
Predictores relacionales de la popularidad percibida en una muestra de adolescentes escolarizados: un análisis multinivel

Relational predictors of perceived popularity in a sample of school-based adolescents: A multilevel analysis

在校青少年样本中感知受欢迎程度的关系预测因素:多层次分析

Предикторы восприятия популярности в выборке школьников-подростков: многоуровневый анализ

Ignacio Ramos Vidal
Universidad de Sevilla
Iramos5@us.es
<https://orcid.org/0000-0002-1840-0761>

Fechas · Dates

Recibido: 2023-07-20
Aceptado: 2023-10-25
Publicado: 2023-12-31

Cómo citar este trabajo · How to Cite this Paper

Ramos, I. (2023). Predictores relacionales de la popularidad percibida en una muestra de adolescentes escolarizados: un análisis multinivel. *Publicaciones*, 53(3), 97-115. <https://doi.org/10.30827/publicaciones.v53i3.23775>

Resumen

La popularidad es clave para comprender los procesos de influencia entre iguales durante la adolescencia. Los individuos populares son visibles socialmente, su conducta es imitada y ocupan posiciones centrales dentro del sistema de pares. La literatura diferencia entre popularidad sociométrica (individuos que agradan y desarrollan conductas prosociales) y popularidad percibida (individuos reputados y que desarrollan conductas disruptivas). El objetivo del estudio es identificar los determinantes relacionales de la popularidad percibida en una muestra de estudiantes mexicanos de educación secundaria, incluyendo el efecto de la edad media de las clases a las que están asignados los participantes.

Los participantes son 407 estudiantes ($n = 273$ mujeres; 67.1%) con edades comprendidas entre 14 y 22 años ($M = 15.55$; $DT = .99$). Se emplearon técnicas de análisis de redes y análisis multinivel.

Los resultados muestran que la edad media de la clase es un factor explicativo de la variabilidad de la dependiente y el análisis de los parámetros de efectos fijos del modelo multinivel indica que ser central en la red de vínculos positivos es el predictor relacional que mejor explica la popularidad percibida ($\gamma_02 = .65$; $t = 16.820$; $p < .00001$; $IC95\%: .58 - .73$).

La popularidad percibida es un fenómeno complejo y dual en el que se solapan rasgos de la popularidad percibida y sociométrica. Comprender los factores que determinan la popularidad percibida es crucial para garantizar el ajuste psicosocial de los jóvenes en contextos educativos.

Palabras clave: análisis multinivel, análisis de redes, comportamiento social, influencia social, popularidad, relaciones interpersonales.

Abstract

Popularity is a key construct to understand social influence processes among peers during adolescence. Popular individuals are socially visible, their behavior is imitated, and they occupy central positions in the peer system. Literature differentiates between sociometric popularity (individuals who like others and develop prosocial behaviors) and perceived popularity (reputable individuals who develop disruptive behaviors). The objective of the study is to identify the relational determinants of perceived popularity in a sample of Mexican high school students, including the effect of the mean age of the classrooms to which participants are assigned.

Participants are 407 students ($n = 273$ women; 67.1%) aged between 14 and 22 years ($M = 15.55$; $SD = .99$). Network analysis and multilevel techniques were used.

Results shows that the mean age of the class is an explanatory factor for the variability of the dependent and the analysis of the fixed effects parameters indicates that being central in the network of positive links is the relational predictor that best explains perceived popularity ($\gamma_02 = .65$; $t = 16.820$; $p < .00001$; $CI95\%: .58 - .73$).

Perceived popularity is a complex and dual phenomenon in which features of perceived and sociometric popularity overlap. Understanding the factors that determine perceived popularity is crucial to ensure the psychosocial adjustment of young people in educational contexts.

Keywords: Interpersonal relationships, multilevel analysis, network analysis, popularity, social behavior, social influence.

概要

受欢迎程度是理解青春期同伴影响过程的关键。受欢迎的个人在社会上是可见的，他们的行为会被模仿，并且他们在同侪体系中占据中心地位。文献区分了社会受欢迎度（受到喜爱并发展出亲社会行为的个人）和感知受欢迎度（享有盛誉并发展出破坏性行为的个人）。该研究的目的是确定墨西哥中学学生样本中受欢迎程度的相关决定因素，包括参与者所分配班级的平均年龄的影响。

参与者为 407 名学生（273 名女性；67.1%），年龄在 14 至 22 岁之间（ $M = 15.55$ ； $SD = .99$ ）。研究使用了网络分析和多层次分析技术。

结果表明，班级的平均年龄是依赖性变异性的一个解释因素，并且对多水平模型的固定效应参数的分析表明，处于正关系网络的中心是最好的关系预测因子。解释了感知受欢迎程度（ $\gamma_02 = .65$ ； $t = 16.820$ ； $p < .00001$ ；95% CI: .58 - .73）。

感知受欢迎度是一种复杂的双重现象，其中感知受欢迎度和社会计量学受欢迎度的特征重叠。了解决定受欢迎程度的因素对于确保年轻人在教育环境中进行社会心理调整至关重要。

关键词：多层次分析，网络分析，社会行为，社会影响力，受欢迎程度，人际关系。

Аннотация

Популярность имеет ключевое значение для понимания процессов взаимного влияния сверстников в подростковом возрасте. Популярные личности социально заметны, их поведению подражают, и они занимают центральные позиции в системе отношений со сверстниками. В литературе проводится различие между социометрической популярностью (индивиды, которые нравятся и развивают просоциальное поведение) и воспринимаемой популярностью (индивиды, которые пользуются репутацией и развивают деструктивное поведение). Цель исследования - выявить реляционные детерминанты воспринимаемой популярности в выборке мексиканских старшеклассников, в том числе влияние среднего возраста классов, в которые распределены участники.

В исследовании приняли участие 407 студентов ($n = 273$ девушки; 67.1%) в возрасте от 14 до 22 лет ($M = 15.55$; $SD = .99$). Использовались методы сетевого анализа и многоуровневого анализа.

результаты показывают, что средний возраст класса является объясняющим фактором для изменчивости независимого показателя, а параметрический анализ многоуровневой модели с фиксированными эффектами показывает, что центральное место в сети положительных связей является реляционным предиктором, который лучше всего объясняет воспринимаемую популярность ($\gamma_02 = .65$; $t = 16.820$; $p < .00001$; 95%CI: .58 - .73).

Воспринимаемая популярность - сложный и двойственный феномен, в котором пересекаются черты воспринимаемой и социометрической популярности. Понимание детерминант воспринимаемой популярности имеет решающее значение для обеспечения психосоциальной адаптации молодых людей в образовательных контекстах.

Ключевые слова: многоуровневый анализ, сетевой анализ, социальное поведение, социальное влияние, популярность, межличностные отношения, социальное влияние, межличностные отношения.

Introducción

La preadolescencia y la adolescencia son períodos especialmente críticos en el desarrollo humano en las que se conjugan cambios biológicos y socioculturales que producirán efectos significativos en etapas posteriores del ciclo vital (Bronfenbrenner, 1979). Durante la adolescencia emergen diversas transformaciones a nivel biológico, familiar y relacional que inciden en el ajuste psicosocial que experimentan los adolescentes en diferentes contextos de socialización.

