



Original

Acoso escolar en la adolescencia: impacto en el ajuste socio-emocional y conductual



Ildefonso Álvarez Marín ^{a,*}, Alicia Pérez-Albéniz ^b, Beatriz Lucas-Molina ^c, Vanesa Martínez Valderrey ^a, y Eduardo Fonseca-Pedrero ^b

^a Universidad Isabel I de Burgos

^b Universidad de La Rioja

^c Universitat de València

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 2 de diciembre de 2021

Aceptado el 23 de febrero de 2022

On-line el 11 de mayo de 2022

Palabras clave:

EBIP-Q

Acoso escolar

Autoestima

Depresión

Problemas conductuales

Problemas socio-emocionales

RESUMEN

El acoso escolar es una forma de agresión reiterada sobre una persona con intención de hacerle daño y partiendo de una situación de abuso de poder. El objetivo del presente trabajo ha sido estudiar la asociación entre el acoso escolar y el ajuste socioemocional y conductual en una muestra de 1777 adolescentes ($M = 15.71$ años, $DT = 1.26$, 54.1% mujeres), seleccionada mediante muestreo aleatorio estratificado por conglomerados. Para identificar los grupos objeto de estudio se ha administrado el *European Bullying Intervention Project Questionnaire* (EBIP-Q) y se han analizado sus propiedades psicométricas. El modelo dimensional de dos factores interrelacionados (*victimización* y *agresión*) muestra un buen ajuste a los datos, así como invarianza de medición en función del sexo. El coeficiente omega de las subescalas de *victimización* y de *agresión* ha sido .81 y .80, respectivamente. Se han encontrado diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de víctimas y no víctimas, y entre los de víctimas y agresores en *autoestima*, en síntomas de *depresión* y *dificultades emocionales y conductuales*. Las víctimas han obtenido puntuaciones menores en *autoestima* y mayores en síntomas de *depresión* y *dificultades emocionales y conductuales* que las no víctimas o que los agresores. El alumnado con comportamientos agresivos presenta más *problemas de conducta* que el no agresor y una menor *conducta prosocial* que el alumnado víctima de acoso. Estos hallazgos confirman las implicaciones negativas en el ajuste socioemocional y conductual del acoso escolar en los adolescentes víctimas y agresores, así como las adecuadas propiedades psicométricas del EBIP-Q.

© 2022 Universidad de País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Bullying in adolescence: Impact on socioemotional and behavioral adjustment

ABSTRACT

Keywords:

EBIP-Q

Bullying

Self-esteem

Depression

Behavioral problems

Socioemotional problems

Bullying is a form of repeated aggression towards a person with the intent to harm and is based on situations of abuse of power. The main goal of this study was to analyze the association between school bullying and the socioemotional and behavioral adjustment of adolescents involved in these situations as victims or aggressors. To identify the groups under study, the European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIP-Q) was administered. A sample was selected using the stratified random cluster sampling technique and consisted of 1777 (54.1% women, $M = 15.71$ years, $SD = 1.26$). The dimensional model of two interrelated factors (*victimization* and *aggression*) showed a good fit to the data, as well as measurement invariance by gender. The omega coefficient of the *victimization* and *aggression* subscales was .81 and .80, respectively. Statistically significant differences were found between victim and non-victim groups, and between victims and aggressors in *self-esteem*, *symptoms of depression*, and *emotional and behavioral difficulties*. The victims obtained lower scores in *self-esteem* and higher scores in *depression* and *emotional and behavioral difficulties* than the non-victims or aggressors. Bullies reported more

* Autor para correspondencia. Facultad de Humanidades y Ciencias Sociales. Fernán González, 76, 09003, Burgos. Tlf: (+34) (947) 671731 Ext. 3303.
Correo electrónico: ildefonso.alvarez@ui1.es (I. Álvarez Marín).

conduct problems than non-bullies and less *prosocial behavior* than bullied students. These findings corroborate the negative implications in the socioemotional and behavioral adjustment of bullying in adolescent victims and aggressors, and the adequate psychometric quality of the EBIP-Q scores as a tool for its evaluation.

© 2022 Universidad de País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

Cuando se habla de situaciones de acoso escolar presencial se está infiriendo una forma de maltrato entre iguales determinada por un claro abuso de poder (Olweus, 1998) que se caracteriza por (1) la presencia de una persona que es víctima del acoso ejercido por uno o varios compañeros o compañeras; (2) quienes la agredean de diferentes maneras; (3) de forma sostenida en el tiempo; (4) con la intencionalidad de causar daño; (5) habiendo una relación de desigualdad de poder entre la persona que ejerce la agresión y la víctima; (6) que provoca una situación de dominio sobre la víctima debido a la frecuente exposición a las conductas de violencia; y (7) que se extiende a lo largo del tiempo más allá de la situación de acoso por consecuencia del miedo residual que sufre la víctima (Garaigordobil, 2017; Salmivalli, 2010).

La prevalencia de estas conductas es heterogénea y varía, entre otros aspectos, en función de las características de la muestra que configura el estudio, la definición de acoso, o los instrumentos de medida administrados. Las cifras oscilan desde el 2.5% de adolescentes que afirma haber participado de forma habitual en circunstancias de acoso escolar como víctima o como agresor, hasta el 90% que refiere haberlo hecho al menos una vez (Esteller-Cano et al., 2021; León-Pérez et al., 2019; Miranda et al., 2019). En cualquier caso, las graves implicaciones asociadas a este tipo de comportamientos para todas las personas involucradas, pero muy especialmente para las víctimas, ha provocado una mayor concienciación respecto a su relevancia en todos los escenarios en los que se desarrolla (Moore et al., 2017).

Para conocer la prevalencia del acoso escolar, estudiar los posibles factores de riesgo y protección y comprobar la eficacia de los programas de intervención se requieren instrumentos de medida adaptados a las características de la población y que cuenten con adecuadas propiedades psicométricas (Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2019). Un instrumento que ha sido validado en el contexto español es el *European Bullying Intervention Project Questionnaire* (EBIP-Q) (Brighi et al., 2012). Es un autoinforme compuesto por un número reducido de ítems, que mide los principales tipos de acoso establecidos en la literatura y que permite identificar tres perfiles de participación en el acoso escolar: víctimas, agresores y víctimas-agresores (Ortega-Ruiz et al., 2016). Estudios previos han encontrado adecuados niveles de fiabilidad del EBIP-Q (Feijóo, O'Higgins-Norman et al., 2021; Lázaro-Visa et al., 2019). Su estructura interna se explica por dos factores relacionados: *victimización y agresión* (Corral-Pernía et al., 2018; Feijóo, Foody et al., 2021; Rey et al., 2019). Los indicadores a nivel de contenido recogidos mediante sus ítems, su brevedad y su calidad psicométrica indican que el EBIP-Q puede ser un instrumento adecuado para el estudio del acoso escolar. Sin embargo, los estudios citados han analizado los resultados de muestras no aleatorias o no han comprobado la invarianza de la medida. Asimismo, hasta donde conocemos, no existen estudios que analicen la relación entre la pertenencia a un perfil (sea de víctima o agresor) derivada del EBIP-Q y otras variables asociadas al acoso escolar. En este sentido, parece necesario subrayar que, para poder identificar e intervenir sobre las conductas de acoso escolar resulta indispensable conocer sus implicaciones tanto en las personas que son víctimas, como en las agresoras. Schoeler et al. (2018) asumen que ser víctima de acoso escolar influye en la emocionalidad de los y las adolescentes y disminuye

