto de corte para esos índices es .70 (Geldhof, Preacher, y Zyphur, 2014).

La validez discriminante se examinó 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 2 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 (una o 2 veces o nunca) en todos los ítems de victimización. Los agresores victimizados puntuaron igual o mayor a 2 (una vez al mes) en cualquier ítem de la dimensión agresión y victimización. Se consideró no implicados a aquellos que obtuvieron una puntuación menor o igual que 1 (una o 2 veces) tanto en los ítems de agresión como en los de victimización.

Resultados

La medida de adecuación muestral KMO (Kaiser-Meyer-Olkin), 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 5 factores. El porcentaje total de varianza explicada con el modelo de 5 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 (Figura 1). Por lo tanto, la interpretación del AFE, se realizó partiendo de la solución ofrecida por el método de rotación Promin.

El primer factor, que se denominó *revaluación cognitiva*, explicó un 32.22% de la varianza y estaba compuesto por 4 ítems que descri-

Tabla 1
 Items y Dimensiones del Cuestionario Multidimensional de Competencia Social para Adolescentes con las comunalidades y cargas factoriales del análisis factorial exploratorio y los pesos factoriales estandarizados del análisis factorial exploratorio (R^2), valores de normalidad y curtosis y autovalores

Ítem	F1	F2	F3	F4	F5	Co.	N	C	R^2
1. Cuando me enfrente a una situación estresante, intento pensar en ella de un modo que me ayude a mantener la calma	.35 ^a .47 ^b .41 ^c	.06 ^a .29 ^b .27 ^c	.08 ^a .29 ^b .16 ^c	.06 ^a .36 ^b .11 ^c	.17 ^a .36 ^b .11 ^c	.29	.90	.10	.71
2. Cuando quiero incrementar mis emociones positivas, cambio mi manera de pensar sobre la situación	.77 ^a .73 ^b .73 ^c	-.02 ^a .17 ^b .07 ^c	-.00 ^a .12 ^b .03 ^c	-.07 ^a .22 ^b .02 ^c	-.02 ^a .17 ^b -.02 ^c	.55	.47	.45	.69
3. Controlo mis emociones cambiando mi forma de pensar sobre la situación en la que me encuentro	.78 ^a .74 ^b .75 ^c	-.05 ^a .13 ^b 0.8 ^c	-.04 ^a .08 ^b -.00 ^c	-.01 ^a .23 ^b -.01 ^c	-.01 ^a .17 ^b .00 ^c	.57	.42	.41	.69
4. Cuando quiero reducir mis emociones negativas, cambio mi manera de pensar sobre la situación	.60 ^a .61 ^b .60 ^c	-.02 ^a .18 ^b .09 ^c	-.03 ^a .11 ^b .02 ^c	.08 ^a .28 ^b .03 ^c	-.01 ^a .18 ^b .09 ^c	.38	.57	.41	.59
5. Mis compañeros/as o amigos/as acuden a mi cuando tienen algún problema	.02 ^a .18 ^b .11 ^c	.57 ^a .63 ^b .04 ^c	.26 ^a .49 ^b .41 ^c	-.12 ^a .32 ^b .51 ^c	-.05 ^a .15 ^b .08 ^c	.45	.91	.55	.56
6. Mis compañeros/as o amigos/as me ayudan cuando los necesito	.06 ^a .25 ^b .17 ^c	.69 ^a .71 ^b .07 ^c	.16 ^a .48 ^b .36 ^c	-.12 ^a .38 ^b .60 ^c	-.01 ^a .19 ^b .11 ^c	.54	1.30	1.49	.68
7. Mis compañeros se interesan por mí	.00 ^a .20 ^b .12 ^c	.82 ^a .80 ^b .02 ^c	.10 ^a .47 ^b .34 ^c	-.10 ^a .41 ^b .70 ^c	-.07 ^a .14 ^b .16 ^c	.66	.98	.60	.68