Además de los abruptos cambios físicos y madurativos propios de esta etapa, se producen otros procesos, a menudo simultáneos, que alteran el modo en que los adolescentes se relacionan con el entorno social. En primer lugar, la familia pierde progresivamente cierto poder como institución de socialización primaria, lo que se traduce en una reducción de la capacidad de los progenitores y de la familia nuclear de intervenir en la formación de actitudes y comportamientos de los adolescentes. En segundo lugar, esta pérdida de capacidad puede producirse en detrimento del grupo de pares que adquiere preponderancia como grupo de referencia, incrementando en consecuencia su capacidad para influir en la formación de actitudes y en la conducta de los adolescentes (Steinberg, 2011).

Aunque los cambios mencionados no actúan de manera homogénea durante todos los años que comprenden la preadolescencia y la adolescencia, la tónica generalizada es que en esta etapa surge cierto desapego hacia el contexto familiar al tiempo que incrementa la influencia del grupo de iguales sobre el comportamiento de los jóvenes. La principal manifestación de esta desafección es la reducción de las interacciones con la familia y de modo compensatorio, el incremento de las relaciones con el grupo de pares. En lo referente al ámbito familiar, desde un plano estrictamente relacional aminoran tanto la frecuencia como el contenido substantivo de las interacciones entre los adolescentes y sus familias (Estévez et al., 2007). En esta línea, Larson et al. (1996) realizaron un estudio secuencial transversal en el que examinaron las interacciones diarias entre adolescentes y sus padres, en niños y adolescentes de 10 a 18 años, demostrando que el tiempo que los jóvenes invierten con sus padres decrece desde el 34% en los participantes de menor edad hasta el 15% de la población más adulta.

Uno de los principales efectos derivados del descenso de las interacciones entre los adolescentes y sus padres es que viene acompañado de un decremento de los diferentes tipos de apoyo social que hasta ese momento la familia brinda a los jóvenes. Diferentes estudios asocian estos cambios de carácter relacional con el desarrollo de conductas disruptivas como iniciarse en el consumo de alcohol y sustancias psicoactivas (Goldstick et al., 2018; Moreno et al., 2006; Roebroek & Koning, 2016) y con la implicación en situaciones de agresión y acoso (Espelage, 2014; Jiménez & Estévez, 2017; White & Renk, 2012).

Al igual que la pérdida de apoyo social de los padres produce efectos en los hábitos y en la conducta de los adolescentes, el aumento de la influencia del grupo de pares también puede detonar cambios tanto positivos como negativos en el comportamiento de los jóvenes (Ellis & Zbaratany, 2007). En la vertiente positiva, la literatura muestra que el grupo de iguales pueden influir en sentido positivo en la conducta de los adolescentes promoviendo la ayuda mutua, el apoyo social y la cooperación en el desarrollo de actividades académicas y extraescolares. Estos hallazgos se han derivado de estudios longitudinales (Gremmen et al., 2017), transversales (Masland & Lease, 2013) y experimentales (Misch & Dunham, 2021; van Hoorn et al., 2016), lo que sugiere que los procesos psicosociales que acontecen en los grupos que se forman a estas edades

pueden favorecer la aparición de conductas prosociales. En un estudio longitudinal realizado en Finlandia, Wang et al. (2018), mostraron que la influencia ejercida por el grupo de iguales conduce a niveles similares de implicación emocional, cognitiva y comportamental de los estudiantes en el contexto escolar. En otra propuesta Wentzel y Ramani (2016) recopilan el efecto que la influencia del grupo de pares produce en los dominios cognitivo, motivacional y socioemocional, afectando en última instancia, a la conducta de los adolescentes. Estos resultados apuntan a que la formación de actitudes, el desarrollo cognitivo y el despliegue de comportamientos de los adolescentes es contingente del grupo de pares del que éstos son partícipes.

La otra cara de la moneda es la influencia negativa que el grupo de pares puede llegar a producir en el comportamiento de los adolescentes. Los antecedentes muestran que las fuerzas sociales que conducen a la uniformidad grupal, al conformismo para aceptar las normas del grupo y a la presión que experimentan los miembros para ser aceptados por el resto de los integrantes son factores que pueden favorecer la aparición de comportamientos antisociales y disruptivos (Friedkin, 2001). Además de los factores mencionados, otros autores proponen que la homofilia (tendencia de los individuos a seleccionar para entablar relaciones a personas que se perciben como similares) y la susceptibilidad a la presión ejercida por el grupo son factores relevantes para comprender los procesos de influencia que conducen al desarrollo de comportamientos antisociales (McCoy et al., 2019; Monahan et al., 2009). Otras líneas de investigación apuntan a que la necesidad de reconocimiento y aceptación por parte de los miembros del grupo y el deseo de alcanzar posiciones dominantes entre los iguales son factores que pueden favorecer el desarrollo de comportamientos negativos (Faris & Ennett, 2012; Sijtsema & Lindenberg, 2018). En la medida en que el estatus se asocia con la posición que los sujetos ocupan en la estructura del grupo de pares, estudios previos señalan que la popularidad percibida es un mecanismo efectivo para medir el estatus de los adolescentes dentro del grupo de iguales (Ennett et al., 2008). La popularidad es una variable crucial para entender las relaciones entre adolescentes porque juega un papel clave en la aceptación, en la capacidad de influir (y de ser influenciado) y en las relaciones de poder que se producen en el grupo de iguales (Cillessen et al., 2011). La siguiente sección se centra en examinar el rol que desempeña la popularidad en el proceso adaptativo de los adolescentes en el grupo de pares.

Popularidad en el sistema de pares

Giordano (2003) propone una acepción simple del constructo popularidad describiéndolo como el ser querido por muchos. En general existe cierto consenso al considerar que las personas populares son (a) ampliamente conocidas, es decir, cuentan con cierta notoriedad pública; (b) son emuladas por parte del resto de miembros del grupo; y (c) tienden a ocupar posiciones centrales en la estructura del sistema de pares (Adler & Adler, 1998). Si bien los expertos reconocen que los niños y adolescentes populares suelen desarrollar comportamientos prosociales y brindan apoyo a sus compañeros (Rubin et al., 1998), otros autores muestran que ser popular implica mantener relaciones con muchos contactos lo que puede provocar que los adolescentes populares corran mayor riesgo de ser influenciados por otros adolescentes que desarrollan conductas antisociales y acabar también ellos adoptando ese tipo de conductas (Allen et al., 2005).