su *autoestima*. En el estudio llevado a cabo por Kowalski y Limber (2013) se han obtenido correlaciones estadísticamente significativas de signo positivo entre el acoso escolar y la *ansiedad*, la *depresión* y los *problemas de salud*, tanto en el alumnado victimizado como en el agresor. La revisión de la literatura que estudia la relación entre acoso escolar y *depresión* permite observar mayores niveles de *sintomatología depresiva* en las víctimas (Brunstein Klomek et al., 2010; Katsaras et al., 2018). En las investigaciones llevadas a cabo por Navarro et al. (2019) y Llorent et al. (2021), entre otros, se ha evidenciado la asociación entre acoso escolar y *problemas emocionales* en las víctimas. Algunos estudios han mostrado que ser víctima de acoso escolar reduce el *bienestar subjetivo* (Baier et al., 2019; Schoeler et al., 2018); otras investigaciones señalan que el *bienestar subjetivo* media en la relación que se establece entre el acoso escolar y la *ideación suicida* (Lucas-Molina et al., 2018). Por otro lado, el alumnado agresor presenta más *problemas de conducta* que el no agresor y una menor *conducta prosocial* que el alumnado víctima de acoso. Estos hallazgos son coherentes con los obtenidos en estudios precedentes que muestran cómo el nivel en habilidades sociales relacionadas con la resolución de conflictos es un predictor positivo de la agresión discriminatoria (Rodríguez-Hidalgo et al., 2021) y con otros que señalan la existencia de una relación positiva entre la gravedad de los actos de acoso de los y las adolescentes y una menor conexión social con familiares e iguales (Arango et al., 2016) y de una relación negativa entre acoso escolar y ajuste normativo y social en el alumnado agresor con respecto al no involucrado en situaciones de acoso (García Fernández et al., 2015).

Dentro de este contexto de investigación, el presente estudio tiene como objetivo analizar la asociación entre el acoso escolar y el ajuste socioemocional y conductual de las y los adolescentes implicados en situaciones de acoso. Para identificar a los grupos de víctimas y de agresores se ha administrado el *European Bullying Intervention Project Questionnaire* (EBIP-Q) y se han estudiado sus propiedades psicométricas. A partir de estos objetivos generales, se establecen los siguientes objetivos secundarios: (1) examinar la estructura interna que subyace a las puntuaciones del EBIP-Q y comprobar la invarianza de medición en función del sexo; (2) analizar la fiabilidad de las puntuaciones EBIP-Q; (3) estudiar la relación de las puntuaciones del EBIP-Q con otros indicadores psicométricos de ajuste conductual y socio-emocional; y (4) observar las diferencias de medias en las puntuaciones del EBIP-Q en función de los perfiles de los y las participantes.

Método

Participantes

La selección de la muestra se ha realizado mediante muestreo aleatorio estratificado por conglomerados a nivel de aula. La población la componen aproximadamente quince mil estudiantes de la Comunidad Autónoma de La Rioja. Para la creación de los estratos se han utilizado como criterios el tipo de centro (público o privado-concertado), la etapa escolar (Educación Secundaria Obligatoria, Bachillerato y Formación Profesional), y el área geográfica del centro (Rioja Baja, Rioja Media y Rioja Alta). La probabilidad de elección de cada aula ha dependido del número de estudiantes matriculados. En total han participado en el estudio 31 centros de

enseñanza y 98 aulas. Han respondido los cuestionarios un total de 1972 estudiantes con un rango de edad comprendido entre los 14 y los 30 años. Después de excluir de la muestra los estudiantes con edades superiores a los 19 años y los que han presentado puntuaciones elevadas en la escala de detección de respuestas azarosas o pseudoazarosas, INF-OV revisada (Fonseca-Pedrero et al., 2019), la muestra final objeto de estudio ha quedado configurada por 1777 estudiantes, 54.1% mujeres. Su edad está comprendida entre los 14 y los 18 años ($M = 15.71$ años, $DT = 1.26$). Con la finalidad de llevar a cabo el estudio de validación cruzada se ha dividido aleatoriamente la muestra en dos submuestras. En la primera submuestra ($n = 889$) la media de edad es 15.70 años ($DT = 1.25$) (54.24% mujeres), y en la segunda 15.72 años ($DT = 1.27$) (54.05% mujeres). No se han encontrado diferencias estadísticamente significativas en función del sexo ($\chi^2 = 0.005$, $p = .945$) ni la edad ($t = .34$, $p = .738$) entre las dos submuestras.

Instrumentos

European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIP-Q) (Brighi et al., 2012; versión española Ortega-Ruiz et al., 2016). Evalúa la implicación en situaciones de acoso escolar, tal como se ha definido anteriormente. Está compuesto por 14 ítems tipo Likert con cinco opciones de respuesta (0 = nunca, 1 = una vez o dos veces, 2 = una vez o dos veces al mes, 3 = alrededor de una vez por semana y 4 = más de una vez a la semana). Los siete primeros ítems recogen conductas relacionadas con la *victimización* y los siete siguientes con *comportamientos agresivos*. El alumnado ha de señalar la frecuencia en la que ha participado en cada una de estas situaciones en los últimos dos meses. Para evaluar ambas dimensiones los ítems se refieren a acciones como golpear, insultar, amenazar, robar, ignorar a la persona o difundir rumores (Ortega-Ruiz et al., 2016). En el presente estudio, siguiendo los criterios de Del Rey et al. (2015), se identifican como víctimas los y las participantes que han sido objeto de alguna de las siete conductas de *victimización* con una frecuencia mínima de una vez o dos al mes y que no han cometido ninguna conducta de acoso con una frecuencia mínima de una o dos veces al mes. Para categorizar el perfil de *agresor* se han identificado los y las participantes que han sido agresores con alguna de las siete conductas con una frecuencia mínima de una vez o dos al mes y que no han sufrido ninguna conducta de acoso con una frecuencia mínima de una o dos veces al mes.

Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) (Rosenberg, 1965; versión española Vázquez Morejón et al., 2004). Se trata de un autoinforme que evalúa la autoestima. Está compuesto por 10 ítems que se responden siguiendo una escala tipo Likert de cuatro puntos (1 = casi nunca, 4 = casi siempre) en la que la puntuación más alta indica mejor *autoestima* o *autoestima* positiva. Se ha empleado la versión española cuyas propiedades psicométricas han sido analizadas en estudios previos (Oliva et al., 2011; Rosenberg y Owens, 2001).

Escala breve para la Evaluación de la Depresión en Adolescentes de Reynolds (Reynolds Adolescent Depression Scale- Short form; RADS-SF) (Reynolds, 2004; versión española Figueiras-Masip et al., 2008). Es un autoinforme utilizado para la evaluación de la *síntomatología depresiva* en adolescentes con edades comprendidas entre los 12 y los 18 años. Consta de 10 afirmaciones en formato de respuesta tipo Likert de cuatro opciones (1 = casi nunca, 4 = casi siempre) correspondientes a las cuatro escalas de la versión original: *anhedonia* (ítem 1), *quejas somáticas* (ítem 22 y 28), *autoevaluación negativa* (ítems 14, 19, 20 y 30) y *disforia* (ítems 3, 6 y 7). La puntuación final en la escala equivale a la suma de las puntuaciones en cada uno de los ítems. La RADS-SF ha sido ampliamente utilizada presentando adecuadas propiedades psicométricas en adolescentes españoles (Fonseca-Pedrero et al., 2010; Ortúñoz-Sierra et al., 2017).

Cuestionario de Capacidades y Dificultades (Strengths and Difficulties Questionnaire, SDQ) versión autoinformada (Goodman, 1997; versión española Ortúñoz-Sierra et al., 2016). Es un instrumento que valora las dificultades conductuales y emocionales, así como la valoración de capacidades en el ámbito social. Se emplea como herramienta de cribado y análisis epidemiológico del estado de salud mental en población infanto-juvenil. Está compuesta por 25 ítems con un formato de respuesta tipo Likert de tres opciones (0 = no, nunca, 1 = a veces, 2 = sí, siempre). Se estructura en cinco subescalas con cinco ítems cada una: *problemas emocionales*, *problemas de conducta*, *hiperactividad*, *problemas con compañeros* y *conducta prosocial*. Con la suma de las puntuaciones en las cuatro primeras subescalas se obtiene la puntuación total en *dificultades*. En la subescala de *conducta prosocial*, una puntuación menor indica un peor ajuste en el comportamiento.

Escala Oviedo de Infrecuencia de Respuesta-Revisada (INF-OV-R) (Fonseca-Pedrero et al., 2009; Fonseca-Pedrero et al., 2019). Se ha administrado a los participantes para detectar a quienes han respondido de manera aleatoria, pseudoaleatoria o deshonesta a los diferentes instrumentos de medida. La INF-OV-R es un autoinforme compuesto por 10 ítems en un formato de escala tipo Likert de 5 puntos (1 = completamente en desacuerdo a 5 = completamente de acuerdo). Los participantes con dos o más respuestas incorrectas en la escala INF-OV-R han sido eliminados de la muestra.

Procedimiento

En un primer momento se ha contactado con la dirección de los centros seleccionados. Posteriormente se ha solicitado el consentimiento informado de las familias del alumnado. La administración de los cuestionarios se ha llevado a cabo de forma colectiva en grupos de 15 a 25 estudiantes. Los investigadores encargados de aplicar los cuestionarios han sido instruidos de acuerdo con un protocolo y unas normas a cumplir durante y después del proceso. Se ha recogido el consentimiento informado de todos los y las participantes y se ha informado al alumnado de la voluntariedad de su participación y de la confidencialidad de sus respuestas. El estudio ha contado con la aprobación del Comité Ético de Investigación Clínica de La Rioja (CEICLAR).

Análisis de datos

En primer lugar, se han calculado los estadísticos descriptivos de los ítems. En segundo lugar, se ha realizado un estudio de validación cruzada, dividiendo aleatoriamente la muestra total en dos submuestras. Al utilizar el método Solomon (Lorenzo-Seva, 2021) para la obtención de dos submuestras equivalentes, el KMO de la primera submuestra ha sido .834 y el de la segunda .828 con lo que el índice de communalidad S ha resultado .992. Los valores de MSA de todos los ítems son superiores a .76. En la primera submuestra se ha llevado a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) a través del método Minimun Rank Factor Analysis con rotación Promin (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2019). Las cargas factoriales se han estimado a partir de la matriz de correlaciones policóricas (Ferrando et al., 2022). Para determinar el número de dimensiones subyacentes se ha empleado el procedimiento de implementación óptima del Análisis Paralelo. En la segunda submuestra se ha realizado un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Dada la ausencia de multinormalidad de los datos (coeficiente de Mardia = 641.16) y la naturaleza ordinal de los ítems se ha recurrido al método de estimación de mínimos cuadrados con ponderación diagonal (DWLS) basado en la matriz de correlaciones policóricas (Ferrando et al., 2022). La hipótesis formulada en el AFC se ha apoyado en las características del cuestionario, estructurado en dos dimensiones relacionadas: *victimización* y *agresión* y en la literatura consultada (Gómez-Ortiz et al., 2017; Lázaro-Visa et al., 2019; Ortega-Ruiz et al., 2016). Los índices de bondad de ajuste

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de los ítems del European Bullying Intervention Project Questionnaire

Ítems		M	DT	Simetría	Curtosis
V1	Alguien me ha golpeado, me ha pateado o me ha empujado	0.23	0.64	3.52	14.04
V2	Alguien me ha insultado	0.84	1.13	1.36	1.11
V3	Alguien les ha dicho a otras personas palabras sobre mí porque quieren hacerme daño	0.74	1.00	1.42	1.55
V4	Alguien me ha amenazado	0.19	0.58	3.87	17.50
V5	Alguien me ha robado o ha dañado mis cosas	0.17	0.50	3.67	16.28
V6	Otras personas me han dejado de lado	0.29	0.74	3.20	11.10
V7	Alguien ha dicho a otras personas chismes sobre mí	0.51	0.86	2.01	4.56
A8	He golpeado, pateado o empujado a alguien	0.23	0.62	3.42	13.81
A9	He insultado o he dicho palabras a alguien porque quiero hacerle daño	0.68	0.99	1.64	2.40
A10	He dicho a otras personas palabras sobre alguien porque quiero hacerle daño	0.54	0.86	1.73	2.84
A11	He amenazado a alguien	0.15	0.50	4.18	20.72
A12	He robado o dañado alguna cosa de alguien	0.10	0.40	5.26	35.12
A13	He dejado de lado a alguien (he ignorado)	0.23	0.59	3.44	14.47
A14	He dicho a otras personas chismes sobre alguien	0.20	0.55	3.58	15.48

Nota. V = ítems victimización; A = ítems agresión; M = media; DT = desviación típica.

