



Original

Asociación bidireccional entre el ajuste normativo y la agresión en acoso escolar en la adolescencia: un estudio longitudinal prospectivo



Eva M. Romera*, Manuel Carmona-Rojas, Rosario Ortega-Ruiz, y Antonio Camacho

Universidad de Córdoba (España)

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 22 de noviembre de 2021

Aceptado el 2 de marzo de 2022

On-line el 17 de mayo de 2022

Palabras clave:

Acoso escolar

Normas

Adolescencia

Prevención

Convivencia

Random Intercept Cross-Lagged.

R E S U M E N

El ajuste normativo estimula el desarrollo de actitudes y comportamientos que promueven la convivencia escolar. Estudios previos subrayan su relevancia para prevenir la implicación en comportamientos de riesgo que afectan a la calidad de las relaciones entre iguales en el aula y en el centro escolar. El objetivo del estudio es analizar la influencia prospectiva entre el ajuste normativo y la perpetración de acoso durante cuatro períodos de tiempo con un intervalo de seis meses (18 meses). Han participado un total de 3017 adolescentes entre 11 y 16 años (49,5% niñas; $M_{\text{Edad T1}} = 13.15$, $DT = 1.09$). Los resultados del Modelo Random Intercept Cross-Lagged indican una asociación bidireccional entre el ajuste normativo y la perpetración del acoso a lo largo del tiempo. Cuando los adolescentes aumentan su ajuste normativo, disminuye su participación en la perpetración del acoso seis meses después. A su vez, cuando aumenta la implicación en agresión, se registra una disminución en su ajuste normativo a lo largo del tiempo. Los resultados de crecimiento univariado incondicional informan que el ajuste normativo aumenta mientras que la agresión en acoso escolar disminuye. Los hallazgos se discuten en términos de la necesidad de considerar la interacción longitudinal con factores contextuales para comprender y prevenir el acoso escolar en las escuelas.

© 2022 Universidad de País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Bidirectional association between normative adjustment and bullying perpetration in adolescence: A prospective longitudinal study

A B S T R A C T

Normative adjustment stimulates the development of attitudes and behaviours that promote school climate. Previous research has shown that it is a relevant factor in preventing involvement in risk behaviours that affect the quality of peer relationships in classrooms and schools. Previous the development of behaviour adjusted to the norms which promotes interaction processes fostering a positive atmosphere in the classroom and in the school. The aim of this study is to analyse the prospective influence of normative adjustment on bullying perpetration over four time periods spaced six months apart (18 months). A total of 3017 adolescents between 11 and 16 years (49.5% girls; $M_{\text{AgeT1}} = 13.15$, $SD = 1.09$) are involved in the present study. The Random Intercept Cross-Lagged Model results indicate an influential bidirectional association between normative adjustment and bullying perpetration over time. When the adolescents' normative adjustment increases, their involvement in bullying perpetration decreases six months later. On the other hand, when the adolescents' bullying perpetration increases over time, a decrease in normative adjustment is evident later. The unconditional univariate growth results report that normative adjustment increases, while bullying perpetration decreases. These findings are discussed in terms of the need to consider contextual factors and how they interact in our understanding and prevention of bullying in schools.

© 2022 Universidad de País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Keywords:

Bullying

Norms

Adolescence

Prevention

School climate

Random Intercept Cross-Lagged

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: eva.romera@uco.es (E.M. Romera).

Introducción

El acoso escolar se define como la manifestación de comportamientos agresivos que tienen la intención de provocar un daño en la víctima. Este tipo de conductas indeseadas acontecen en un contexto de desequilibrio de poder entre el acosador y la víctima, manteniéndose en el tiempo (Olweus, 1994). Un amplio número de investigaciones han prestado atención a las características individuales asociadas a la implicación en acoso escolar, pero se necesitan más estudios para comprender el comportamiento de los escolares en su propio contexto escolar. La conexión a las normas escolares basadas en el respeto a los demás y al entorno guían los comportamientos considerados adecuados y deseables en las escuelas y aulas (Herrera-López et al., 2016). Sin embargo, es necesario investigar más a fondo su relación bidireccional con la participación en la agresión en acoso. Investigaciones recientes han demostrado que la falta de ajuste con las normas escolares ha sido identificada como un factor de riesgo para la participación en la agresión en acoso (Menesini y Salmivalli, 2017; Pouwels et al., 2018; Smith, 2016). Sin embargo, explorar la asociación bidireccional entre el comportamiento de los escolares que exhiben un comportamiento desviado desafiante hacia el sistema educativo de normas y la agresión en acoso entre iguales puede ayudar a identificar su relevancia para comprender el comportamiento de acoso y orientar los programas de prevención (Láftman et al., 2017; Teng et al., 2020)

La agresión en acoso y el ajuste normativo

El ajuste normativo se define como el conjunto de actitudes y comportamientos asociados al cumplimiento de los esquemas sociales que promueven la convivencia escolar (Herrera-López et al., 2016). Estas normas sociales están vinculadas a mostrar valores de respeto y tolerancia para que las relaciones interpersonales puedan florecer en las escuelas (Longobardi et al., 2018). Estudios previos han demostrado que la adopción de conductas ajustadas a las normas diseñadas para fomentar procesos de interacción entre individuos se relaciona positivamente con altos niveles de apoyo y adaptación social y bajos niveles de agresión en acoso, mejora la calidad de las relaciones entre iguales y crea un ambiente positivo en el aula y la escuela (Dawes, 2017; Laninga-Wijnen et al., 2018; Mayeux y Kraft, 2018; Pozzoli et al., 2012).

Aunque se asume que el ajuste normativo actúa como estímulo para las interacciones sociales positivas en el aula, su relación con la agresión en acoso en las escuelas necesita ser explorada más a fondo. Se ha demostrado que los alumnos que muestran una menor adaptación a las normas escolares tienen una mayor probabilidad de verse involucrados en agresión en acoso (Láftman et al., 2017; Longobardi et al., 2018; Müller et al., 2018; Wang et al., 2018). Sin embargo, se trata de estudios transversales que limitan la posibilidad de explorar las relaciones causales entre las variables. Los escasos estudios longitudinales realizados tienen en cuenta la percepción del clima escolar como factor vinculado a la implicación en la agresión en acoso (Romera et al., 2022a; Teng et al., 2020), pero no tanto el comportamiento y las actitudes de los escolares hacia las normas básicas que garantizan un clima positivo en la escuela, como el respeto por los demás y por la escuela misma; tampoco tienen en cuenta si la participación en la agresión en acoso podría explicar un mayor grado de divergencia con las reglas del aula y la escuela.

Para explorar la posible asociación recíproca entre el ajuste normativo y la agresión en acoso, se necesita aplicar enfoques metodológicos que tengan en cuenta un enfoque entre niveles y dentro de ellos. El nivel interpersonal registra las características de los rasgos a través del efecto intersujetos, es decir, comparando a los escolares con sus iguales. Por su parte, el nivel intrapersonal registra las características del estado y aborda el vínculo entre el ajuste

normativo y la agresión en acoso desde un enfoque intra-sujeto, es decir, analizando si los cambios longitudinales en una variable en un individuo en particular conducen a cambios posteriores en otra variable.