Otro factor relevante es que el nivel popularidad que exhiben los adolescentes dentro del grupo de pares no es constante durante la adolescencia. Algunos estudios docu-

mentan que el nivel de popularidad en la transición entre la escuela primaria y secundaria es relativamente estable (Bukowski & Newcomb, 1984), siendo infrecuentes los cambios extremos en los índices de popularidad durante este período (Coie & Dodge, 1983). Mientras que otros trabajos muestran que la importancia que los jóvenes conceden al hecho de ser populares, y, por consiguiente, el énfasis en este fenómeno incrementa notablemente en el primer y segundo año de la escuela secundaria y decrece paulatinamente en el acceso al bachillerato (Jiang & Cillessen, 2005). Un estudio longitudinal que evaluó los cambios en los niveles de popularidad entre el acceso a la educación secundaria y los últimos de dicha etapa formativa en cinco cohortes de estudiantes mostró que los cambios producidos en el estatus sociométrico de los participantes se asociaron a los cambios en los tipos de conductas antisociales que adoptaron los participantes durante ese período (van den Berg et al., 2019). Este hallazgo muestra los correlatos existentes entre los cambios en los niveles de popularidad y la conducta de los adolescentes, lo que sugiere que la edad es una variable relevante para entender el estatus dentro del grupo de pares (Moody et al., 2011).

De otro lado, Parkhurst y Hopmeyer (1998) plantean una interesante distinción entre popularidad sociométrica y popularidad percibida que conviene explicitar. En síntesis, los adolescentes considerados populares desde el encuadre sociométrico son personas socialmente aceptadas y que “gustan” y “agradan” a la mayoría de los miembros del grupo de pares. Mientras que quienes se identifican como populares desde el enfoque percibido son consideradas personas reputadas y socialmente visibles, pero no necesariamente “gustan” o “agradan” al resto de miembros del grupo (Cillessen & Borch, 2006). Los individuos que gozan de una elevada reputación (popularidad percibida) suelen conceder una importancia excesiva al aspecto físico, son imitados por otros miembros del grupo en su forma de vestir o en la música que escuchan, y suelen atraer a otros compañeros que aspiran a formar parte del círculo social de estos individuos (Cillessen & Rose, 2005). Este proceso de atracción se produce porque los compañeros pretenden incrementar su propio estatus entablando contacto con actores que cuentan con estatus superior. Una investigación que combinó el estudio de la popularidad percibida y sociométrica encontró que las chicas que presentaban puntuaciones elevadas en popularidad percibida eran consideradas atractivas, brillantes y prosociales, mientras que los chicos que puntuaban alto en este tipo de popularidad eran observados como atléticos y atractivos (Lease et al., 2002). En este sentido, dado que la apariencia física es un factor de atracción habitualmente asociado a la popularidad percibida (Back et al., 2010), cabe esperar que otorgar una importancia excesiva al aspecto físico contribuye a incrementar la popularidad percibida y, en consecuencia, el poder social dentro del grupo de pares.

Al mismo tiempo, ser percibido como alguien prosocial (popularidad sociométrica) se relaciona con el hecho de contar con una amplia red de contactos con los que se mantienen relaciones categorizadas mayoritariamente como positivas (prosociales). Esto implica que los adolescentes que reciben muchas nominaciones por parte de otros compañeros cuando se les pregunta *¿qué compañeros te agradan más?*, son observados como potenciales proveedores de ayuda y apoyo social, sin embargo, no son percibidos como sujetos tan poderosos o influyentes como quienes son socialmente visibles y cuentan con una elevada popularidad percibida (Cillessen & Rose 2005; Kupersmidt & Dodge, 2004; Lease et al., 2002; Parkhurst & Hopmeyer, 1998). Por lo tanto, cabe esperar que los individuos que son percibidos como prosociales y reciben nominaciones como alguien que agrada o gusta, presentarán mayores niveles de popularidad sociométrica. Aunque los hallazgos son contradictorios sobre el rol que las relaciones positivas juegan en los dos tipos de popularidad examinados, los

estudios reflejan que los adolescentes considerados populares desde las perspectivas sociométrica y percibida comparten características en común, pero se diferencian en aspectos relacionados con la exhibición de conductas antisociales con mayor frecuencia (popularidad percibida) y son percibidos como menos poderosos (popularidad sociométrica).

La popularidad sociométrica identifica a los adolescentes que reciben múltiples nominaciones por parte del resto de miembros del grupo (usualmente compañeros de clase o del mismo curso) cuando se les pregunta ¿qué compañeros te agradan más (y menos)? Investigaciones previas muestran que los adolescentes populares a nivel sociométrico se caracterizan por desarrollar comportamientos positivos, por ser ampliamente aceptados por el resto de los miembros del grupo, por mostrar un ajuste emocional adecuado y porque no suelen implicarse en comportamientos antisociales (Cillessen & Borch, 2006; Cillessen & Rose, 2005; Kupersmidt & Dodge, 2004). De otro lado, la popularidad percibida identifica a los adolescentes que reciben muchas nominaciones cuando se formula la pregunta ¿Qué compañeros son más (y menos) populares? A diferencia de lo que sucede con la popularidad sociométrica, los adolescentes identificados como populares desde el enfoque percibido son considerados agresivos, se involucran en comportamientos tanto prosociales como antisociales (Parkhurst & Hopmeyer, 1998), y son definidos en esos términos por parte de sus iguales (LaFontana & Cillessen, 2002). Para calcular tanto el índice de popularidad sociométrica como percibida se suman el total de nominaciones positivas recibidas y a dicha suma se le resta el número de nominaciones negativas recibidas. Ejecutando dicha operación se obtiene como resultado una variable continua que describe el nivel de popularidad sociométrica o percibida, en función del contenido de la pregunta formulada.

Este sistema permite obtener una puntuación basada en el número de nominaciones recibidas por parte del resto de miembros de la clase o del mismo curso (Cillessen & Rose 2005). Sin embargo, en la última década se ha producido una expansión de los estudios que aplican técnicas de análisis de redes sociales (ARS) que se han mostrado efectivas para capturar y evaluar sendas modalidades de popularidad desde un enfoque relacional. El ARS es pertinente en las investigaciones sobre popularidad porque permite: (a) identificar la posición que ocupa cada miembro del grupo (clase o curso) en la red de popularidad; (b) estudiar de forma simultánea diferentes tipos de interacciones (prosociales y antisociales) que pueden darse entre los miembros del grupo; (c) examina las propiedades estructurales de la red que subyace a las interacciones de los integrantes de una clase o de un curso, y (d) enlaza de manera simultánea los diferentes niveles de análisis (individual, diádico y grupo completo) que pueden incidir en el fenómeno estudiado (Ramos-Vidal, 2016).

Aunque los antecedentes muestran que una de las propiedades que distinguen a los adolescentes populares es precisamente que son actores centrales dentro del grupo de iguales, es decir, que la centralidad de grado se ha empleado como un factor descriptivo de la popularidad, rara vez se ha estudiado de forma conjunta el impacto que produce en la popularidad percibida el ser observado como una persona que otorga mucha importancia al físico (siendo este un rasgo característico de los adolescentes populares desde el enfoque percibido), y que al mismo tiempo son observados como individuos prosociales (rasgo identificativo de los sujetos populares desde el enfoque sociométrico), incluyendo los efectos que la edad media de la clase puede ejercer como variable relevante a nivel grupal.