utilizados han sido el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y su intervalo confidencial al 90%, y la raíz cuadrática media residual ponderada (SRMR). Para que exista un buen ajuste de los datos al modelo, los valores de CFI y TLI deberían ser superiores a .95 y los valores RMSEA inferiores a .08 para un ajuste razonable e inferiores a .05 para un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999). Paralelamente se analiza la invarianza de medición en función del sexo. La existencia de invarianza configural implica que la estructura factorial es la misma en los grupos de participantes comparados. La invarianza métrica indica que las cargas factoriales no difieren entre los grupos (Byrne, 2008) y se centra en las variables observadas. A la hora de elegir el tipo de invarianza que cumplen los datos, cuando el cambio en el índice CFI de un modelo menos restrictivo a otro más restrictivo es igual o menor de .01, se admiten las nuevas restricciones y se pasa a analizar el siguiente nivel de invarianza. Posteriormente se procede a la estimación de la fiabilidad de las puntuaciones de los instrumentos de medida mediante los coeficientes Alfa de Cronbach y Omega de McDonald y calculando la fiabilidad compuesta y la varianza media extraída. De cara a observar las implicaciones del acoso escolar se computan las correlaciones de Pearson entre las puntuaciones de los diferentes instrumentos y se aplica la prueba *t* de Student de contraste de medias para grupos independientes con el fin de comprobar si existen diferencias estadísticamente significativas entre los grupos: víctimas - no víctimas, agresores - no agresores, y víctimas - agresores en las variables socioemocionales. Como estimación del tamaño del efecto, se utiliza la *d* de Cohen. Se han empleado los programas estadísticos Factor 12, SPSS 24 y JASP 0.14.

Resultados

Estadísticos descriptivos de los ítems

En la Tabla 1 se presentan la media, desviación típica, asimetría y curtosis de los ítems del EBIP-Q.

Evidencias de estructura interna: análisis factorial exploratorio y confirmatorio

En el EFA llevado a cabo con la primera submuestra el índice de esfericidad de Bartlett es 8213.2 ($p < .001$). Los índices de bondad de ajuste utilizados han sido CFI = .96, TLI = .95, RMSEA = .075 (90% IC = .050 - .080) y SRMR = .057. El primer factor explica un 46.64% de varianza (eigenvalue = 6.53) y el segundo un 10.70% (eigenvalue = 1.50). La implementación óptima del análisis paralelo aconseja la extracción de dos factores que han explicado el 57.34% de la varianza total. El primer factor se ha denominado *victimización* y el

Tabla 2

Cargas factoriales estimadas para el análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio

Ítems	EFA Cargas factoriales		CFA Cargas factoriales estandarizadas	
	F I	F II	F I	F II
V1	.47	.25		.32
V2	.23	.61		.87
V3	-.14	.98		.77
V4	.18	.61		.34
V5	.16	.41		.21
V6	-.25	.82		.29
V7	-.15	.88		.51
A1	1.07	-.26		.35
A2	.72	.14		.76
A3	.39	.32		.52
A4	.86	-.06		.29
A5	.62	.04		.17
A6	.31	.26		.24
A7	.24	.40		.26

segundo *agresión*. La correlación entre los dos factores ha sido .70 ($p < .01$). Las cargas factoriales estimadas para esta solución factorial se recogen en la Tabla 2. Como se puede observar, algunos ítems alcanzan cargas factoriales superiores a .25 en los dos factores. El modelo unidimensional sometido a prueba en el AFC con la segunda submuestra ($n = 888$) presenta los siguientes índices de ajuste: CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = .047 (90% IC = .040 - .054) y SRMR = .095. En el modelo bidimensional los índices de ajuste son CFI = .97, TLI = .97, RMSEA = .031 (90% IC = .023 - .039) y SRMR = .070. Las cargas factoriales estandarizadas resultantes para este modelo bidimensional se presentan en la Tabla 2. Todas son estadísticamente significativas ($p < .01$). La evaluación del ajuste de los datos a una solución unidimensional se ha llevado a cabo mediante los índices ofrecidos por el programa Factor (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2018), UniCo = .940, ECV = .786 y MIREAL = .266. El índice I-REAL supera el valor de .30 en 6 de los ítems del cuestionario.

El análisis de la invarianza en función del sexo presenta índices de ajuste satisfactorios para el modelo configural: GFI = .97, CFI = .99, RMSEA = .019. Al someter a prueba el modelo de invarianza métrica y comparar sus resultados con el configural (M0) se han encontrado diferencias superiores a 0.01 Δ CFI entre ambos modelos (Δ SB- $\chi^2 = 183.1$, $\Delta gl = 12$, $\Delta CFI = .39$). Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 3.

Fiabilidad de las puntuaciones

La Tabla 4 recoge la fiabilidad de las puntuaciones, estimadas tanto con el Alfa de Cronbach como con el Omega de McDonald. En

Tabla 3

Índices de bondad de ajuste de los modelos de invariancia en función del sexo

Modelo	GFI	CFI	RMSEA	IC 90%	SB- χ^2	gl	Δ SB- χ^2	Δ gl	Δ CFI
Invariancia configural	.96	.99	.015	0 - .027	166.78	152			
Invariancia métrica	.93	.95	.040	.032 - .048	281.22	164	114.44	12	.04
Invariancia escalar	.92	.95	.050	.043 - .057	368.04	176	86.82	12	.00
Invariancia estricta	.94	.90	.053	.046 - .060	425.28	190	57.24	14	.05

Tabla 4

Fiabilidad de las puntuaciones de los instrumentos de medida

	α	ω	Fiabilidad Compuesta	Varianza Media Extraída
EBIP-Q	.84	.86		
EBIP-Q Victimizería	.78	.81	.80	.42
EBIP-Q Agresión	.78	.80	.80	.42
EAR	.88	.89		
RADS-SF	.83	.84		
SDQ-Total	.74	.75		
SDQ-PREM	.71	.71	.72	.34
SDQ-PRCD	.49	.50	.50	.19
SDQ-PRCM	.63	.62	.63	.26
SDQ-HIP	.57	.58	.57	.22
SDQ-PROS	.53	.54	.53	.20

Nota. EBIP-Q = European Bullying Intervention Project Questionnaire; EAR = Escala de Autoestima de Rosenberg; RADS-SF = Reynolds Adolescent Depression Scale- Short form; SDQ total = Strengths and Difficulties Questionnaire, puntuación total de dificultades; SDQ-PREM = Dificultades emocionales; SDQ-PRCD = Problemas de conducta; SDQ-PRCM = Problemas con compañeros; SDQ-HIP = Hiperactividad; SDQ-PROS = Conducta prosocial.

el caso de las subescalas del EBIP-Q y SDQ se ha obtenido también la fiabilidad compuesta y la varianza media extraída.