La discriminación incontrolada entre los efectos interpersonales e intrapersonales da como resultado que no se supongan diferencias individuales invariantes en el tiempo. Ello implica que no se tenga en cuenta cómo la participación de los adolescentes en el acoso puede tender a ser un rasgo esporádico en lugar de estable a lo largo del tiempo (Zych et al., 2020). Por lo tanto, en el análisis de los mecanismos involucrados en la investigación sobre el acoso escolar, se debería prestar especial atención a la separación de los efectos interpersonales e intrapersonales para poder explorar las asociaciones prospectivas entre los constructos cuando las características dependientes del tiempo, como el estado, son consideradas (Romera et al., 2021).

Los efectos del género y la edad también deben estudiarse al considerar la relación recíproca entre el ajuste normativo y la agresión en acoso, ya que se han identificado diferencias claras entre niños y niñas. En general, la indisciplina y el desajuste a las normas tienden a presentarse con mayor frecuencia en los niños que en las niñas, principalmente en aquellos contextos educativos donde los vínculos sociales son más débiles (Jiménez y Estévez, 2017; Longobardi et al., 2018; Mucherah et al., 2018). En el caso del acoso escolar, se han detectado diferencias significativas en cuanto al género y la edad de los adolescentes. De hecho, los resultados anteriores muestran que el comportamiento agresivo de los compañeros tiende a disminuir a medida que avanza la adolescencia (Cho y Lee, 2020). Por otro lado, aunque no hay consenso en los estudios sobre acoso escolar acerca de las diferencias de género, los estudios interculturales indican una tendencia general de los niños a estar implicados frecuentemente en agresión (Smith et al., 2019). A pesar de las diferencias de género en la agresión en acoso, se ha reconocido el efecto moderador del género, ya que las niñas tienen una mayor influencia social en los niveles de comportamiento agresivo (Busching y Krahé, 2015).

El estudio longitudinal de la intimidación y el ajuste normativo también exige un enfoque evolutivo para comprender cómo se conectan ambas variables a lo largo del tiempo. A través del análisis de la curva de crecimiento, estudios previos han demostrado que la agresión en acoso tiende a disminuir durante la adolescencia (Cho y Lee, 2020), mientras que el ajuste a los comportamientos normativos en las escuelas tiende a aumentar (Ettetal y Shi, 2020). Sin embargo, se necesitan más estudios para comprender la trayectoria común de la agresión en acoso y el ajuste normativo a través de una curva de crecimiento paralela.

El presente estudio

Los pocos estudios longitudinales que analizan estas asociaciones a lo largo del tiempo abordan conjuntamente los efectos intrapersonales e interpersonales, lo que puede dificultar la interpretación de los resultados (Berry y Willoughby, 2017). En este estudio, se han seguido métodos estadísticos para diferenciar aún más esos efectos, que permiten que los procesos de desarrollo que ocurren en los adolescentes puedan interpretarse con mayor precisión. El objetivo de este estudio ha sido abordar las asociaciones temporales entre el ajuste normativo y la agresión en acoso para identificar el proceso de desarrollo que incrementa el riesgo de que los escolares se involucren en comportamientos agresivos. En base a la literatura anterior, después de controlar la varianza entre personas, se espera que el ajuste normativo pueda predecir la agresión en acoso (Hipótesis 1), mientras que la agresión en acoso influya en el posterior ajuste normativo (Hipótesis 2) a nivel interno de la persona. Como se ha encontrado en estudios previos, se espera que

estos efectos sean más fuertes para los niños y en la adolescencia temprana (Hipótesis 3). Con base en las trayectorias longitudinales, se espera que el ajuste normativo tienda a aumentar con el tiempo (Hipótesis 4), mientras que la agresión en acoso disminuya (Hipótesis 5). Después de controlar los efectos del género y la edad, se espera encontrar un desarrollo común negativo entre el ajuste normativo y la agresión en acoso; en otras palabras, que un aumento en el ajuste normativo a lo largo del tiempo esté asociado con una disminución en la agresión en acoso (Hipótesis 6).

Método

Participantes

La muestra ha estado formada por un total de 3.017 escolares (49.5% chicas) de los cuatro cursos que componen la Educación Secundaria Obligatoria matriculados en trece centros educativos diferentes de la provincia de Córdoba (España) durante los cursos académicos 2017/2018 y 2018/2019. La edad de los participantes oscila entre los 11 y 16 años ($M_{T1} = 13.15$, $DT = 1.09$). Las escuelas han sido seleccionadas por muestreo incidental, invitando a las mismas a participar. El 85.45% de los escolares pertenece a colegios públicos, mientras que el 14.55% a colegios privados. El 21.5% de los participantes pertenece a entornos de nivel socioeconómico bajo, el 54.8% a barrios de nivel socioeconómico medio y el 23.8% a entornos de nivel económico alto. La distribución de la población según el tamaño de la población de la localidad es: el 19.1% pertenece a localidades pequeñas (menos de 10.000 habitantes), el 33% a localidades medianas y el resto, el 47.9%, a localidades grandes (más de 100.000 habitantes).

Instrumentos

El *ajuste normativo* se ha medido mediante la escala con este nombre del *Adolescent Multidimensional Social Competence Questionnaire* (AMSC-Q) (Gómez-Ortiz et al., 2017), que consta de 5 ítems tipo Likert 1-7 (1 = Totalmente falso, 7 = Totalmente cierto). Esta escala mide el nivel de cumplimiento de las normas del aula por parte de los alumnos, el respeto por las opiniones de sus compañeros y el cuidado del material e instalaciones escolares. Un ítem, por ejemplo, dice: "Respeto la opinión de los demás, aunque no la comparto". Esta subescala del *ajuste normativo* ha sido previamente validada con adolescentes españoles como una estructura unidimensional (Herrera-López et al., 2016).

Para medir la implicación en *agresión en acoso* del alumnado se ha utilizado la escala de *agresión en acoso* del *European Bullying Intervention Project Questionnaire* (EBIPQ) (Ortega-Ruiz et al., 2016) ($\omega_{T1} = .77$). La EBIPQ mide la implicación de los escolares en conductas de victimización y agresión en acoso escolar, asociadas a acciones como pegar, insultar, amenazar, difundir rumores o excluir durante los últimos tres meses. Previamente se ha informado a los escolares que el acoso escolar se refiere a conductas dañinas que ocurren de manera repetida, intencional y con un desequilibrio de poder. La escala de *agresividad* está compuesta por 7 ítems tipo Likert 0-4 (0 = No, 4 = Sí, más de una vez por semana). Un ejemplo de ítem de la escala de *agresión en acoso* es: "He insultado a un compañero". Esta subescala de *agresión en acoso* ha sido previamente validada con adolescentes españoles como estructura unidimensional (Romera et al., 2021).

Procedimiento

Se ha utilizado un diseño de investigación longitudinal de cuatro tiempos con un intervalo de seis meses entre cada tiempo. Se ha contado con el permiso de los centros y de las familias de los menores participantes. El estudio ha sido aprobado por el comité

ético de la institución de los autores. La recogida de datos se ha realizado mediante la cumplimentación de un cuestionario en el aula ordinaria bajo la supervisión de uno de los miembros del equipo de investigación. Se ha informado a los participantes sobre el carácter voluntario, confidencial y anónimo de su realización y de la posibilidad de poder abandonar el estudio en cualquier momento. El tiempo dedicado a la cumplimentación del cuestionario no ha superado, en ningún caso, los cuarenta minutos.