Considerando los antecedentes expuestos, el objetivo de esta investigación es examinar el efecto que produce conceder una importancia excesiva al aspecto físico y

ser considerado prosocial (variables independientes a nivel individual), teniendo en cuenta la edad media de la clase en la que se incluyen los participantes (variable independiente a nivel grupal) sobre el nivel de popularidad percibida en una muestra de adolescentes mexicanos.

Métodos

Participantes y procedimiento

En esta investigación participaron 407 estudiantes ($n = 273$ mujeres; 67.1%) con edades comprendidas entre 14 y 22 años ($M = 15.55$; $DT = .99$) que cursaban estudios de educación secundaria en la periferia de la Ciudad de México. Los participantes se distribuyen en once clases, cuyos tamaños oscilan entre 26 y 47 alumnos.

El equipo de investigación mantuvo un contacto inicial con los directores de las instituciones con el propósito de dar a conocer los objetivos del estudio y se adquirió el compromiso de ofrecer feedback al profesorado para mejorar la dinámica relacional. El estudio fue previamente aprobado por el comité de ética de institución responsable del proyecto de investigación.

Instrumentos y variables

Cada participante recibió un cuestionario con la estructura de una matriz en la que en las filas aparecía el listado completo con los nombres de los alumnos de su clase, y en las columnas se podían observar diferentes tipos de relaciones posibles. Los participantes debían identificar a los alumnos con los que mantenían la relación por la que se les preguntaba en cada caso. Este tipo de diseños es habitual cuando se realizan estudios socio-céntricos en los que se conoce previamente el nombre de los sujetos que forman parte del sistema social objeto de estudio, en este caso el alumnado inscrito en las once clases evaluadas.

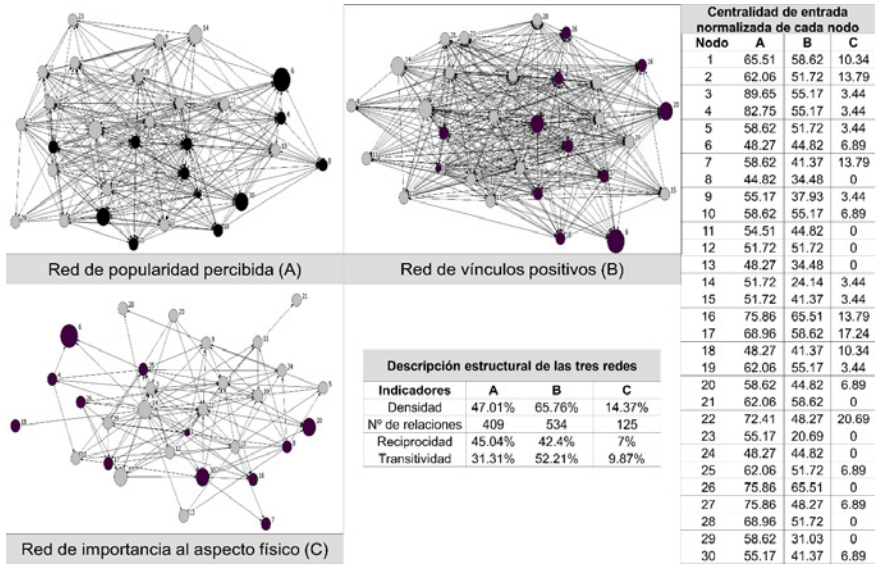
La variable dependiente corresponde a las nominaciones recibidas por cada participante en la red de popularidad percibida. Este parámetro se corresponde con el valor de los grados de entrada (centralidad de entrada) que presenta cada actor en cada tipo de relación. Debido a que las clases son de diferente tamaño, y en consecuencia los valores de este parámetro pueden variar ampliamente de una clase a otra, se optó por emplear los valores normalizados que permiten la comparación entre clases. Se le solicitó a cada participante que asignara un 0 a los compañeros que consideraban que eran "nada populares", 1 a quienes consideraban "algo populares", y 2 quienes consideraban "muy populares". Posteriormente esta matriz fue dicotomizada obteniendo una matriz cuadrada simétrica con código binario (0= nada popular; 1= popular).

Las variables independientes a nivel individual son las nominaciones recibidas (centralidad de entrada) en la red de importancia al aspecto físico y en la red de interacciones positivas. Para calcular ambas medidas, el alumnado debía señalar con una X a los compañeros de su clase que consideraban que otorgaban mucha importancia al aspecto físico y a los compañeros con los que mantenían una relación positiva, respectivamente. Al igual que en el caso de la variable dependiente, se decidió emplear los valores normalizados de ambos indicadores para poder comparar los valores entre las clases. La variable independiente de segundo nivel es la edad media de los alumnos

de cada clase. A modo ilustrativo, en la Figura 1 se ilustra un ejemplo de las redes de popularidad, de importancia al aspecto físico y de vínculos positivos en una misma clase de secundaria conformada por 30 alumnos. En la misma figura se reporta el valor de la centralidad de entrada normalizada de cada alumno en los tres tipos de relaciones y las medidas de cohesión estructural de cada red. El tamaño del nodo representa la edad de cada participante y el color identifica el sexo del alumnado (color gris= chicas; color negro= chicos).

Figura 1

Ilustración de tres redes en una misma clase indicando las propiedades estructurales de cada red y los valores de la centralidad de entrada de cada alumno



Análisis de datos

En primer lugar, se procedió a calcular con el software Ucinet (Borgatti et al., 2002) los valores de la centralidad de entrada en las redes de popularidad (variable dependiente), y en las redes de importancia a la apariencia física e interacciones positivas (variables independientes a nivel individual). En segundo lugar, las variables se trasladaron al software SPSS® (Version 27.0. Armonk, NY: IBM Corp) para ejecutar los análisis multinivel. Esta técnica de investigación está especialmente indicada cuando los participantes (en este caso el alumnado evaluado), se encuentran agrupados en unidades de información más amplias (en este caso las clases). La utilización del análisis multinivel se recomienda cuando se asume que existe mayor homogeneidad dentro de cada unidad de orden superior con relación a la variable dependiente y que cierta variabilidad de la dependiente puede ser atribuible a un factor correspondiente a una estructura jerárquica de orden superior (Goldstein, 2011). En este caso la variable de orden superior es la edad media del alumnado de cada clase. Se decidió incluir esta variable porque estudios previos muestran que es un factor destacado para explicar la popularidad en el sistema de pares (Giordano, 2003; Moody et al., 2011). Cabe aclarar que la edad de cada participante es una variable de nivel individual, pero la edad me-

dia de cada clase constituye una variable de segundo nivel al describir una propiedad de cada clase en la que se agrupan los participantes, no de cada sujeto.

Siguiendo las recomendaciones de Pardo et al. (2007) se procedió al centrado de las variables para que los coeficientes de los modelos tuvieran un significado claro. Los mismos autores sugieren ejecutar un procedimiento en dos pasos para ajustar e interpretar adecuadamente modelos multinivel. En un primer paso se desarrolla un análisis de varianza de un factor de efectos aleatorios (AEA). Este modelo también conocido como modelo nulo no incluye ninguna variable independiente, pero resulta útil para determinar, mediante comparación con éste, el ajuste de otros modelos. En este estudio el modelo AEA informa de la variabilidad de la variable dependiente dentro de cada clase y de la variabilidad de la media de la edad en las once clases.