Relación entre acoso escolar y ajuste socioemocional y conductual

En la [Tabla 5](#) se presentan las correlaciones de Pearson entre las puntuaciones de los instrumentos de medida utilizados. Las subescalas del EBIP-Q, *victimería* y *agresión*, muestran el mismo patrón; por un lado, correlacionan de forma estadísticamente significativa y positiva con *problemas emocionales*, *problemas de conducta*, *hiperactividad*, *problemas con compañeros* y con *síntomas depresivos* y, por otro, de forma estadísticamente significativa y negativa con *autoestima* y *conducta prosocial*.

Con el fin de analizar el posible efecto diferencial de los perfiles (victima y agresor) de acoso escolar en *autoestima*, *síntomas de depresión* y *dificultades emocionales y conductuales* se comparan tres pares de grupos: (1) alumnado víctima y no víctima, (2) alumnado agresor y no agresor; y, por último, (3) alumnado víctima y agresor. A continuación, se llevan a cabo contrastes de medias. Los resultados de los análisis realizados se recogen en la [Tabla 6](#).

El grupo de alumnado víctima de acoso presenta puntuaciones medias significativamente más bajas en *autoestima*, así como significativamente más altas en *síntomas de depresión* y *dificultades conductuales, emocionales y con los compañeros*, en comparación con los y las participantes no víctimas y con aquellos del grupo de agresores. Asimismo, alcanza puntuaciones medias significativamente más altas en *hiperactividad* que el grupo no víctima. Por su parte, el grupo de alumnado agresor obtiene puntuaciones medias significativamente más bajas en *conducta prosocial* en comparación tanto con el grupo no agresor como con el grupo víctima y presenta puntuaciones medias significativamente más altas en *problemas conductuales* que el grupo no agresor. Los tamaños del efecto encontrados son moderados.

Discusión

El objetivo del presente trabajo ha sido estudiar la asociación entre el acoso escolar y el ajuste socioemocional y conductual en una muestra representativa de adolescentes de la población general. Para poder identificar los grupos objeto de estudio se ha administrado el EBIP-Q y se han examinado sus propiedades

psicométricas. Respecto a las evidencias de estructura interna, los resultados alcanzados ponen de manifiesto que la estructura bifactorial presenta un ajuste adecuado. Los siete primeros ítems se agrupan en el factor *victimería* y los siete siguientes en el factor *agresión*. Por otro lado, se ha demostrado la invariancia configural en función del sexo, aspecto no analizado en estudios previos; esto permite afirmar que la estructura factorial encontrada es similar en los subgrupos analizados. Futuros estudios específicamente centrados en el análisis de las propiedades psicométricas del EBIP-Q podrían dirigirse a examinar la invariancia métrica parcial para determinar si existe algún ítem concreto que incumpla los niveles más restrictivos de invariancia ([Shorey et al., 2019](#)). En cuanto a la fiabilidad de las puntuaciones, los valores de los coeficientes de consistencia interna de las puntuaciones de las dos subescalas EBIP-Q son satisfactorios ([Prieto y Delgado, 2010](#)). La fiabilidad compuesta de las subescalas del EBIP-Q también es pertinente aunque los valores de varianza media extractada quedan por debajo de los esperados ([Angelo et al., 2019](#)).

También se ha analizado la asociación entre acoso escolar y diferentes indicadores de ajuste socio-emocional como *autoestima*, *comportamiento prosocial*, *síntomas de depresión* y *dificultades emocionales, conductuales y sociales*. La relación que existe entre las puntuaciones en *victimería* y *agresión* y estas variables está apoyada por la literatura científica ([Menesini y Salmivalli, 2017](#); [Twardowska-Staszek et al., 2018](#)). Estudios previos han indicado que los y las adolescentes que sufren acoso escolar presentan baja *autoestima* ([Estévez López et al., 2006](#); [Oñate y Piñuel, 2006](#)) causada en ocasiones por la autopercepción de una baja competencia ([Menéndez Santurio et al., 2020](#)); en las investigaciones longitudinales, el acoso escolar antecede en gran medida a la aparición de sus síntomas ([Moore et al., 2017](#)). Teniendo en cuenta la elevada prevalencia del acoso escolar ([Esteller-Cano et al., 2021](#); [León-Pérez et al., 2019](#); [Menesini, 2019](#)), experimentarlo se convierte en un factor de riesgo en el desarrollo de trastornos psicológicos en el momento en el que se sufre y durante el resto de la vida de las víctimas ([Baier et al., 2019](#); [Múzquiz et al., 2021](#)). La *sintomatología depresiva* se asocia a ser víctima de acoso escolar ([Brunstein Klomek et al., 2019](#)). En el presente estudio los resultados encontrados están en la misma línea: las víctimas obtienen puntuaciones significativamente más altas que las no víctimas en *síntomas de depresión*. De igual manera, en referencia a los *problemas emocionales y conductuales* que

Tabla 5

Correlaciones de Pearson entre acoso escolar y ajuste socio-emocional y conductual

Variable	EBIP-Q Victimización	EBIP-Q Agresión	EAR	RADS-SF	iSDQ-Total	SDQ-PREM	SDQ-PRCD	SDQ-PRCM	SDQ-HIP
EBIP-Q Agresión	.47**								
EAR	-.27**	-.08**							
RADS-SF	.34**	.18**	-.72**						
SDQ	.36**	.22**	-.58**	.68**					
SDQ-PREM	.21**	.04	-.61**	.64**	.74**				
SDQ-PRCD	.26**	.31**	-.22**	.36**	.64**	.19**			
SDQ-PRCM	.33**	.10**	-.36**	.50**	.55**	.35**	.20**		
SDQ-HIP	.19**	.16**	-.27**	.27**	.68**	.23**	.44**	.05**	
SDQ-PROS	-.10**	-.18**	.10**	-.21**	-.18**	.03	-.28**	-.15**	-.14**

Nota. EBIP-Q = European Bullying Intervention Project Questionnaire; EAR = Escala de Autoestima de Rosenberg; RADS-SF = Reynolds Adolescent Depression Scale- Short form; SDQ total = Strengths and Difficulties Questionnaire, puntuación total de dificultades; SDQ-PREM = Dificultades emocionales; SDQ-PRCD = Problemas de conducta; SDQ-PRCM = Problemas con compañeros; SDQ-HIP = Hiperactividad; SDQ-PROS = Conducta prosocial.