Análisis de datos

En los análisis preliminares se han explorado la consistencia interna y las propiedades psicométricas de ambas escalas. La consistencia interna se ha medido a través del alfa de Cronbach, Omega de McDonald y fiabilidad compuesta cuyos valores adecuados se indican con índices superiores a .70 (Bacon et al., 1995). Además, también se ha informado de la varianza media extractada con la recomendación de que debe superar el valor de 50% (Hair et al., 2006). Las propiedades psicométricas de las escalas también han sido analizadas. El ajuste del modelo se ha estimado mediante los índices: de ajuste comparativo (CFI > .90), Tucker-Lewis (TLI > .90), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA < .08) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR < .08) (Chen, 2007). La asociación entre las variables también se ha examinado mediante un análisis de correlaciones y las diferencias en las variables en función del género y la edad se han comprobado mediante diferencias de medias latentes a partir de la invarianza escalar. Para explorar el tamaño del efecto de las diferencias se ha calculado la *d* de Cohen. Tal y como se recomienda como paso previo a los análisis longitudinales, se ha explorado la invarianza independiente de los instrumentos a lo largo del tiempo mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando una secuencia de pasos jerárquicos (Little, 2013).

Se ha llevado a cabo un Modelo Cross-Lagged de Interceptos Aleatorios (RI-CLPM; Hamaker et al., 2015) para explorar la influencia recíproca entre el *ajuste normativo* y la *agresión en acoso* escolar a nivel intersujeto e intrasujeto. A diferencia del Modelo Cross-Lagged tradicional (CLPM), el RI-CLPM es susceptible a las diferencias de varianza intersujeto e intrasujeto al desdoblarse en los interceptos aleatorios (Berry y Willoughby, 2017). Los interceptos aleatorios capturan las diferencias estables entre individuos en el *ajuste normativo* y la *agresión en acoso* en todos los períodos temporales, mientras que en el nivel intrasujeto, los residuos en cada medición capturan las desviaciones intraindividuales del nivel estable de una persona dentro de cada período temporal. En cuanto al efecto intersujeto, el RI-CLPM proporciona dos factores de interceptación aleatoria fijando el factor de carga en 1.0. El efecto intrasujeto contiene parámetros autorregresivos y cross-lagged, así como covarianzas entre los productos al mismo tiempo. Los parámetros autorregresivos indican la estabilidad temporal de la variable. Los efectos cross-lagged evalúan la influencia bidireccional del *ajuste normativo* y la *agresión en acoso* en una medición posterior con el objetivo de analizar el efecto causal de una variable sobre otra. Por último, las variables se asocian en cada momento para reflejar las covarianzas de cambio a nivel intrasujeto entre las variables. Debido a la segregación de las variables intrasujeto e intersujeto, los efectos cross-lagged y autorregresivos en el RI-CLPM se localizan completamente en el nivel intrasujeto. Se han comparado una serie de modelos a través de los cuales se restringen los parámetros para que sean equivalentes a lo largo del tiempo en base al principio de parsimonia. Siempre que el modelo simplificado siga siendo coherente desde el punto de vista conceptual, el modelo simplificado suele considerarse el mejor, ya que el aumento de los grados de libertad incrementa la probabilidad de su rechazo (Kline, 2015). De este modo, al realizar estas comparativas de modelos, el objetivo es analizar si se puede elegir un modelo

simplificado en lugar del modelo más complejo y si existen diferencias significativas entre los ajustes de ambos modelos. La construcción del modelo se ha realizado en cuatro pasos. En primer lugar, se ha evaluado el RI-CLPM estimando libremente todos los efectos. En segundo lugar, los parámetros autorregresivos a nivel intrasujeto se han restringido para que fueran iguales a lo largo del tiempo. En tercer lugar, se han restringido los efectos cross-lagged a nivel intrasujeto. En cuarto lugar, las covarianzas entre los residuos de las variables intrasujeto al mismo tiempo de la segunda a la cuarta ocasión se han restringido para que fueran iguales a lo largo del tiempo. Por último, para comprobar las diferencias de edad y género, se han realizado análisis de multi-grupo restringiendo los coeficientes para que fueran equivalentes a través del género (chicos frente a chicas) y la edad (adolescencia temprana frente a media). Se ha utilizado la prueba post hoc de Wald χ^2 (Chou y Bentler, 1990) para determinar si hay diferencias significativas entre los grupos en el RI-CLPM.

El Modelo de la Curva de Crecimiento (Preacher et al., 2008) se ha empleado para explorar los cambios en el desarrollo del *ajuste normativo* y la *agresión en acoso*. Se ha considerado la media y la varianza del intercepto y la pendiente, así como la covarianza entre el intercepto y la pendiente. El intercepto muestra el nivel inicial de una variable, mientras que la pendiente se refiere a la magnitud global del cambio (positivo o negativo) durante el tiempo que abarca el estudio (18 meses en el presente estudio). La varianza de ambos parámetros refleja las diferencias interindividuales. Los factores de pendiente lineal se han cuantificado como 0, 0.5, 1.0 y 1.5 para proporcionar los intervalos de medición de seis meses uniformemente espaciados. Los análisis de la curva de crecimiento comprenden dos pasos. En primer lugar, se ha realizado una curva de crecimiento univariante para explorar los cambios en cada variable por separado, para comprobar si el patrón de la trayectoria hipotética se ajusta a los datos. Para cada resultado, han analizado los cambios de la variable a lo largo del tiempo y su relación con los niveles iniciales (por ejemplo, la covarianza entre el intercepto y la pendiente de la *agresión en acoso*). En el segundo paso, se ha realizado una curva de crecimiento paralela para capturar el co-desarrollo de los cambios en los resultados esperados con el género y la edad como covariables (por ejemplo, la covarianza entre las pendientes del *ajuste normativo* y la *agresión en acoso*), y como los valores iniciales de una variable están asociados con los cambios hipotéticos en la otra (por ejemplo, la covarianza entre el intercepto del *ajuste normativo* y la pendiente de la *agresión en acoso*). El género y la edad se han introducido para controlar el efecto sobre el intercepto y la pendiente de cada variable. La técnica de modelización del crecimiento en paralelo permite estimar simultáneamente los parámetros de la tasa de crecimiento de un grupo de variables.

Los análisis se han realizado con el paquete R *Lavaan* (Rosseel, 2012). Se ha abordado el error estándar robusto con máxima verosimilitud (MLR) para tener en cuenta la distribución no normal de los datos. El ajuste del modelo se ha evaluado según los índices de ajuste estándar, el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR). Los valores superiores a .90 en el CFI y el TLI se han considerado como un ajuste aceptable y, los superiores a .95, un buen ajuste. Los valores inferiores a .08 se han considerado aceptables en RMSEA y SRMR, mientras que los valores inferiores a .05 han indicado un buen ajuste. Para determinar la diferencia entre los modelos explorados se han considerado como referencias las diferencias de $<.01 \Delta CFI$ y $<.015 \Delta RMSEA$ (Chen, 2007). Los bajos niveles de χ^2 normalizados ($\chi^2/df = 1.59$) en la prueba MCAR de Little indican que estos datos perdidos eran aleatorios (MAR) (Bollen, 1989). El método utilizado para tratar los datos perdidos ha sido el de máxima verosimilitud con información completa (FIML), utilizando los datos válidos

sin eliminar ningún individuo, en lugar de imputar datos (Enders, 2010).