Una vez se obtuvo el modelo nulo, el siguiente paso fue realizar un análisis de regresión de coeficientes aleatorios (RCA) en el que se introdujeron como variables independientes de nivel individual (nivel 1) el valor de las centralidades de entrada en la red de importancia al aspecto físico y en la red de interacciones positivas, y como variable independiente de nivel grupal (nivel 2) la edad media de los alumnos en cada clase. Se obtuvieron diferentes parámetros de ajuste global al objeto de identificar el grado en que el modelo multinivel consigue reflejar la variabilidad presente en los datos. Las medidas de ajuste empleadas son la desviación (-2LL), el criterio de información de Akaike (AIC), el criterio de información de Akaike corregido (AICC), el criterio de información de Akaike consistente (AICC), y el criterio de información Bayesiano (BIC). En síntesis, todos los parámetros son una función del primero (-2LL) que penalizan, incrementando su valor, cuando se incorporan nuevas variables en el modelo, de manera que cuanto menor es el valor de estos estadísticos mayor es el ajuste global del modelo (Snijders & Bosker, 2011). En la siguiente sección se presentan los resultados.

Resultados

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos y las correlaciones bivariadas entre la variable dependiente, la edad de los participantes y las variables independientes de nivel 1.

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de la variable dependiente e independientes (N= 407)

Nº	Parámetros	Mín.	Máx.	M	DT	1	2	3	4
1	Cent. Entr. (pop.)	1.72	14.53	5.87	2.01	---			
2	Edad	14	22	15.55	0.99	-.295**	---		
3	Cent. Entr. (Fís.)	0	6.90	1.54	1.25	.396**	-.042	---	
4	Cent. Entr. (Pos.)	.25	9.85	4.24	1.61	.554**	-.026	-	---
									.021

Nota. M= Media; DT= Desviación tipo; Cent. Entr. (pop.) = Centralidad de entrada red de Popularidad; Cent. Entr. (Fís.) = Centralidad de entrada en la red de importancia al aspecto físico; Cent. Entr. (Pos.) = Centralidad de entrada en la red de vínculos positivos; ** = $p < .0001$

En cuanto las relaciones bivariadas entre las variables introducidas en el modelo RCA, se aprecia una relación de covarianza negativa moderadamente elevada entre la variable dependiente y la edad de los participantes ($r = -.295$; $p < .0001$). Este dato indica que la popularidad percibida medida a través de la centralidad de entrada en la red de popularidad tiende a decrecer a medida que aumenta la edad de los participantes, en línea con los hallazgos reportados en estudios previos (Cillessen & Borch, 2006; Giordano, 2003; Young, 2014), el nivel de popularidad percibida tiende a ser estable durante los primeros años de la adolescencia, y suele reducirse abruptamente durante la transición entre la educación secundaria y el bachillerato. También se observa una intensa relación de covarianza positiva entre la variable dependiente y las variables independientes de nivel 1. La asociación más potente la encontramos entre la variable dependiente y la centralidad de entrada en la red de vínculos positivos ($r = .554$; $p < .0001$). En la discusión se comentará este hallazgo con mayor profundidad. En la Tabla 2 se pueden apreciar los indicadores de ajuste global de los modelos AEA (modelo nulo) y RMR.

Tabla 2

Criterios de información de ajuste global de los modelos AEA y RCA

Parámetros	AEA	RCA
-2 log de la verosimilitud restringida (-2LL)	1441.618	1102.575
Criterio de información Akaike (AIC)	1445.618	1106.575
Criterio de Hurvich y Tsai (AICC)	1445.648	1106.605
Criterio de Bozdogan (CAIC)	1455.631	1116.578
Criterio bayesiano de Schwarz (BIC)	1453.631	1114.578

Dado que como se señaló anteriormente los parámetros de ajuste global de los modelos son óptimos cuanto menor sea su valor, la información que aparece en la Tabla 2 parece indicar que el modelo RCA se ajusta adecuadamente a los datos analizados. Al comparar el estadístico 2-LL del modelo AEA (1441.62) con el mismo parámetro del modelo RCA (1102.57) se observa que el modelo alternativo se ajusta mejor a los datos, lo que justifica la inclusión de las variables independientes de segundo nivel en el modelo. Por otro lado, si observamos el leve incremento que se produce en los indicadores AIC, AICC, CAIC y BIC, en comparación con el parámetro de referencia -2LL (1102.57), se puede concluir que esta leve penalización indica que la inclusión de variables independientes adicionales no afecta de manera significativa en el ajuste global del modelo.

Una vez mostrados los indicadores de ajuste global del AEA y del modelo RCA, a continuación, se describe brevemente el modelo nulo prestando atención al Coeficiente de Variación (CV) y al Coeficiente de Correlación Intraclase (CCI). En la Tabla 3 aparecen los estadísticos descriptivos de la variable dependiente en las once clases examinadas mostrando la media, la desviación tipo y el CV.

Tabla 3*Estadísticos descriptivos de la variable dependiente en las clases evaluadas*

Clase	<i>n</i>	M	DT	CV
1	45	6.8	1.42	21.0%
2	47	7.15	1.54	21.6%
3	42	7.31	1.59	21.8%
4	38	6.35	.95	15.0%
5	47	8.1	1.21	15.0%
6	26	3.42	.79	23.2%
7	30	4.86	.79	16.5%
8	37	4.73	1.64	34.6%
9	38	4.68	1.92	41.1%
10	28	4.45	.88	20.0%
11	29	3.66	.98	26.8%
Totales	407	5.87	2.01	34.3%

Nota. CV= Coeficiente de variación entre la DT y la M

El modelo nulo permite conocer el CV que expresa de manera porcentual el cociente entre la desviación estándar y la media de la variable dependiente. Este análisis aporta información acerca de la variabilidad que presenta la variable dependiente en las once clases incluidas en los análisis. La media de la centralidad de entrada en la red de popularidad es 5.87 (DT= 2.01) y el CV entre todas las clases es .343 (34.3%) lo que demuestra que existe una variación notable en esta variable en todas clases evaluadas. El CCI representa el grado de variabilidad entre las distintas clases comparada con la variabilidad existente entre los alumnos de la misma clase. Para calcular el CCI se divide la estimación de la varianza atribuible al factor clase por la suma de dicha variable y del valor de los residuos. En este caso, si observamos las estimaciones de los parámetros de efectos de covarianza que aparecen en la Tabla 4, la varianza entre las clases representa el $(2.5) / (2.5+1.82) = .578$ o lo que es lo mismo, el 57.8% de la variabilidad total. Este dato sugiere que, en el caso del modelo nulo, más de la mitad de la variabilidad de la dependiente es atribuible al factor clase.