8. Mis compañeros se sienten a gusto trabajando conmigo	-.00 ^a .25 ^b .15 ^c	.74 ^a .78 ^b .19 ^c	-.02 ^a .43 ^b .25 ^c	.04 ^a .54 ^b .66 ^c	.09 ^a .30 ^b .26 ^c	.62	1.08	1.14	.74
9. Mis compañeros/as o amigos/as cuentan conmigo cuando hay que organizar alguna actividad	-.06 ^a .17 ^b .08 ^c	.82 ^a .80 ^b .08 ^c	-.00 ^a .41 ^b .26 ^c	.00 ^a .47 ^b .71 ^c	.00 ^a .19 ^b .23 ^c	.64	1.25	1.08	.68
10. Me uno a las actividades que realizan los demás	-.00 ^a .25 ^b .15 ^c	.55 ^a .69 ^b .19 ^c	.04 ^a .43 ^b .27 ^c	.16 ^a .55 ^b .53 ^c	.05 ^a .30 ^b .30 ^c	.50	1.14	1.04	.65
11. Caigo bien entre mis compañeros/as	-.02 ^a .23 ^b .14 ^c	.76 ^a .77 ^b .11 ^c	-.15 ^a .32 ^b .15 ^c	.15 ^a .55 ^b .67 ^c	.01 ^a .21 ^b .34 ^c	.63	1.34	1.92	.65
12. Siento que tengo amigos	-.02 ^a .19 ^b .11 ^c	.77 ^a .71 ^b .10 ^c	-.12 ^a .30 ^b .15 ^c	.00 ^a .43 ^b .65 ^c	.04 ^a .18 ^b .22 ^c	.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 ^a .21 ^b .09 ^c	-.04 ^a .33 ^b .39 ^c	.57 ^a .66 ^b .56 ^c	.00 ^a .37 ^b .07 ^c	.24 ^a .50 ^b .07 ^c	.49	1.14	.69	.50
14. Reacciono para defender a un compañero/a del que hacen bromas o se meten con él/ella	.03 ^a .12 ^b .03 ^c	.10 ^a .44 ^b .10 ^c	.69 ^a .69 ^b .66 ^c	.00 ^a .30 ^b .19 ^c	-.10 ^a .22 ^b .08 ^c	.49	1.08	.74	.48
15. Cuando un compañero/a o amigo/a está triste, lo consuelo para que se sienta mejor	-.00 ^a .15 ^b .05 ^c	.07 ^a .42 ^b .19 ^c	.75 ^a .76 ^b .71 ^c	-.09 ^a .29 ^b .16 ^c	.00 ^a .32 ^b .02 ^c	.58	1.87	3.78	.70
16. Si veo que un compañero/a se siente solo, lo ayudo a integrarse a mi grupo de amigos/as	-.04 ^a .12 ^b .02 ^c	-.17 ^a .27 ^b .29 ^c	.71 ^a .69 ^b .64 ^c	.10 ^a .34 ^b -.01 ^c	.08 ^a .40 ^b .11 ^c	.50	.82	.22	.56
17. Ayudo a los compañeros/as que tienen algún problema físico (pierna escayolada, silla de ruedas, etc.) en su día a día	.04 ^a .22 ^b .13 ^c	-.00 ^a .39 ^b .24 ^c	.60 ^a .66 ^b .58 ^c	.08 ^a .38 ^b .11 ^c	.04 ^a .37 ^b .13 ^c	.45	.91	.36	.54
18. En las relaciones con mis amigos/as y compañeros de clase, siento que hago las cosas bien (me siento eficaz)	.10 ^a .35 ^b .28 ^c	.24 ^a .56 ^b .13 ^c	-.04 ^a .30 ^b .14 ^c	.55 ^a .66 ^b .33 ^c	-.10 ^a .25 ^b .52 ^c	.50	.94	.90	.70
19. En las relaciones con mis profesores/as, siento que hago las cosas bien (me siento eficaz)	-.03 ^a .27 ^b .16 ^c	-.10 ^a .36 ^b .37 ^c	.04 ^a .29 ^b .10 ^c	.76 ^a .73 ^b .09 ^c	.12 ^a .45 ^b .61 ^c	.55	.73	.02	.61
20. En las relaciones con mis familiares, siento que hago las cosas bien (me siento eficaz)	-.05 ^a .25 ^b .15 ^c	-.03 ^a .44 ^b .23 ^c	-.00 ^a .30 ^b .14 ^c	.83 ^a .76 ^b .16 ^c	-.06 ^a .33 ^b .67 ^c	.58	1.18	1.04	.62
21. En las relaciones con otros adultos o personas mayores, siento que hago las cosas bien (me siento eficaz)	.04 ^a .32 ^b .23 ^c	-.01 ^a .47 ^b .23 ^c	.13 ^a .41 ^b .26 ^c	.68 ^a .72 ^b .17 ^c	-.06 ^a .36 ^b .57 ^c	.53	1.17	1.47	.63