Resultados

Resultados preliminares

La subescala de *agresión en acoso* ha tenido una buena consistencia interna a través del alfa de Cronbach ($\alpha_{T1} = .82$, $\alpha_{T2} = .80$, $\alpha_{T3} = .82$, y $\alpha_{T4} = .78$), Omega de McDonald ($\omega_{T1} = .83$, $\omega_{T2} = .83$, $\omega_{T3} = .83$, y $\omega_{T4} = .82$), fiabilidad compuesta ($CR_{T1} = .95$, $CR_{T2} = .94$, $CR_{T3} = .95$, y $CR_{T4} = .95$) y varianza media extractada ($AVE_{T1} = 64.95\%$, $AVE_{T2} = 60.67\%$, $AVE_{T3} = 66.64\%$, y $AVE_{T4} = 64.47\%$). La *agresión en acoso* también ha mostrado buenas propiedades psicométricas a través del ACF: T1, $\chi^2(14) = 301.790$, $p < .001$, CFI = .984, TLI = .976, RMSEA = .076, [90% CI .068-.083], y SRMR = .071; T2, $\chi^2(14) = 274.239$, $p < .001$, CFI = .983, TLI = .975, RMSEA = .076, [90% CI .068-.084], y SRMR = .074; T3, $\chi^2(14) = 260.526$, $p < .001$, CFI = .986, TLI = .979, RMSEA = .074, [90% CI .067-.082], y SRMR = .075; T4, $\chi^2(14) = 235.495$, $p < .001$, CFI = .984, TLI = .976, RMSEA = .072, [90% CI .064-.080], y SRMR = .080.

La subescala de *ajuste normativo* ha tenido una buena consistencia interna a través del alfa de Cronbach ($\alpha_{T1} = .81$, $\alpha_{T2} = .84$, $\alpha_{T3} = .83$, y $\alpha_{T4} = .85$), Omega de McDonald ($\omega_{T1} = .82$, $\omega_{T2} = .85$, $\omega_{T3} = .85$, y $\omega_{T4} = .86$), fiabilidad compuesta ($CR_{T1} = .93$, $CR_{T2} = .92$, $CR_{T3} = .93$, y $CR_{T4} = .93$) y varianza media extractada ($AVE_{T1} = 53.47\%$, $AVE_{T2} = 58.61\%$, $AVE_{T3} = 59.62\%$, y $AVE_{T4} = 61.06\%$). La *ajuste normativo* también ha mostrado buenas propiedades psicométricas a través del ACF: T1, $\chi^2(5) = 51.000$, $p < .001$, CFI = .997, TLI = .995, RMSEA = .049, [90% CI .037-.062], y SRMR = .026; T2, $\chi^2(5) = 75.635$, $p < .001$, CFI = .998, TLI = .995, RMSEA = .058, [90% CI .047-.070], y SRMR = .027; T3, $\chi^2(5) = 99.255$, $p < .001$, CFI = .997, TLI = .994, RMSEA = .066, [90% CI .055-.077], y SRMR = .029; T4, $\chi^2(5) = 98.213$, $p < .001$, CFI = .997, TLI = .995, RMSEA = .066, [90% CI .055-.078], y SRMR = .028.

Los estadísticos descriptivos de las variables del estudio se presentan en la **Tabla 1**. Después de alcanzar la invariabilidad escalar entre chicos y chicas, y la adolescencia temprana y media (ver Tablas S1 y S2 en el material suplementario), se han analizado las diferencias de género y edad con las diferencias de medias latentes (a partir de la invariabilidad escalar). En cuanto al género, los chicos muestran una mayor implicación en el *acoso* (de T1 a T3), con un tamaño del efecto bajo. Las chicas muestran mayores niveles de *ajuste normativo*, con un efecto moderado. Se han establecido dos grupos para explorar las diferencias en función de la edad, adolescencia temprana (de 11 a 13 años) y adolescencia media (de 14 a 16 años). Se ha encontrado un tamaño del efecto sobre la mayor implicación en *agresión en acoso* en la adolescencia media (de T1 a T3). Durante la adolescencia temprana se manifiesta un mayor *ajuste normativo* con un tamaño del efecto bajo.

Las correlaciones de estabilidad también muestran cómo el *ajuste normativo* ($r = .57 - .71$) y la *agresión en acoso* se mantienen estables a lo largo del tiempo ($r = .29 - .35$). Los resultados obtenidos muestran una relación negativa moderada entre la *agresión en acoso* y el *ajuste normativo* ($r = -.29 - -.39$ en el tiempo; $r = -.24 - -.36$ a lo largo del tiempo). Los análisis de correlación ponen de manifiesto la presencia de valores elevados en las dos variables de estudio a lo largo del tiempo (ver **Tabla 2**), estableciendo así su consistencia temporal.

Invarianza de la medida

La invarianza de medida de cada constructo se ha estimado a lo largo del tiempo utilizando el AFC, incluyendo las covarianzas

Tabla 1
Estadísticos descriptivos y diferencias de medias latentes según género y edad

	Muestra total			Diferencias de género ¹				Diferencias de edad ²			
				Chicos		Chicas		Adolescencia temprana		Adolescencia media	
	A	C	M (DT)	M (DT)	M (DT)	z	d	M (DT)	M (DT)	z	d
Ajuste normativo T1	-1.15	1.38	5.79 (1.07)	5.54 (1.13)	6.04 (.94)	8.09***	0.49	5.92 (1.02)	5.59 (1.11)	-6.39***	0.38
Ajuste normativo T2	-1.03	.96	5.81 (1.02)	5.59 (1.06)	6.00 (.93)	8.08***	0.46	5.91 (1.02)	5.65 (.98)	-5.88***	0.33
Ajuste normativo T3	-1.14	1.20	5.94 (.99)	5.73 (1.07)	6.12 (.89)	7.74***	0.48	6.05 (.97)	5.75 (1.01)	-6.66***	0.38
Ajuste normativo T4	-1.17	1.55	5.88 (1.01)	5.67 (1.08)	6.02 (.91)	7.52***	0.45	5.95 (.99)	5.76 (1.06)	-4.05***	0.23
Agresión en acoso T1	3.45	16.52	.26 (.44)	.33 (.53)	.19 (.32)	-4.11***	0.38	.23 (.30)	.31 (.46)	4.11***	0.38
Agresión en acoso T2	3.33	15.96	.28 (.45)	.34 (.45)	.23 (.37)	-2.98*	0.24	.26 (.39)	.32 (.45)	2.98*	0.24
Agresión en acoso T3	3.56	16.67	.20 (.38)	.26 (.45)	.15 (.29)	-2.32*	0.23	.19 (.36)	.22 (.36)	2.32*	0.23
Agresión en acoso T4	3.48	19.27	.22 (.36)	.25 (.41)	.17 (.30)	-.69	0.07	.20 (.28)	.23 (.38)	.69	0.07

Nota.
¹Para los chicos, las variables de medias latentes se han fijado en 0 y se han estimado libremente para las chicas.
²Para la adolescencia media las variables medias latentes se han fijado en 0 y se han estimado libremente para la adolescencia temprana. A = Asimetría; C = Curtosis.
 * p < .05.
 ** p < .01.
 *** p < .001.