Tabla 4*Estimaciones de los parámetros de efectos de covarianza*

Modelo	Parámetros	Estimación	EE	Z de Wald	Sig.	IC: 95%	
						Inf.	Sup.
AEA	Residuos	1.8248	.1296	14.071	.000	1.5875	2.0975
	Varianza (Clase)	2.5006	1.1412	2.191	.028	1.0222	6.1169

Modelo	Parámetros	Estimación	EE	Z de Wald	Sig.	IC: 95%	
						Inf.	Sup.
RCA	Residuos	.7635	.0548	13.932	.000	.6633	.8789
	Intersección + Varianza Cent. Entr. (Fís.) † + Edad Media de la clase [sujeto = Clase]	.0066	.0030	2.192	.028	.0027	.0161

Nota. † Cent. Entr. (Fís.) = Centralidad de entrada en la red de importancia al aspecto físico.

Aunque más tarde se volverá a examinar la estimación de los efectos de covarianza, a continuación, en la Tabla 5 se procede a examinar la estimación de los parámetros de efectos fijos que corresponden a las variables independientes de nivel 1. El valor del estadístico Z de Wald referente a los residuos del modelo AEA refleja que la centralidad de entrada en la red de popularidad difiere en las once clases ($Z= 14.07$; $p < .0001$), mientras que el mismo parámetro correspondiente al modelo RCA ($Z= 13.93$; $p < .0001$) muestra que el valor de las variables independientes de nivel 1 y 2, también varían en las once clases.

Tabla 5

Estimaciones de los parámetros de efectos fijos

Modelo	Parámetro	Estimación (y)	EE	gl	t	Sig.	IC: 95%	
							Inf.	Sup.
AEA	Intersección	5.602 (y_{00})	.4816	10.001	11.631	.0001	4.52	6.67
RCA	Intersección	5.7805 (y_{00})	.3852	9.876	15.006	.0001	4.9207	6.6403
	Cent. Entr. (Fís.) †	.56076 (y_{01})	.0483	76.293	11.598	.0001	.4644	
	Cent. Entr. (Pos.) ††	.6579 (y_{02})	.0391	402.096	16.820	.0001	.5810	.7348

Nota. † Cent. Entr. (Fís.) = Centralidad de entrada en la red de importancia al aspecto físico. †† Cent. Entr. (Pos.) = Centralidad de entrada en la red de vínculos positivos.

Como se puede observar en la Tabla 5, el valor de la intersección o de la constante es muy parecido en los modelos AEA ($y_{00} = 5.6$) y RCA ($y_{00} = 5.78$). Los datos más destacados relativos a los efectos fijos se encuentran en los valores asociados a las dos variables independientes introducidas en el modelo RCA, es decir, a la estimación del efecto que producen en la dependiente la centralidad de entrada en la red de importancia al aspecto físico ($y_{01} = .56$) y la centralidad de entrada en la red de vínculos positivos ($y_{02} = .65$). En el caso de la primera variable independiente, la estimación $y_{01} = .56$ significa que por cada punto que aumenta la centralidad de entrada normalizada en la red de importancia al aspecto físico, la centralidad de entrada en la red de popularidad incrementa 0.56 puntos. Considerando el valor del estadístico t (11.598)

y la significación asociada a dicho parámetro ($p < .00001$), se puede afirmar que esta variable independiente cuenta con una amplia capacidad para determinar la variabilidad de la dependiente a nivel 1. En el caso de la segunda variable independiente el efecto que produce es sensiblemente superior al anterior ($\gamma_02 = .65$), dado que por cada unidad que crece el valor de la centralidad de entrada en la red de vínculos positivos incrementa .65 puntos la variable dependiente ($t = 16.820$; $p < .00001$). Estos resultados confirman que la centralidad de entrada en la red de interacciones positivas, que constituye una variable comúnmente asociada a la popularidad sociométrica, cuenta con mayor capacidad para explicar la varianza de la dependiente en comparación con la centralidad de entrada en la red de importancia al aspecto físico, que suele identificarse como un rasgo distintivo de los individuos populares desde el enfoque perceptivo (Cillessen & Rose, 2005).

Volviendo a la Tabla 4 que describe los parámetros de efectos de covarianza, observamos que en el modelo RCA, el valor de los residuos es menor ($\sigma_e^2 = .76$), que el observado en el modelo AEA ($\sigma_e^2 = 1.82$). Dado que el valor de los residuos en el modelo RCA es notablemente inferior que el observado en el modelo AEA, este dato indica que parte de la variabilidad de la dependiente es atribuible a la edad media de la clase. Para conocer la proporción de la varianza explicada por las variables independientes de nivel 1 se debe aplicar la siguiente fórmula $(1.82 - 0.76) / 1.82$, cuyo resultado (.58) implica que al incluir las dos variables independientes de nivel 1 en el modelo de regresión la variabilidad dentro de cada clase se reduce aproximadamente un 60%. Adicionalmente, la varianza de las intersecciones es ligeramente superior a 0 ($\sigma_{u1}^2 = .006$; $p < .028$), lo que indica que las intersecciones de las ecuaciones de regresión de las distintas clases son diferentes. A continuación, se discuten los principales hallazgos.

Discusión

Comprender los factores relacionales que contribuyen a explicar la popularidad percibida es relevante en la medida en que permite comprender los procesos psicosociales dentro del grupo de pares que acontecen durante una etapa crítica de desarrollo como la adolescencia (Cillessen et al., 2011; Kupersmidt & Dodge, 2004). Este trabajo demuestra que centralidad de entrada en la red de vínculos positivos (factor asociado a la popularidad de tipo sociométrico) resulta más determinante para explicar la variabilidad de la popularidad percibida, en comparación con la centralidad de entrada en la red de importancia a la apariencia física (factor asociado a la popularidad percibida). Este hallazgo evidencia la complejidad que caracteriza a la popularidad y en cierta medida implica que una evaluación rigurosa de dicho fenómeno psicosocial requiere asumir que, en línea con estudios previos, se trata de un constructo en el que se superponen rasgos del tipo sociométrico y percibido (LaFontana & Cillessen, 2002; Parkhurst & Hopmeyer, 1998). Aunque estudios previos muestran que existe cierto grado de solapamiento entre ambos tipos de popularidad durante la adolescencia (Cillessen & Borch, 2006), es probable que existan factores de carácter sociodemográfico y contextual que hagan que cada tipo de popularidad resulte más saliente en entornos relacionales específicos. En este caso, la centralidad de entrada en la red de vínculos positivos que constituye un rasgo predominante de los sujetos populares desde el enfoque sociométrico es el principal predictor de la popularidad percibida. Mientras que la centralidad de entrada en la red de importancia al aspecto físico, aunque contribuye a explicar la varianza de la dependiente a nivel 1, su rol en el modelo

multinivel no es tan destacado como el de la variable mencionada. Dado que otorgar mucha importancia al aspecto físico es una característica distintiva de la popularidad percibida, la expectativa teórica hace esperar que dicha variable independientemente tenga mayor capacidad para explicar la variabilidad de la popularidad percibida.