Tabla 1

Ítems y Dimensiones del Cuestionario Multidimensional de Competencia Social para Adolescentes con las comunalidades y cargas factoriales del análisis factorial exploratorio y los pesos factoriales estandarizados del análisis factorial exploratorio (R^2), valores de normalidad y curtosis y autovalores (*Cont.*)

Ítem	F1	F2	F3	F4	F5	Co.	N	C	R^2
22. Dejo trabajar a los demás sin molestarlos	.04 ^a .25 ^b .14 ^c	.12 ^a .29 ^b .55 ^c	.00 ^a .33 ^b .14 ^c	.01 ^a .38 ^b .14 ^c	.54 ^a .60 ^b .09 ^c	.38	1.28	1.32	.61
23. Pido la palabra y espero turno para hablar	.00 ^a .22 ^b .09 ^c	-.03 ^a .12 ^b .76 ^c	-.05 ^a .28 ^b .06 ^c	-.03 ^a .34 ^b -.01 ^c	.82 ^a .77 ^b .02 ^c	.60	.81	.18	.52
24. Cumplo las normas	-.02 ^a .23 ^b .09 ^c	-.18 ^a .17 ^b .83 ^c	-.11 ^a .28 ^b .03 ^c	.05 ^a .42 ^b .01 ^c	.88 ^a .84 ^b .10 ^c	.72	1.02	.47	.62
25. Respeto la opinión de los demás aunque no la comparta	.02 ^a .24 ^b .11 ^c	-.03 ^a .22 ^b .65 ^c	.21 ^a .47 ^b .28 ^c	-.03 ^a .37 ^b .02 ^c	.62 ^a .70 ^b .04 ^c	.52	1.38	1.54	.64
26. Cuido el material y las instalaciones del centro	-.05 ^a .24 ^b .10 ^c	.07 ^a .27 ^b .71 ^c	.03 ^a .39 ^b .17 ^c	-.00 ^a .42 ^b .09 ^c	.71 ^a .74 ^b .08 ^c	.56	1.72	2.95	.68
Autovalor	8.37	2.92	2.10	1.59	1.18				
$n = 823$									

Co.: comunalidades; F: factor; N: normalidad; C: curtosis.

^aCoefficientes patrón en método de rotación Promin.

^bCoefficientes de estructura en método de rotación Promin.

^cCoefficientes patrón en método de rotación Varimax.

ben la capacidad de regular la emoción, a través de la modificación cognitiva sobre la situación vinculada a la generación del sentimiento. El segundo factor, *ajuste social*, explicó un 11.26% de la varianza y estaba constituido por 8 ítems relativos a la percepción de aceptación social y amistad, así como la propia actitud de integración ante las interacciones sociales. El tercer factor, *conducta prosocial*, explicó el 8.10% de la varianza y estaba compuesto por 5 ítems que hacían alusión al ofrecimiento de distintos tipos de ayuda a los iguales. El cuarto factor, *eficacia social*, explicó un 6.12% de la varianza. Estaba compuesto por 4 ítems que hacían alusión a la percepción de eficacia del sujeto en diferentes relaciones sociales. El quinto y último factor, denominado *ajuste normativo*, explicó un 4.56% de la varianza y se compuso de 5 ítems que hacían alusión al cumplimiento de normas de convivencia generales y específicas del ámbito académico. Las comunalidades oscilaron entre .29 y .72; el ajuste social y normativo y la percepción de eficacia social fueron los factores que explicaron el mayor porcentaje de varianza de sus ítems (57, 55 y 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.