Tabla 2
Correlaciones para el ajuste normativo y la agresión en acoso a través de los cuatro tiempos

	1	2	3	4	5	6	7
1. Ajuste normativo T1	-						
2. Ajuste normativo T2	.69***	-					
3. Ajuste normativo T3	.61***	.71***	-				
4. Ajuste normativo T4	.57***	.66***	.65***	-			
5. Agresión en acoso T1	-.35***	-.36***	-.32***	-.24***	-		
6. Agresión en acoso T2	-.32***	-.39***	-.31***	-.30***	.32***	-	
7. Agresión en acoso T3	-.24***	-.36***	-.35***	-.27***	.35***	.34***	-
8. Agresión en acoso T4	-.23***	-.29***	-.29***	-.28***	.29***	.29***	.34***

*** p < .001.

Tabla 3
Índices de bondad de ajuste de la invarianza de la medida, el modelo cross-lagged de interceptos aleatorios y el modelo de la curva de crecimiento

	Ajuste del modelo						Comparación del modelo		
	χ^2_{S-B}	gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2_{S-B} (gl)$	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Invarianza de la Medida									
<i>Ajuste normativo</i>									
Configuracional	2792.245***	147	.987	.985	.081 [.078, .084]	.058	-	-	-
Métrica	2307.593***	159	.986	.984	.080 [.077, .082]	.060	35.506 (12)***	.001	.001
Escalar	2481.751***	171	.986	.985	.077 [.074, .079]	.060	.46 (12)	.000	.003
<i>Agresión en acoso</i>									
Configuracional	2074.931***	319	.974	.969	.049 [.047, .051]	.083	-	-	-
Métrica	1867.141***	337	.974	.971	.048 [.046, .050]	.084	16.619 (18)	.000	.001
Escalar	1966.869***	355	.974	.973	.047 [.045, .049]	.084	.84 (18)	.000	.000
<i>Modelo Cross-Lagged de Interceptos Aleatorios</i>									
Modelo 1	143.293***	19	.955	.933	.073 [.062, .085]	.070	-	-	-
Modelo 2	142.594***	23	.952	.942	.068 [.058, .069]	.067	.699 (4)	.003	.005
Modelo 3	145.064***	27	.954	.952	.062 [.052, .072]	.070	2.47 (4)	.002	.006
Modelo 4	148.159***	29	.953	.954	.061 [.051, .070]	.073	3.095 (2)	.001	.001
<i>Modelo de la Curva de Crecimiento</i>									
Ajuste normativo incondicional	54.019***	5	.983	.979	.070 [.054, .088]	.039	-	-	-
La agresión en acoso incondicional	23.681***	5	.968	.962	.057 [.036, .080]	.034	-	-	-
Curva de crecimiento paralela	129.110***	30	.974	.961	.046 [.038, .054]	.035	-	-	-

Nota. χ^2 = Prueba de chi-cuadrado robusta de ajuste exacto; gl = Grados de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker-Lewis; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; SRMR = residuo cuadrático medio estandarizado; Δ = Cambio en los índices de ajuste. *** p < .001.

entre los indicadores latentes de cada periodo de tiempo (Little, 2013). Se han aplicado una serie de pasos restrictivos para obtener la invarianza de medida de los constructos a lo largo del tiempo (véase Tabla 3). El AFC se ha elaborado cargando todos los ítems de la misma escala en un indicador, tal y como se hizo en estudios anteriores con el ajuste normativo (Gómez-Ortiz et al., 2017) y la agresión en acoso (Ortega-Ruiz et al., 2016). Los ajustes del modelo se muestran en la Tabla 3. En primer lugar, se ha estimado el modelo configural sin restricciones, donde se han estimado libremente las

cargas factoriales y los interceptos tanto para el ajuste normativo como para la agresión en acoso. Los resultados de la invarianza configural muestran un excelente ajuste en modelo. En segundo lugar, el modelo métrico se ha estimado después de la restricción de que la carga del factor ha sido equivalente a través del tiempo. Estas restricciones no han modificado significativamente el ajuste del modelo en ningún constructo en comparación con la invarianza configural, ya que ΔCFI y $\Delta RMSEA$ han sido inferiores a < .01 y < .015, respectivamente. Por último, se han restringido los

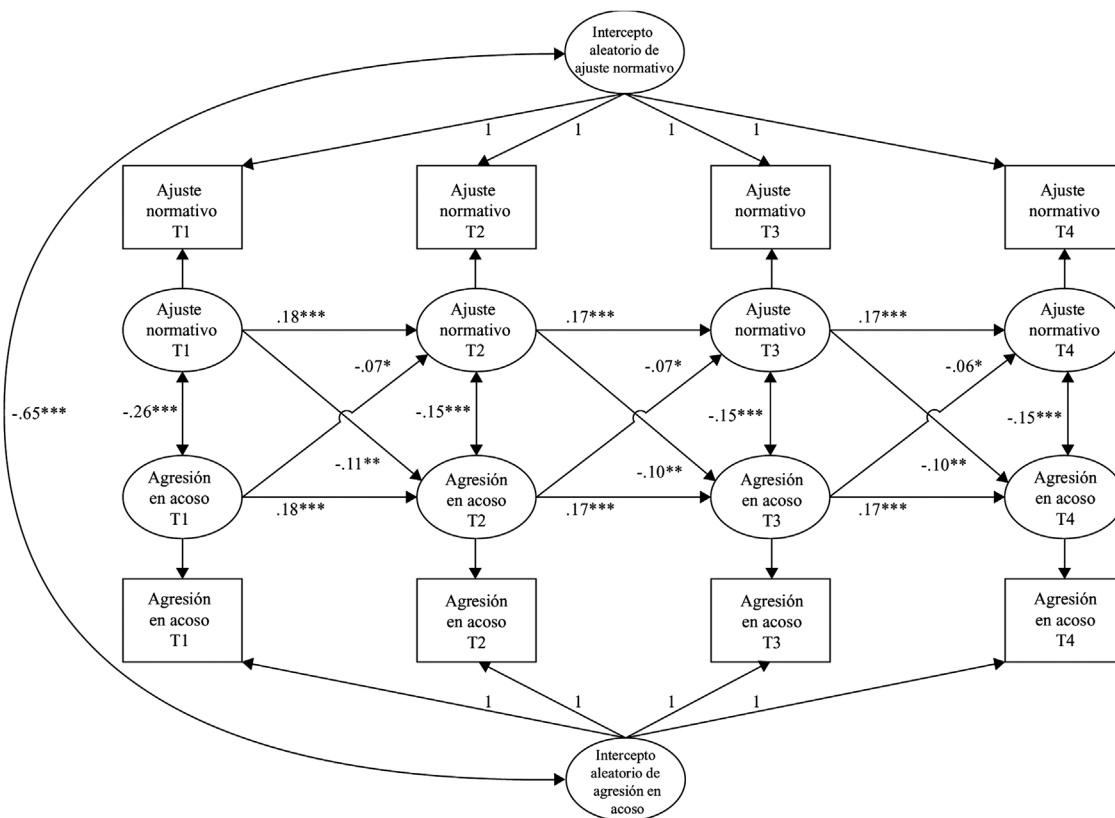


Figura 1. Resultados del modelo cross-lagged de intercepción aleatoria.

Nota. Se muestran los coeficientes estandarizados basados en los coeficientes no estandarizados restringidos. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. Modelo de curva de crecimiento.

interceptos en el modelo escalar. El ajuste del modelo indica que no hay diferencias significativas entre la invarianza métrica y la escalar.