* $p \leq .05$.** $p \leq .01$.**Tabla 6**

Comparaciones de medias entre grupos de víctimas y agresores

Grupo	Víctima		No-víctima		Agresor		No-agresor		Víctima		Agresor							
	Variable	M	DT	M	DT	t	d	M	DT	t	d	M	DT	t	d			
EAR	28.88	5.74	31.28	5.39	-7.09*	-0.44	31.26	5.21	30.82	5.56	0.88	0.08	28.88	5.74	31.26	5.21	-4.08*	-0.43
RADS-SF	17.88	4.96	16.03	4.25	6.17*	0.401	16.60	4.16	16.34	4.46	0.06	0.06	17.88	4.96	16.60	4.16	2.59*	0.27
SDQ-total	12.76	5.22	10.55	4.98	7.10*	0.43	11.12	4.49	10.93	5.14	0.39	0.04	12.76	5.23	11.12	4.49	3.15*	0.33
SDQ-PREM	4.21	2.56	3.26	2.34	6.05*	0.39	3.29	2.39	3.44	2.40	-0.67	-0.06	4.21	2.56	3.29	2.39	3.49*	0.36
SDQ-PRCD	1.80	1.40	1.72	1.58	1.04	0.06	2.07	1.56	1.70	1.54	2.56*	0.24	1.81	1.40	2.07	1.56	-1.74	-0.18
SDQ-PRCM	1.98	2.00	1.31	1.42	5.72*	0.39	1.24	1.27	1.44	1.58	-1.73	-0.14	1.98	2.00	1.24	1.27	4.71*	0.444
SDQ-HIP	4.77	2.13	4.27	2.16	3.73*	0.23	4.52	1.94	4.34	2.18	0.86	0.08	4.77	2.13	4.52	1.94	1.16	0.12
SDQ-PROS	8.59	1.39	8.56	1.42	.41	0.03	8.09	1.65	8.60	1.39	-3.41*	-0.33	8.59	1.39	8.09	1.65	3.04*	0.33

Nota. M = Media; DT = Desviación típica; 1 = grupo 1; 2 = grupo 2; d = d de Cohen.

* $p \leq .05$.

presentan las víctimas, su puntuación media en el cuestionario SDQ es significativamente mayor que la del grupo de no-víctimas o la del grupo de agresores. Los resultados indican asimismo que la pertenencia al perfil de agresor se asocia igualmente a dificultades de diferente naturaleza. El alumnado agresor presenta más *problemas de conducta* que el no agresor y una menor *conducta prosocial* que el alumnado víctima de acoso y que el no agresor. Esto es coherente con investigaciones precedentes; los problemas que tienen algunos estudiantes para establecer relaciones sociales se asocian a su participación en conductas de acoso escolar (Volk et al., 2014); la baja tolerancia a la frustración o las distorsiones cognitivas que experimenta el alumnado acosador durante el procesamiento de información social están relacionadas con su conducta agresiva (Tejada et al., 2021). Como señalan otras investigaciones, es un mito que el alumnado agresor no sufra de *depresión* o de *problemas psicológicos de salud* (Thomas et al., 2018) al igual que el alumnado acosado.

No obstante, la interpretación de los resultados obtenidos está condicionada por las limitaciones inherentes a este tipo de investigaciones. En primer lugar, no hay que olvidar que los datos se han obtenido mediante autoinformes. El efecto que la desabilidad social puede tener sobre las respuestas emitidas por los y las participantes puede influir en la veracidad de sus contestaciones. En segundo lugar, aunque la muestra es amplia y representativa, pertenece a una comunidad autónoma española (La Rioja), aspecto que limita la generalización de los resultados obtenidos. En tercer lugar, la naturaleza transversal del estudio impide hacer inferencias de causa-efecto. Por último, los bajos índices de fiabilidad encontrados en las subescalas del SDQ indican que hay que tomar con cautela los resultados obtenidos utilizando estas subescalas.

La administración de instrumentos de medida, como el EBIP-Q, con el propósito de identificar de forma temprana y fiable a los grupos con alto riesgo de sufrir acoso o de ejercerlo, permitirá desarrollar intervenciones preventivas que ayuden a mitigar o evitar el impacto del acoso escolar tanto en víctimas como en

agresores (Ortuño-Sierra et al., 2016) en contextos educativos. Futuros estudios longitudinales resultarán útiles para analizar el efecto de intervenciones encaminadas a la reducción de las conductas de acoso y sus consecuencias asociadas en los centros escolares. Los resultados alcanzados mediante el análisis del acoso escolar *offline* o presencial invitan a llevar a cabo un estudio similar centrado en las conductas propias del acoso escolar *online* o ciberbullying y una comparación entre ambas formas de acoso. Se considera relevante indagar sobre sus características diferenciales, sobre su posible ocurrencia en el mismo espacio temporal y acerca de sus efectos sobre el bienestar psicológico de las y los adolescentes implicados. (Olweus, 2012; Ortega-Ruiz et al., 2016).

Financiación

Esta investigación ha sido financiada por las Ayudas Fundación BBVA a Equipos de Investigación Científica 2017 y cofinanciada con fondos FEDER en el PO FEDER de La Rioja 2014-2020 (SRS 6FRSABC026).

Referencias

- Angelo, D. L., Neves, A., Correa, M., Sermarino, M., Zanetti, M., y Brandão, R. F. (2019). Propiedades psicométricas de la Escala de Perfeccionismo en el Deporte (PPS-S) para el contexto brasileño. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 19(2), 1–11. <https://doi.org/10.6018/cpd.368791>
- Arango, A., Opperman, K. J., Gipson, P. Y., y King, C. A. (2016). Suicidal ideation and suicide attempts among youth who report bully victimization, bully perpetration and/or low social connectedness. *Journal of Adolescence*, 51, 19–29. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2016.05.003>
- Baier, D., Hong, J. S., Klem, S., y Bergmann, M. C. (2019). Consequences of bullying on adolescents' mental health in Germany: comparing face-to-face bullying and cyberbullying. *Journal of Child and Family Studies*, 28(9), 2347–2357. <https://doi.org/10.1007/s10826-018-1181-6>
- Brighi, A., Ortega, R., Pyzalski, J., Scheithauer, H., Smith, P. K., Tsormpatzoudis, C., Hadlaczky, G., y Thompson, J. (2012). *European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIPQ)*. (Unpublished manuscript). University of Bologna.