Los resultados del AFC desarrollado en la segunda submuestra ($n = 891$) corroboraron la estructura factorial sugerida por el AFE y mostró los siguientes índices de ajuste: $S-B\chi^2 = 870.81$ (289); $p = .000$; NNFI = .98; CFI = .98; SRMR = .05; RMSEA = .048; intervalo de confianza del 90% 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 se testaron y compararon con este. Específicamente, este modelo se comparó 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; intervalo de confianza del 90% de RMSEA, .140-.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; intervalo de confianza del 90% de RMSEA, .044-.051; ECVI = 1.34). Estos resultados confirmaron que el modelo de 5 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; intervalo de confianza del 90% de RMSEA, .046-.051; ECVI = .93). Además, los ítems mostraron elevadas cargas factoriales con bajos errores de medida (figura 1), siendo todos los pesos factoriales estandarizados mayores de .45 y estadísticamente significativos (Tabla 1).

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 con 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 estos (Tabla 2).

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* (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 conducta prosocial, dichas diferencias se encontraron entre las 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 los 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

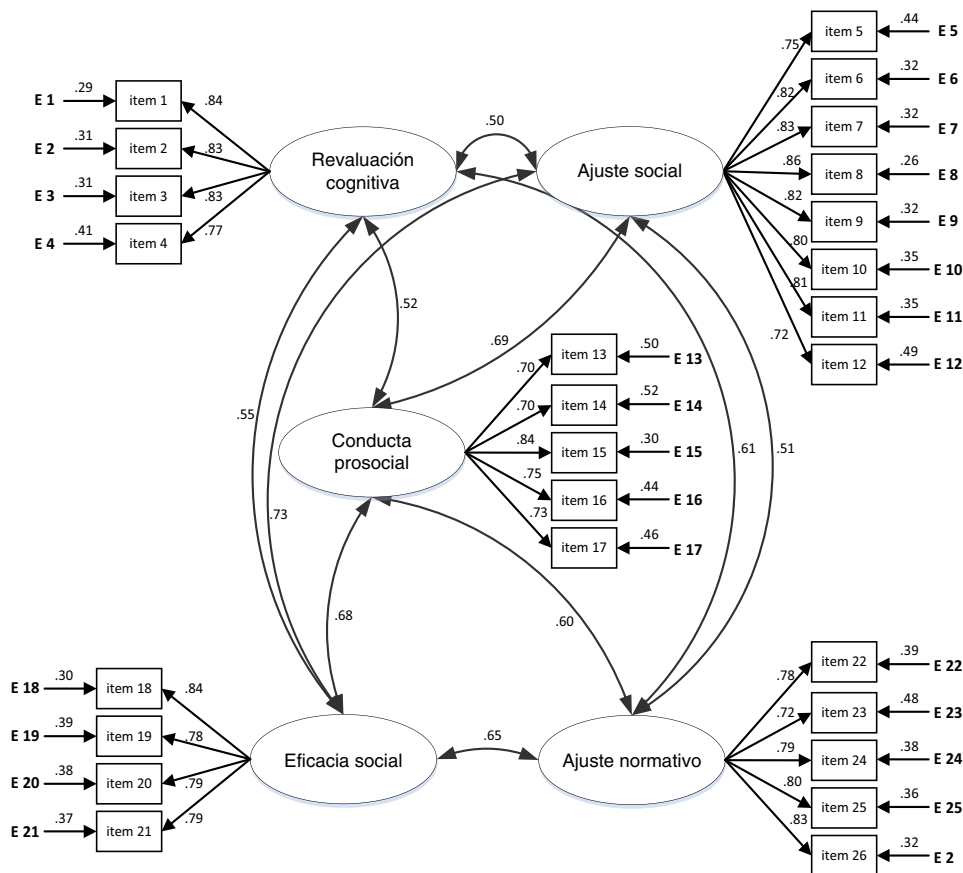


Figura 1. Coeficientes estandarizados de los análisis factoriales confirmatorios de los ítems del Cuestionario Multidimensional de Competencia Social para Adolescentes.