Modelo cross-lagged de interceptos aleatorios

Se han efectuado una serie de modelos encadenados con el fin de obtener el ajuste del modelo más parsimonioso a la hora de interpretar los resultados (véase la Tabla 3). El modelo 1 representa la estimación libre de todos los parámetros. El ajuste del modelo indica un buen ajuste. La primera restricción se ha aplicado a las vías autorregresivas del modelo 2, que no muestra diferencias significativas con respecto al modelo sin restricciones. En el modelo 3 se han restringido los efectos cross-lagged, que no muestra diferencias significativas con respecto al modelo 2. Por último, en el modelo 4, se han restringido las covarianzas entre los residuos en el mismo periodo de tiempo. Considerando que el modelo 4 no presenta diferencias significativas con el modelo 3, se adopta como el modelo más parsimonioso, como referencia para explorar las asociaciones entre el *ajuste normativo* y la *agresión en acoso*. Los resultados del modelo de intercepción aleatoria cross-lagged se presentan en la Figura 1. En el nivel intersujeto, la covarianza entre los interceptos es significativa y negativa, indicando que los adolescentes con mayor implicación en la *agresión en acoso* en los cuatro tiempos reportan menos *ajuste normativo* en comparación con otros adolescentes. Las covarianzas negativas significativas entre los residuos del constructo a nivel intrasujeto indican que cuando los adolescentes informan de un alto grado de *agresión en acoso*, también revelan sistemáticamente niveles de *ajuste normativo* inferiores a la media. Con respecto a los efectos cross-lagged, cuando los adolescentes muestran un aumento en el *ajuste normativo*, esto predice

posteriormente una disminución en la *agresión en acoso* en comparación con sus propios niveles seis meses después. Del mismo modo, los cambios en la *agresión en acoso* predicen posteriormente variaciones inversas en el *ajuste normativo*. Los resultados de las pruebas de Wald indican que no hay diferencias de género, $Wald \chi^2(5) = 4,87, p = .43$, ni de edad, $Wald \chi^2(5) = 1,36, p = .93$ en la asociación recíproca entre el *ajuste normativo* y la *agresión en acoso*.

Se han llevado a cabo una serie de análisis de curva de crecimiento para examinar las trayectorias longitudinales del *ajuste normativo* y la *agresión en acoso*. En primer lugar, se han llevado a cabo curvas de crecimiento univariadas incondicionales para cada variable. El ajuste del modelo indica un buen ajuste de los datos (ver Tabla 3). Las pendientes significativas y positivas, $\beta = .18, t = 4.25, p < .001$, y negativas, $\beta = -.18, t = -5.18, p < .001$, sugieren que el *ajuste normativo* y la *agresión en acoso* tienden a aumentar y disminuir respectivamente durante el periodo de estudio. Las varianzas de las pendientes ($M = .10, EE = .03, t = 3.73, p < .001$; y $M = .04, EE = .01, t = 4.27, p < .001$, respectivamente) apoyan la idea de que estos cambios no se produjeron por igual para todos los adolescentes en el *ajuste normativo* y la *agresión en acoso*. En la Figura 2, las flechas sombreadas ilustran las covarianzas entre el intercepto y la pendiente de cada variable mediante el modelo de crecimiento univariante incondicional. La covarianza entre el intercepto y la pendiente en el *ajuste normativo* es negativa, lo que sugiere que los adolescentes con niveles de referencia más altos informan de un menor aumento en el *ajuste normativo* a lo largo del tiempo. La covarianza negativa entre la pendiente y el intercepto en la *agresión en acoso* indica que las puntuaciones más altas en la línea de base informan de una menor disminución de la *agresión en acoso* a lo largo del tiempo. Para analizar las relaciones entre las trayectorias de *ajuste normativo* y la *agresión en acoso*, se ha realizado

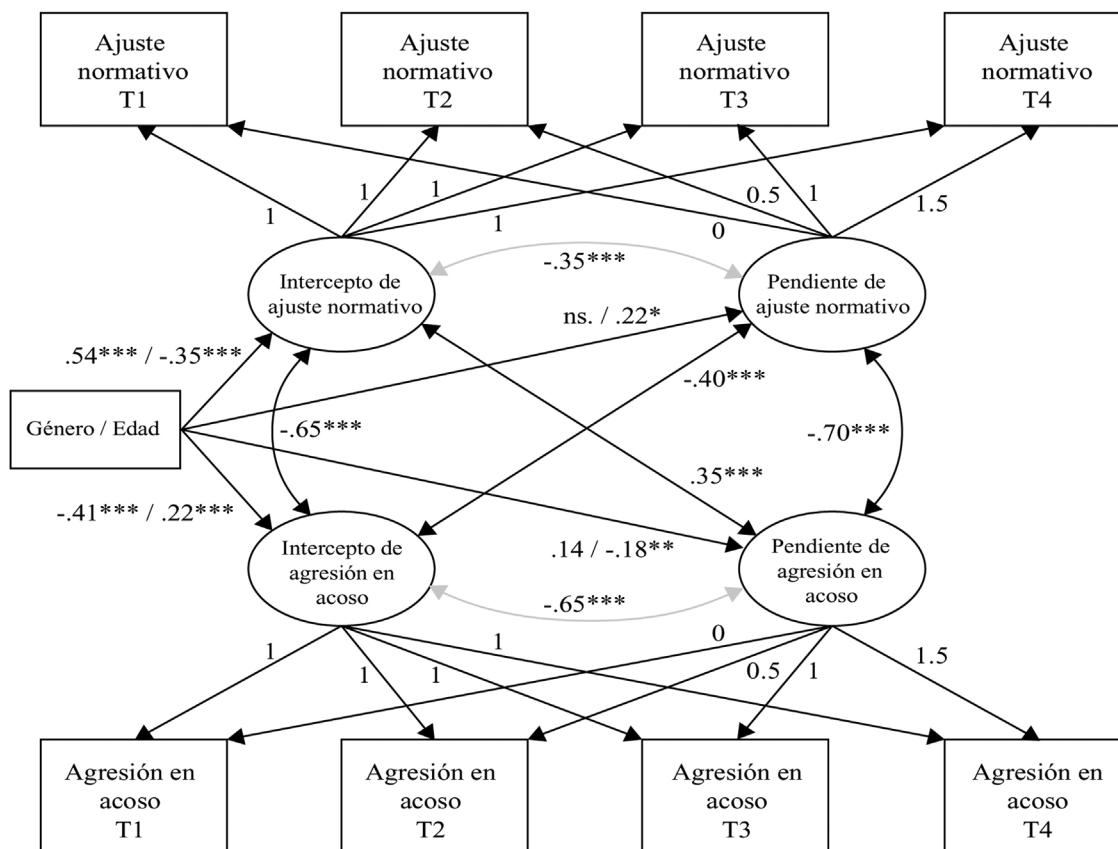


Figura 2. Resultados del modelo de curva de crecimiento.

Nota. Se muestran los coeficientes estandarizados basados en los coeficientes no estandarizados. Las covarianzas sombreadas corresponden al modelo de crecimiento univariante incondicional. Las covarianzas y los predictores en negrita corresponden al modelo de crecimiento paralelo. Para las covariables, los resultados se presentan en género/edad. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

un análisis de curva de crecimiento paralelo. El ajuste del modelo resultante indica un buen ajuste de los datos (ver [Tabla 3](#)). Las flechas en negrita en la [Figura 2](#) muestran las covarianzas entre los interceptos y las pendientes a través de las variables y los efectos del género y la edad como covariables a través del modelo de crecimiento paralelo. La asociación negativa entre los interceptos indica que los individuos con mayores niveles iniciales de *ajuste normativo* tienen menores niveles iniciales de *agresión en acoso* y viceversa. La covarianza significativa entre los factores de pendiente indica que los individuos que han experimentado los mayores aumentos en el *ajuste normativo* informan una mayor disminución en la *agresión en acoso*. La covarianza positiva entre la pendiente de la *agresión en acoso* y el intercepto del *ajuste normativo* sostiene que los niveles de base más altos en el *ajuste normativo* se asocian con una mayor disminución de la *agresión en acoso*. La covarianza negativa entre la pendiente del *ajuste normativo* y el intercepto de la *agresión en acoso* se asocian con un menor aumento del *ajuste normativo*. Ser una chica se asocia con una mayor disminución de la *agresión en acoso*, mientras que no se han encontrado diferencias de género en los cambios en el *ajuste normativo*. La adolescencia media se asocia a un mayor aumento en el *ajuste normativo*, y una menor disminución en la *agresión en acoso*.