Las investigaciones pueden beneficiarse de los estudios que aspiran a conocer el significado que los participantes de este tipo de estudios (usualmente jóvenes y adolescentes) otorgan al hecho de ser popular en un contexto relacional determinado. Desde esta perspectiva, Lease et al. (2002) realizaron un estudio con niños con edades comprendidas entre 10 y 12 años, mostrando que los participantes consideraban que la popularidad percibida se relacionaba moderadamente tanto con el estatus dentro del grupo, rasgo asociado a la popularidad sociométrica, como con la dominancia social que se considera un descriptor central de la popularidad percibida. Sin embargo, como señala Bukowski (2011), en raras ocasiones las investigaciones que analizan popularidad en el sistema de pares aportan una descripción concisa de este constructo. Esto implica que la acepción del hecho de ser popular que Lease et al. (2002) observaron en niños de 10 a 12 años no coincide plenamente con el significado que los adolescentes de mayor edad (p.ej., de 14 a 18 años) concedan al hecho de ser popular.

De otro lado, es probable que el contexto relacional en el que se evalúa la popularidad percibida pueda producir cierto efecto en la construcción social del propio término. En esta investigación se ha examinado la popularidad percibida dentro de grupos institucionalizados como son las clases de centros educativos. En estos contextos grupales suele primar la cooperación, se potencian las relaciones simétricas y los miembros del grupo no suelen elegir pertenecer a estos grupos (Valiente et al., 2020). En contraposición, fuera de la escuela, el grupo de pares también constituye un contexto de socialización en el que pueden emerger (a) conflictos que desequilibran las relaciones de poder entre los miembros del grupo; (b) normas endogrupalas que condicionan el comportamiento de los miembros; (c) presión hacia el conformismo; y (d) procesos de influencia social que inciden en la formación actitudes y en el desarrollo de conductas prosociales y disruptivas (Ellis & Zarbatany, 2007; Faris & Ennett, 2012; Friedkin, 2001). Estos procesos grupales pueden incidir en la construcción social de la popularidad que efectúan los adolescentes en dicho contexto, por lo que las investigaciones que examinan la popularidad tanto sociométrica como percibida en entornos escolares deben complementarse con estudios que aborden este fenómeno en grupos de pertenencia no institucionalizados.

Finalmente, los resultados del modelo multinivel muestran que el factor clase determina en cierta medida el nivel de popularidad percibida de los participantes. Este resultado sugiere que algunas variables de segundo orden, en este caso, la edad medida de las clases en las que se agrupan los participantes, son relevantes para explicar la variabilidad individual en los índices de popularidad percibida. Este resultado indicaría que cada clase puede considerarse un microsistema social en el que tanto las propiedades colectivas (edad media de la clase) como las dinámicas relacionales condicionan, al menos en cierta medida, el nivel de popularidad percibida de adolescentes en contextos escolares.

Limitaciones

Esta investigación adolece de algunos aspectos que deben ser tenidos en consideración, para garantizar el encuadre correcto de la aportación de este trabajo. En primer lugar, hubiera sido deseable como sugieren estudios previos (Cillessen & Rose, 2005),

ofrecer una definición previa del término popularidad a la hora de formular la pregunta a los adolescentes en el cuestionario socio-céntrico, dado que el significado atribuido a dicho constructo puede no ser compartido por parte de los participantes. Para algunos individuos el ser popular dentro del grupo puede tener una connotación positiva, mientras que otros pueden considerar un rasgo negativo. En segundo lugar, al tratarse de un estudio transversal, esta investigación ha reportado relaciones de covarianza entre las variables estudiadas, pero no permite establecer relaciones de causalidad, por lo que es recomendable desarrollar estudios longitudinales. Por último, no se han examinado diferencias de género, ni se han explorado el rol de variables de personalidad cuya inclusión es recomendable en las investigaciones que versan sobre popularidad percibida y sociométrica. Sería recomendable incorporar variables socio-demográficas y de personalidad al objeto de determinar si estas cuentan capacidad para explicar los índices de popularidad percibida en los adolescentes.

La popularidad es un fenómeno de especial relevancia durante la adolescencia cuyo análisis debe tener en consideración los rasgos que definen a los sujetos desde el enfoque sociométrico y desde el enfoque de la popularidad percibida (Bukowski, 2011). Aunque como apuntan estudios previos ambos tipos de popularidad comparten elementos en común y llegan incluso a solaparse, siendo difícil diferenciarlas particularmente en la adolescencia temprana (Bukowski & Newcomb, 1984; Cillessen & Borch, 2006), se puede asumir que se trata de tipos distintos que producen efectos diferenciales en el sistema de pares. Comprender los factores relacionales y contextuales que activan cada tipo de popularidad es relevante para diseñar estrategias de intervención psicosocial orientadas a fomentar el interés en los adolescentes por desarrollar rasgos propios de la popularidad sociométrica (conductas prosociales y de ayuda a los compañeros), en detrimento de las características que usualmente definen a los individuos considerados populares desde el enfoque percibido (conductas agresivas y otorgar una excesiva importancia al aspecto físico). Este tipo de actuaciones puede producir cambios en la percepción de los adolescentes referidos a lo que implica ser popular, y al mismo tiempo puede modificar la percepción sobre los modelos de referencia sustituyendo a los sujetos que desarrollan comportamientos disruptivos, por aquellos que son apreciados por exhibir conductas prosociales.

Referencias

- Adler, P. A., & Adler, P. (1998). *Peer power: Preadolescent culture and identity*. Rutgers University Press.
- Allen, J. P., Porter, M. R., McFarland, F. C., March, P., & McElhaney, K. B. (2005). The two faces of adolescents' success with peers: Adolescent popularity, social adaptation, and deviant behavior. *Child Development, 76*, 747-760. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2005.00875.x>
- Back, M. D., Schmukle, S. C., & Egloff, B. (2010). Why are narcissists so charming at first sight? Decoding the narcissism-popularity link at zero acquaintance. *Journal of Personality and Social Psychology, 98*(1), 132-145. <https://doi.org/10.1037/a0016338>
- Borgatti, S. P., Everett, M. G., & Freeman, L. C. (2002). *Ucinet for Windows: Software for Social Network Analysis*. Analytic Technologies.
- Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development: Experiments by nature and design*. Harvard University Press.