- Brunstein Klomek, A., Barzilay, S., Apter, A., Carli, V., Hoven, C. W., Sarchiapone, M., Hadlaczky, G., Balazs, J., Kereszteny, A., Brunner, R., Kaess, M., Bobes, J., Saiz, P. A., Cosman, D., Haring, C., Banzer, R., McMahon, E., Keeley, H., Kahn, J. P., y Wasserman, D. (2019). Bi-directional longitudinal associations between different types of bullying victimization, suicide ideation/attempts, and depression among a large sample of European adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 60(2), 209–215. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12951>
- Brunstein Klomek, A., Sourander, A., y Gould, M. (2010). The association of suicide and bullying in childhood to young adulthood: A review of cross-sectional and longitudinal research findings. *Canadian Journal of Psychiatry*, 55(5), 282–288. <https://doi.org/10.1177/070674371005500503>
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872–882. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/18940097>.
- Corral-Pernía, J. A., Chacón-Borrego, F., Fernández-Gavira, J., y Del Rey, R. (2018). Bullying and cyberbullying according to moderate vigorous physical activity (MVPA) in Secondary School's Students. *Revista de Psicología del Deporte*, 27(3), 70–75. <https://idus.us.es/bitstream/handle/11441/70403/Bullying%20and%20cyberbullying.pdf?sequence=1>
- Del Rey, R., Casas, J. A., Ortega-Ruiz, R., Schultz-Krumholz, A., Scheithauer, H., Smith, P., Thompson, F., Barkouki, V., Tsorbatzoudis, H., Brighi, A., Guarini, A., Pyżalski, J., y Plichta, P. (2015). Structural validation and cross-cultural robustness of the European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire. *Computers in Human Behavior*, 50, 141–147. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.03.065>
- Esteller-Cano, Á., Buil-Legaz, L., Pérez-Castelló, J. A., López-Penadés, R., Sánchez-Azanza, V., Sureda-García, I., Valera-Pozo, M., Flexas, A., Aguilera-Medivilla, E., y Adrover-Roig, D. (2021). California Bullying Victimization Scale-Retrospective (CBVS-R): Validation of the Spanish adaptation. *Psicothema*, 33(2), 279–286. <https://doi.org/10.7334/psicothema2020.407>
- Estévez López, E., Martínez Ferrere, B., y Musitu Ochoa, G. (2006). La autoestima en adolescentes agresores y víctimas en la escuela: la perspectiva multidimensional. *Intervención Psicosocial*, 15(2). <https://doi.org/10.4321/S1132-05592006000200007>
- Feijóo, S., Foody, M., Pichel, R., Zamora, L., y Rial, A. (2021). Bullying and cyberbullying among students with cochlear implants. *The Journal of Deaf Studies and Deaf Education*, 26(1), 130–141. <https://doi.org/10.1093/deafed/enaa029>
- Feijóo, S., O'Higgins-Norman, J., Foody, M., Pichel, R., Braña, T., Varela, J., y Rial, A. (2021). Sex differences in adolescent bullying behaviours. *Psychosocial Intervention*, 30(2), 95–100. <https://doi.org/10.5093/pi2021a1>
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762–780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., y Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, 34, 7–17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Figueroa-Masip, A., Amador-Campos, J. A., y Peró-Cebollero, M. (2008). Características psicométricas de la Reynolds Adolescent Depression Scale en población comunitaria y clínica. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(1), 247–266. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33780117.pdf>
- Fonseca-Pedrero, E., Paíño-Piñeiro, M., Lemos-Giráldez, S., Villazón-García, Ú., y Muñiz, J. (2009). Validation of the Schizotypal Personality Questionnaire—Brief Form in adolescents. *Schizophrenia Research*, 111(1–3), 53–60. <https://doi.org/10.1016/j.schres.2009.03.006>
- Fonseca-Pedrero, E., Pérez-Albéniz, A., Díez-Gómez, A., Ortúño-Sierra, J., y Lucas-Molina, B. (2019). Escala Oviedo de Infrecuencia de Respuesta-Revisada. Documento no publicado.
- Fonseca-Pedrero, E., Wells, C., Paino, M., Lemos-Giráldez, S., Villazón-García, Ú., Sierra, S., González, M. P. G.-P., Bobes, J., y Muñiz, J. (2010). Measurement invariance of the Reynolds Depression Adolescent Scale across gender and age. *International Journal of Testing*, 10(2), 133–148. <https://doi.org/10.1080/15305050903580822>
- García Fernández, C. M., Romera Félix, E. M., y Ortega Ruiz, R. (2015). Explicative factors of face-to-face harassment and cyberbullying in a sample of primary students. *Psicothema*, 27(4), 347–353. <https://doi.org/10.7334/psicothema2015.35>
- Gómez-Ortiz, O., Romera-Félix, E.-M., y Ortega-Ruiz, R. (2017). Multidimensionality of social competence: measurement of the construct and its relationship with bullying roles. *Revista de Psicodidáctica*, 22(1), 37–44. <https://doi.org/10.1387/RevPsicodidat.15702>
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38(5), 581–658. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/cge.12538>
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/1070551990540118>
- Katsaras, G. N., Vouloumanou, E. K., Kourlaba, G., Kyritsi, E., Evangelou, E., y Bakoula, C. (2018). Bullying and suicidality in children and adolescents without predisposing factors: A systematic review and meta-analysis. *Adolescent Research Review*, 3(2), 193–217. <https://doi.org/10.1007/s40894-018-0081-8>
- Kowalski, R. M., y Limber, S. P. (2013). Psychological, physical, and academic correlates of cyberbullying and traditional bullying. *Journal of Adolescent Health*, 53(1), S13–S20. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2012.09.018>
- Lázaro-Visa, S., Palomera, R., Briones, E., Fernández-Fuertes, A. A., y Fernández-Rouco, N. (2019). Bullied adolescent's life satisfaction: personal competencies and school climate as protective factors. *Frontiers in Psychology*, 10, 1–11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01691>
- León-Pérez, J. M., Sánchez-Iglesias, I., Rodríguez-Muñoz, A., y Notelaers, G. (2019). Cutoff scores for workplace bullying: The Spanish Short-Negative Acts Questionnaire (S-NAQ). *Psicothema*, 31(4), 482–490. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.137>
- Llorente, V. J., Farrington, D. P., y Zych, I. (2021). School climate policy and its relations with social and emotional competencies, bullying and cyberbullying in secondary education. *Revista de Psicodidáctica*, 26(1), 35–44. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2020.11.002>
- Lorenzo-Seva, U. (2021). SOLOMON: A method for splitting a sample into equivalent subsamples in factor analysis. *Behavior Research Methods*, 2, <https://doi.org/10.3758/s13428-021-01750-y>
- Lorenzo-Seva, U., y Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: A method for diagonally weighted factor rotation. *Liberabit*, 25(1), 99–106. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Lucas-Molina, B., Pérez-Albéniz, A., y Fonseca-Pedrero, E. (2018). The potential role of subjective wellbeing and gender in the relationship between bullying or cyberbullying and suicidal ideation. *Psychiatry Research*, 270, 595–601. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.10.043>
- Menéndez Santurio, J. I., Fernández-Río, J., Cecchini Estrada, J. A., y González-Villorra, S. (2020). Conexiones entre la victimización en el acoso escolar y la satisfacción-frustración de las necesidades psicológicas básicas de los adolescentes. *Revista de Psicodidáctica*, 25(2), 119–126. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2019.11.002>
- Menesini, E. (2019). Translating knowledge into interventions: An 'individual by context' approach to bullying. *European Journal of Developmental Psychology*, 16(3), 245–267. <https://doi.org/10.1080/17405629.2018.1564273>
- Menesini, E., y Salmivalli, C. (2017). Bullying in schools: The state of knowledge and effective interventions. *Psychology, Health & Medicine*, 22(sup1), 240–253. <https://doi.org/10.1080/13548506.2017.1279740>
- Miranda, R., Oriol, X., Amutio, A., y Ortúzar, H. (2019). Adolescent bullying victimization and life satisfaction: can family and school adult support figures mitigate this effect? *Revista de Psicodidáctica*, 24(1), 39–45. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2018.07.001>
- Moore, S. E., Norman, R. E., Suetani, S., Thomas, H. J., Sly, P. D., y Scott, J. G. (2017). Consequences of bullying victimization in childhood and adolescence: A systematic review and meta-analysis. *World Journal of Psychiatry*, 7(1), 60. <https://doi.org/10.5498/wjp.v7.i1.60>
- Muñiz, J., y Fonseca-Pedrero, E. (2019). Ten steps for test development. *Psicothema*, 31(1), 7–16. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>
- Múzquiz, J., Pérez-García, A. M., y Bermúdez, J. (2021). Autoestima, autocomprensión y afecto positivo y negativo en víctimas y agresores de bullying: estudio comparativo con medidas autoinformadas e informadas por pares. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 26(1), 23. <https://doi.org/10.5944/rppc.28156>
- Navarro, J. B., Fernández, M., De La Osa, N., Penelo, E., y Ezpeleta, L. (2019). Warning signs of preschool victimization using the strengths and difficulties questionnaire: Prevalence and individual and family risk factors. *PLOS ONE*, 14(8), 1–19. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0221580>
- Oliva, A., Antolín, L., Pertegal, M. Á., Ríos, M., Parra, Á., Hernando, Á., y Reina, M. D. C. (2011). *Instrumentos para la evaluación de la salud mental y el desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven* (Vol. 148). Junta de Andalucía. Consejería de Salud. <https://imagenysalud14.files.wordpress.com/2014/12/instrumentos-evaluaci3b3n-desarrollo-positivo-adolescente.pdf>
- Olweus, D. (1998). *Conductas de acoso y amenaza entre escolares*. Morata.
- Olweus, D. (2012). Cyberbullying: an overrated phenomenon? *European Journal of Developmental Psychology*, 9(5), 520–538. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.682358>
- Ofiate, A., y Piñuel, I. (2006). Informe Cisneros X Acoso y violencia escolar en España. *Instituto de Innovación Educativa y Desarrollo Directivo (IEDDI)*. <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Informe+cisneros+x#2%5Cn>
- 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(1), 71–79. <https://doi.org/10.1016/j.pse.2016.01.004>
- Ortuño-Sierra, J., Fonseca-Pedrero, E., Inchausti, F., y Sastre i Riba, S. (2016). Evaluación de dificultades emocionales y comportamentales en población infanto-joven: El cuestionario de capacidades y dificultades (SDQ). *Papeles del Psicólogo*, 37(1), 14–26. <http://www.papelesdepsicologo.es/pdf/2658.pdf>
- Ortuño-Sierra, J., Arrijo-Solana, R., Inchausti, F., Chocarro de Luis, E., Lucas Molina, B., Pérez de Albéniz, A., y Fonseca-Pedrero, E. (2017). Screening for depressive symptoms in adolescents at school: New validity evidences on the short form of the Reynolds Depression Scale. *PLOS ONE*, 12(2), e0170950. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0170950>
- Prieto, G., y Delgado, A. R. (2010). Fidabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67–74. <http://www.papelesdepsicologo.es/pdf/1797.pdf>
- Rey, L., Quintana-Orts, C., Mérida-López, S., y Extremera, N. (2019). Being bullied at school: Gratitude as potential protective factor for suicide risk in adolescents. *Frontiers in Psychology*, 10(MAR), 1–10. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00662>
- Reynolds, W. M. (2004). Reynolds Adolescent Depression Scale. In *Comprehensive handbook of psychological assessment*. (pp. 224–236). John Wiley y Sons, Inc. https://doi.org/10.1002/9780470479216.corpsy0798_2