Discusión

El objetivo de este estudio ha sido explorar la relación bidireccional entre la participación de los adolescentes en la agresión en acoso y el ajuste normativo, utilizando modelos longitudinales que han permitido verificar su interdependencia y evolución a lo largo

del tiempo. El RI-CLPM ha permitido relacionar los comportamientos agresivos de los escolares con sus niveles de ajuste normativo en cuatro periodos de tiempo, considerando los posibles efectos diferenciados a nivel interpersonal e intrapersonal. En consonancia con los resultados de estudios anteriores ([Laninga-Wijnen et al., 2018](#); [Mayeux y Kraft, 2018](#); [Pozzoli et al., 2012](#)), el modelo ha confirmado la relación negativa entre las variables estudiadas y su continuidad en el tiempo, lo que condiciona la influencia mutua en las características del estado.

A nivel interpersonal, la implicación de los adolescentes en comportamientos de acoso se vincula con un menor ajuste normativo. Los resultados también muestran que este comportamiento intersujeto se replica a nivel intrasujeto a través del nivel intrapersonal, por lo que existe un ciclo de influencia entre los dos constructos. Los escolares que muestran un mayor aumento en el ajuste normativo tienden a mostrar una menor participación en comportamientos indeseables como la agresión en acoso, y viceversa. Es decir, según la Hipótesis 1, el ajuste normativo predice la agresión en acoso, del mismo modo que la agresión en acoso predice el posterior ajuste normativo a nivel intrapersonal (Hipótesis 2). Aunque estudios previos han resaltado la necesidad de enfocarse en adolescentes con altos niveles de agresividad en acoso escolar y bajo ajuste normativo (a nivel interpersonal), los hallazgos del presente estudio enfatizan la importancia de advertir los posibles cambios que pueden ocurrir en el ajuste normativo, y la agresión en acoso entre adolescentes (a nivel intrapersonal), ya que esto puede influir en los cambios entre ambos fenómenos sin necesidad de niveles altos o bajos en comparación con sus iguales. Los presentes hallazgos destacan el papel relevante del cumplimiento de las normas escolares, como causa y consecuencia de las conductas de acoso

escolar. Para prevenir la agresión en acoso entre iguales es necesario prestar atención a los motivos y actitudes de los escolares hacia las normas escolares, pero además verse implicados en acoso empeorará el nivel de cumplimiento de un sistema que regula la calidad de las relaciones entre iguales (Herrera-López et al., 2016). La realización de un análisis longitudinal es una potencialidad de este estudio, ya que permite conocer la dirección y evolución de la influencia del ajuste normativo en la agresión en acoso a lo largo del tiempo. Los resultados han identificado también que el género y la edad no moderan la asociación negativa entre el ajuste normativo y la agresión en acoso, contrariamente a la Hipótesis 3. A pesar de los resultados anteriores y descriptivos que identifican diferencias en el acoso y el ajuste normativo (Romera et al., 2022b; Smith et al., 2019), no se observa que la asociación entre ambos esté influenciada por el género y la edad.

La realización de un análisis de la curva de crecimiento de las variables ha permitido superar las limitaciones inherentes a investigaciones transversales anteriores y comprobar la tendencia de estos comportamientos a lo largo del tiempo. Aquí, la trayectoria del acoso tiende a disminuir con el tiempo, mientras que el ajuste normativo tiende a aumentar. Estos resultados confirman las hipótesis 4 y 5. Estudios previos han identificado una tendencia decreciente del acoso en secundaria, explicada por el desarrollo social y cognitivo en estas edades (Cho y Lee, 2020) y un comportamiento más ajustado a las normas escolares (Etekal y Shi, 2020). Además, según la hipótesis 6, se ha encontrado una evolución común negativa entre el ajuste normativo y la agresión en acoso a lo largo del tiempo. El aumento en el ajuste normativo a lo largo del tiempo se asocia con una disminución en la agresión en acoso escolar. Estos resultados apoyan la superposición entre ambas variables, lo que implica que los cambios en una variable implican cambios inversamente en la otra.

Esta investigación tiene ciertas limitaciones. En primer lugar, existe un sesgo en la selección de la muestra, que se ha limitado deliberadamente a un área geográfica concreta: si los modelos propuestos se aplicaran a escolares de otras regiones, se puede dar mayor validez a los resultados obtenidos. En segundo lugar, cabe señalar que los autoinformes se han utilizado exclusivamente para la conducta de los adolescentes, con un único grupo de informantes. En tercer lugar, solo se han explorado dos variables. Resulta interesante analizar el efecto de otras variables cuya relación con el acoso y el ajuste normativo se identifica, como la popularidad. La necesidad de popularidad puede explicar la relación entre ambas variables precisamente porque los adolescentes luchan continuamente por el protagonismo y el prestigio dentro de su grupo de iguales y el ir en contra de las normas puede ser considerado como una estrategia para lograr esa popularidad (Romera et al., 2021). También resulta de interés ampliar el estudio del efecto del ajuste normativo en el comportamiento defensivo prosocial y a las opiniones del profesorado sobre las actitudes de los adolescentes hacia las normas del aula.

Los resultados de este estudio pueden orientar los programas de intervención educativa hacia el fomento de mejoras en las relaciones entre iguales en las escuelas y la prevención del acoso escolar. Este estudio destaca la importancia de involucrar a los escolares en las normas escolares de una manera que les valoren y las incorporen en su estilo de vida (Llorent et al., 2021). También es fundamental establecer normas escolares aceptadas y trasladadas a sus relaciones cotidianas para prevenir conductas indeseables como el acoso escolar (Mora-Merchán et al., 2021). El desafío para la educación es, por tanto, tratar de que los adolescentes reconozcan una interdependencia entre su actitud hacia la escuela y su bienestar psicológico, social y emocional, lo que los alienta a desarrollar vínculos de apoyo para mejorar la convivencia escolar.

Financiación

Este estudio ha sido financiado por la Agencia Estatal de Investigación - Ministerio de Ciencia e Innovación (PCD2021-121741-I00). Financiación del cargo por acceso abierto: Universidad de Córdoba / CBUA