Tabla 2
Análisis de fiabilidad y validez del Cuestionario Multidimensional de Competencia Social para Adolescentes

	CP	RC	ES	AS	AN	Total
Fiabilidad compuesta	.86	.89	.87	.93	.88	–
Fiabilidad máxima (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 ^a	.357 ^a	.515 ^a	.696 ^a	.748 ^a	.706 ^a
VME	.55	.66	.64	.64	.61	–
Validez discriminante: varianza compartida (cuadrado de la correlación entre 2 factores) y media de la VME de 2 factores	CP-RC	RC-ES	ES-AS	AS-AN	AN-CP	
	(.26 frente a .60)	(.30 frente a .65)	(.53 frente a .64)	(.26 frente a .62)	(.36 frente a .58)	
	CP-ES	RC-AS	ES-AN	AS-CP	AN-RC	
	(.46 frente a .59)	(.25 frente a .65)	(.42 frente a .62)	(.47 frente a .59)	(.37 frente a .63)	

AN: ajuste normativo; AS: ajuste social; CP: conducta prosocial; ES: eficacia social; RC: revaluación cognitiva; VME: varianza media extractada.

^ap < .01.

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.

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, aunque son parte de su definición, no se habían incluido antes en otros instrumentos de competencia social 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).

Con 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 las normas. Además, mostraron bajo ajuste y eficacia social. La literatura previa tam-

Tabla 3Test H de Kruskal-Wallis sobre las diferencias de medias en las dimensiones de competencia social entre los implicados en *bullying*

Variable/rol de <i>bullying</i>	N	M	X ² (GL)	p	Comparación	U de Mann-Whitney	p	r
<i>Conducta prosocial</i>					NI-A	201818.00	.000	.14
No implicado	2383	5.57			NI-AV	451628.50	.000	.12
Agresor	239	4.97	104.09 (3)	.000	V-AV	134116.00	.000	.19
Víctima	739	5.63			A-V	59848.00	.000	.24
Agresor victimizado	472	5.15			A-AV	51183.50	.043	.07
<i>Revaluación cognitiva</i>								
No implicado	2349	4.96						
Agresor	235	4.66	18.78 (3)	.000				
Víctima	731	4.83			NI-V	492537.50	.001	.06
Agresor victimizado	465	4.72			NI-A	242632.00	.002	.06
<i>Eficacia social</i>								
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
Agresor victimizado	471	5.14			NI-A	236160.00	.000	.08
<i>Ajuste social</i>								
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
Agresor victimizado	459	4.98			NI-V	673159.00	.000	.14
<i>Ajuste normativo</i>								
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			A-V	56738.50	.000	.25
Agresor victimizado	465	5.13			A-AV	123403.50	.000	.22
					V-AV	49160.00	.037	.07

A: agresor; AV: agresor victimizado; NI: no implicado; V: víctima.

bién 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 se ha reconocido 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 explicarse 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 una 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. Con relación a esta última dimensión, los resultados parecen alertar-

nos 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 las conductas antisociales sean premiadas con el reconocimiento de los demás, mientras que los rasgos de conducta prosocial y adherencia a las normas de convivencia de las que se impregnan las víctimas las estén castigando al 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, mediante la evaluación de la propia percepción de eficacia social, ajuste social y normativo, conducta prosocial y estrategia de revaluación cognitiva, ofrece perfiles diferenciales de implicados y no implicados en acoso escolar.

Este trabajo tiene la limitación relacionada con la validez del cuestionario, que únicamente se ha analizado con una muestra española; 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 se propone realizar un estudio longitudinal que permita explicar la relación causal entre la competencia social y la implicación en este fenómeno violento.

Agradecimientos

Este trabajo se produjo en el marco de los siguientes proyectos: PRY040/14 (financiado por la Fundación Pública Andaluza Centro de Estudios Andaluces de la Consejería de la Presidencia, Junta de Andalucía) y EDU2013-44627-P (Plan Nacional de Investigación Científica, Desarrollo e Innovación Tecnológica). La primera autora agradece al Ministerio de Educación, Cultura y Deporte del Gobierno de España la concesión de la beca FPU (Formación de Profesorado Universitario).

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

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 Satorra, 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 Arense, 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, Estados Unidos.
- 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. En 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*. Madrid: 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