- Rodríguez-Hidalgo, A. J., Pincay, A. A., Payán, A. M., Herrera-López, M., y Ortega-Ruiz, R. (2021). Los predictores psicosociales del bullying discriminatorio debido al estigma ligado a las necesidades educativas especiales (NEE) y la discapacidad. *Psicología Educativa*, 27(2), 187–197. <https://doi.org/10.5093/psed2020a22>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rosenberg, M., y Owens, T. J. (2001). *Low self-esteem people: A collective portrait In Extending self-esteem theory and research*. pp. 400–436. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511527739.018>
- Salmivalli, C. (2010). Bullying and the peer group: A review. *Aggression and Violent Behavior*, 15(2), 112–120. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2009.08.007>
- Schoeler, T., Duncan, L., Cecil, C. M., Ploubidis, G. B., y Pingault, J.-B. (2018). Quasi-experimental evidence on short and long-term consequences of bullying victimization: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 144(12), 12–26. <https://doi.org/10.1037/bul0000171>
- Shorey, R. C., Allan, N. P., Cohen, J. R., Fite, P. J., Stuart, G. L., y Temple, J. R. (2019). Testing the factor structure and measurement invariance of the Conflict in Adolescent Dating. *Relationship Inventory*. *Psychological Assessment*, 31(3), 410–416. <https://doi.org/10.1037/pas0000678.Testing>
- Tejada, E., Garay, U., Romero, A., y Bilbao, N. (2021). El bullying desde el punto de vista del acosador: análisis y procedimiento. *Revista de Investigación Educativa*, 39(2), 373–390. <https://doi.org/10.6018/rie.422671>
- Thomas, H. J., Connor, J. P., y Scott, J. G. (2018). Why do children and adolescents bully their peers? A critical review of key theoretical frameworks. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 53(5), 437–451. <https://doi.org/10.1007/s00127-017-1462-1>
- Twardowska-Staszek, E., Zych, I., y Ortega-Ruiz, R. (2018). Bullying and cyberbullying in Polish elementary and middle schools: validation of questionnaires and nature of the phenomena. *Children and Youth Services Review*, 95, 217–225. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2018.10.045>
- Vázquez Morejón, A., Jiménez García-Bóveda, R., y Vázquez-Morejón Jiménez, R. (2004). Escala de autoestima de Rosenberg: fiabilidad y validez en población clínica española. *Apuntes de Psicología*, 22(2), 247–255. <https://www.apuntesdepsicologia.es/index.php/revista/article/view/53>.
- Volk, A. A., Dane, A. V., y Marini, Z. A. (2014). What is bullying? A theoretical redefinition. *Developmental Review*, 34(4), 327–343. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2014.09.001>