Referencias

- Bacon, D. R., Sauer, P. L., y Young, M. (1995). Composite reliability in structural equations modeling. *Educational and Psychological Measurement*, 55(3), 394–406. <https://doi.org/10.1177/0013164495055003003>
- Berry, D., y Willoughby, M. T. (2017). On the practical interpretability of Cross-Lagged Panel Models: rethinking a developmental workhorse. *Child Development*, 88(4), 1186–1206. <https://doi.org/10.1111/cdev.12660>
- Bollen, K. (1989). *Structural equations with latent variables*. Wiley.
- Busching, R., y Krahé, B. (2015). The girls set the tone: Gendered classroom norms and the development of aggression in adolescence. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 41(5), 659–676. <https://doi.org/10.1177/0146167215573212>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chou, C. P., y Bentler, P. M. (1990). Multivariate behavioral common factor analysis versus component analysis: some well and little known facts. *Multivariate Behavioral Research*, 25(1), 115–136.
- Cho, S., y Lee, J. R. (2020). Joint growth trajectories of bullying perpetration and victimization among Korean adolescents: estimating a second-order growth mixture model-factor-of-curves with low self-control and opportunity correlates. *Crime and Delinquency*, 66(9), 1296–1337. <https://doi.org/10.1177/0011128719890271>
- Dawes, M. (2017). Early adolescents' social goals and school adjustment. *Social Psychology of Education*, 20(2), 299–328. <https://doi.org/10.1007/s11218-017-9380-3>
- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. Guilford.
- Etekal, I., y Shi, Q. (2020). Developmental trajectories of teacher-student relationships and longitudinal associations with children's conduct problems from grades 1 to 12. *Journal of School Psychology*, 82, 17–35. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2020.07.004>
- Gómez-Ortiz, O., Romera, E. M., y Ortega-Ruiz, R. (2017). Multidimensionalidad de social competence: Measurement of the construct and its relationship with bullying roles. *Revista de Psicodidáctica*, 22(1), 37–44. <https://doi.org/10.1387/RevPsicodidact.15702>
- Hair, J., Black, W., Babin, B., Anderson, R., y Tatham, R. (2006). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Pearson.
- Hamaker, E. L., Kuiper, R. M., y Grasman, R. P. P. P. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, 20(1), 102–116. <https://doi.org/10.1037/a0038889>
- Herrera-López, M., Romera, E. M., Ortega-Ruiz, R., y Gómez-Ortiz, O. (2016). Influence of social motivation, self-perception of social efficacy and normative adjustment in the peer setting. *Psicothema*, 28(1), 32–39. <https://doi.org/10.7334/psicothema2015.135>
- Jiménez, T. I., y Estévez, E. (2017). School aggression in adolescence: Examining the role of individual, family and school variables. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 17(3), 251–260. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2017.07.002>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Låftman, S. B., Östberg, V., y Modin, B. (2017). School climate and exposure to bullying: A multilevel study. *School Effectiveness and School Improvement*, 28(1), 153–164. <https://doi.org/10.1080/09243453.2016.1253591>
- Laninga-Wijnen, L., Harakeh, Z., Dijkstra, J. K., Veenstra, R., y Vollebergh, W. (2018). Aggressive and prosocial peer norms: change, stability, and associations with adolescent aggressive and prosocial behavior development. *The Journal of Early Adolescence*, 38(2), 178–203. <https://doi.org/10.1177/0272431616665211>
- Little, J. (2013). Multilevel confirmatory ordinal factor analysis of the Life Skills Profile-16. *Psychological Assessment*, 25(3), 810–825. <https://doi.org/10.1037/a0032574>
- Llorent, V. J., Farrington, D. P., y Zych, I. (2021). El plan de convivencia y su relación con las competencias socioemocionales, el bullying y el cyberbullying en la educación secundaria. *Revista de Psicodidáctica*, 26(1), 35–44. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2020.11.002>
- Longobardi, C., Iotti, N. O., Jungert, T., y Settanni, M. (2018). Student-teacher relationships and bullying: The role of student social status. *Journal of Adolescence*, 63, 1–10. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2017.12.001>
- Mayeux, L., y Kraft, C. (2018). Social goals moderate the associations between peer status and behavior in middle school. *Social Development*, 27(4), 699–714. <https://doi.org/10.1111/sode.12298>
- 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>
- Mora-Merchán, J., Espino, E., y Del Rey, R. (2021). Desarrollo de estrategias de afrontamiento efectivas para reducir el acoso escolar y su impacto en las víctimas estables. *Psychology, Society & Education*, 13(3), 55–66. <https://doi.org/10.21071/psye.v13i3.14006>

- Mucherah, W., Finch, H., White, T., y Thomas, K. (2018). The relationship of school climate, teacher defending and friends on students' perceptions of bullying in high school. *Journal of Adolescence*, 62, 128–139. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2017.11.012>
- Müller, C. M., Hofmann, V., Begert, T., y Cillessen, A. H. (2018). Peer influence on disruptive classroom behavior depends on teachers' instructional practice. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 56, 99–108. <https://doi.org/10.1016/j.appdev.2018.04.001>
- Olweus, D. (1994). Bullying at School. En L. R. Huesmann (Ed.), *Aggressive behavior. The plenum series in social/clinical psychology* (pp. 97–130). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-9116-7_5
- Ortega-Ruiz, R., Del Rey, R., y Casas, J. A. (2016). Assessing bullying and cyberbullying: Spanish validation of EBIPQ and ECIPO. *Psicología Educativa*, 22, 71–79. <https://doi.org/10.1016/j.pse.2016.01.004>
- Pouwels, J. L., Salmivalli, C., Saarento, S., van den Berg, Y. H., Lansu, T. A., y Cillessen, A. H. (2018). Predicting adolescents' bullying participation from developmental trajectories of social status and behavior. *Child Development*, 89(4), 1157–1176. <https://doi.org/10.1111/cdev.12794>
- Pozzoli, T., Gini, G., y Vieno, A. (2012). The role of individual correlates and class norms in defending and passive bystanding behavior in bullying: A multilevel analysis. *Child Development*, 83(6), 1917–1931. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2012.01831.x>
- Preacher, K. J., Wichman, A. L., MacCallum, R. C., y Briggs, N. E. (2008). *Latent growth curve modeling*. Sage.
- Romera, E. M., Luque-González, R., García-Fernández, C. M., y Ortega-Ruiz, R. (2022a). Competencia social y bullying: el papel de la edad y el género. *Educación XX1*, 25(1), 309–333. <https://doi.org/10.5944/educxx1.30461>
- Romera, E. M., Luque, R., Ortega-Ruiz, R., Gómez-Ortiz, O., y Camacho, A. (2022b). Positive peer perception, social anxiety and classroom social adjustment as risk factors in peer victimization: A multilevel study. *Psicothema*, 34(1), 110–116. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.37>
- Romera, E. M., Ortega-Ruiz, R., Runions, K., y Camacho, A. (2021). Bullying perpetration, moral disengagement and need for popularity: Examining reciprocal associations in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 50, 2021–2035. <https://doi.org/10.1007/s10964-021-01482-4>
- Rosseel, Y. (2012). *Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling*. *Journal of Statistical Software*, 42(2), 1–36.
- Smith, P. K. (2016). Bullying: Definition, types, causes, consequences and intervention. *Social and Personality Psychology Compass*, 10(9), 519–532. <https://doi.org/10.1111/spc3.12266>
- Smith, P. K., Lopez-Castro, L., Robinson, S., y Gorzig, A. (2019). Consistency of gender differences in bullying in cross-cultural surveys. *Aggression and Violent Behavior*, 45, 33–40. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2018.04.006>
- Teng, Z., Bear, G. G., Yang, C., Nie, Q., y Guo, C. (2020). Moral disengagement and bullying perpetration: A longitudinal study of the moderating effect of school climate. *School Psychology*, 35(1), 99–109. <https://doi.org/10.1037/spq0000348>
- Wang, C., Boyanton, D., Ross, A. S. M., Liu, J. L., Sullivan, K., y Anh Do, K. (2018). School climate, victimization, and mental health outcomes among elementary school students in China. *School Psychology International*, 39(6), 587–605. <https://doi.org/10.1177/0143034318805517>
- Zych, I., Ttofi, M. M., Llorent, V. J., Farrington, D. P., Ribeaud, D., y Eisner, M. P. (2020). A longitudinal study on stability and transitions among bullying roles. *Child Development*, 91, 527–545. <https://doi.org/10.1111/cdev.13195>