- Bukowski, W. M. (2011). Popularity as a social concept: Meanings and significance. En A. H. N. Cillessen, D. Schwartz, & L. Mayeux (Eds.), *Popularity in the peer system* (pp. 3–24). The Guilford Press.
- Bukowski, W. M., & Newcomb, A. F. (1984). Stability and determinants of sociometric status and friendship choice: A longitudinal perspective. *Developmental Psychology, 20*(5), 941. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.20.5.941>
- Cillessen, A. H., & Borch, C. (2006). Developmental trajectories of adolescent popularity: A growth curve modelling analysis. *Journal of Adolescence, 29*(6), 935-959. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2006.05.005>
- Cillessen, A. H., & Rose, A. J. (2005). Understanding popularity in the peer system. *Current Directions in Psychological Science, 14*(2), 102-105.
- Cillessen, A. H., Schwartz, D., & Mayeux, L. (Eds.). (2011). *Popularity in the peer system*. Guilford Press.
- Coie, J. D., & Dodge, K. A. (1983). Continuities and changes in children's social status: a five-year longitudinal study. *Merrill-Palmer Quarterly, 29*, 261–282.
- Ellis, W. E., & Zabatany, L. (2007). Peer group status as a moderator of group influence on children's deviant, aggressive, and prosocial behavior. *Child Development, 78*(4), 1240-1254. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01063.x>
- Ennett, S. T., Faris, R., Hipp, J., Foshee, V. A., Bauman, K. E., Hussong, A., & Cai, L. (2008). Peer smoking, other peer attributes, and adolescent cigarette smoking: A social network analysis. *Prevention Science, 9*(2), 88-98. <https://doi.org/10.1007/s11121-008-0087-8>
- Espelage, D. L. (2014). Ecological theory: Preventing youth bullying, aggression, and victimization. *Theory into Practice, 53*(4), 257-264. <https://doi.org/10.1080/00405841.2014.947216>
- Estévez, E., López, E. E., & Musitu, G. (2007). *Relaciones entre padres e hijos adolescentes* (Vol. 3). Nau Llibres.
- Faris, R., & Ennett, S. (2012). Adolescent aggression: The role of peer group status motives, peer aggression, and group characteristics. *Social Networks, 34*(4), 371-378. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2010.06.003>
- Friedkin, N. E. (2001). Norm formation in social influence networks. *Social Networks, 23*(3), 167-189. [https://doi.org/10.1016/S0378-8733\(01\)00036-3](https://doi.org/10.1016/S0378-8733(01)00036-3)
- Giordano, P. C. (2003). Relationships in adolescence. *Annual Review of Sociology, 29*(1), 257-281. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.29.010202.100047>
- Goldstein, H. (2011). *Multilevel statistical models* (Vol. 922). John Wiley & Sons.
- Goldstick, J. E., Heinze, J., Ngo, Q., Hsieh, H. F., Walton, M. A., Cunningham, R. M., & Zimmerman, M. A. (2018). Perceived peer behavior and parental support as correlates of marijuana use: The role of age and gender. *Substance Use & Misuse, 53*(3), 521-531. <https://doi.org/10.1080/10826084.2017.1342660>
- Gremmen, M. C., Dijkstra, J. K., Steglich, C., & Veenstra, R. (2017). First selection, then influence: Developmental differences in friendship dynamics regarding academic achievement. *Developmental Psychology, 53*(7), 1356-1370. <https://doi.org/10.1037/dev0000314>
- IBM Corp. (2020). *IBM SPSS Statistics for Windows*. IBM Corp.

- Jiang, X., & Cillessen, A. (2005). Stability of continuous measures of sociometric status: a meta-analysis. *Developmental Review*, 25, 1–25. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2004.08.008>
- Jiménez, T. I., & 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>
- Kupersmidt, J. B., & Dodge, K. A. (Eds.). (2004). *Children's peer relations: From development to intervention to policy*. American Psychological Association.
- LaFontana, K. M., & Cillessen, A. H. N. (2002). Children's stereotypes of popular and unpopular peers: A multi-method assessment. *Developmental Psychology*, 38, 635–647. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.38.5.635>
- Larson, R. W., Richards, M. H., Moneta, G., Holmbeck, G., & Duckett, E. (1996). Changes in adolescents' daily interactions with their families from ages 10 to 18: Disengagement and transformation. *Developmental Psychology*, 32(4), 744-754. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.32.4.744>
- Lease, A. M., Kennedy, C. A., & Axelrod, J. L. (2002). Children's social constructions of popularity. *Social Development*, 11(1), 87-109. <https://doi.org/10.1111/1467-9507.00188>
- Masland, L. C., & Lease, A. M. (2013). Effects of achievement motivation, social identity, and peer group norms on academic conformity. *Social Psychology of Education*, 16(4), 661-681. <https://doi.org/10.1007/s11218-013-9236-4>
- McCoy, S. S., Dimler, L. M., Samuels, D. V., & Natsuaki, M. N. (2019). Adolescent susceptibility to deviant peer pressure: Does gender matter?. *Adolescent Research Review*, 4(1), 59-71. <https://doi.org/10.1007/s40894-017-0071-2>
- Miles, S. (2000). *Youth lifestyles in a changing world*. McGraw-Hill Education (UK).
- Misch, A., & Dunham, Y. (2021). (Peer) Group influence on children's prosocial and antisocial behavior. *Journal of Experimental Child Psychology*, 201, 104994. <https://doi.org/10.1016/j.jecp.2020.104994>
- Monahan, K. C., Steinberg, L., & Cauffman, E. (2009). Affiliation with antisocial peers, susceptibility to peer influence, and antisocial behavior during the transition to adulthood. *Developmental Psychology*, 45(6), 1520-1530. <https://doi.org/10.1037/a0017417>
- Moody, J., Brynildsen, W. D., Osgood, D. W., Feinberg, M. E., & Gest, S. (2011). Popularity trajectories and substance use in early adolescence. *Social Networks*, 33(2), 101-112. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2010.10.001>
- Moreno, M. C., Muñoz-Tinoco, V., Pérez, P., & Sánchez-Queija, I. (2006). Los adolescentes españoles y sus familias: calidad en la comunicación con el padre y con la madre y conductas de riesgo relacionadas con el consumo de sustancias adictivas. *Cultura y Educación*, 18(3-4), 345-362. <https://doi.org/10.1174/113564006779172975>
- Pardo, A., Ruiz, M. Á., & San Martín, R. (2007). Cómo ajustar e interpretar modelos multinivel con SPSS. *Psicothema*, 19(2), 308-321.
- Parkhurst, J. T., & Hopmeyer, A. (1998). Sociometric popularity and peer-perceived popularity: Two distinct dimensions of peer status. *The Journal of Early Adolescence*, 18(2), 125-144. <https://doi.org/10.1177/0272431698018002001>
- Ramos-Vidal, I. (2016). Popularidad y relaciones entre iguales en el aula: Un estudio prospectivo. *Psicología Educativa*, 22(2), 113-124. [10.1016/j.pse.2015.12.001](https://doi.org/10.1016/j.pse.2015.12.001)

- Roebroek, L., & Koning, I. M. (2016). The reciprocal relation between adolescents' school engagement and alcohol consumption, and the role of parental support. *Prevention Science, 17*(2), 218-226. <https://doi.org/10.1007/s11121-015-0598-z>
- Rubin, K. H., Bukowski, W. M., & Parker, J.G. (1998). Peer interactions, relationships, and groups. En W. Damon (Series Ed.) & N. Eisenberg (Ed.), *Handbook of child psychology: Social, emotional, and personality development* (pp. 619–700). Wiley.
- Sijtsema, J. J., & Lindenberg, S. M. (2018). Peer influence in the development of adolescent antisocial behavior: Advances from dynamic social network studies. *Developmental Review, 50*, 140-154. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2018.08.002>
- Snijders, T. A., & Bosker, R. J. (2011). *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. Sage.
- Steinberg, L. (2011). *Adolescence*. McGraw-Hill.
- Valiente, C., Swanson, J., DeLay, D., Fraser, A. M., & Parker, J. H. (2020). Emotion-related socialization in the classroom: Considering the roles of teachers, peers, and the classroom context. *Developmental Psychology, 56*(3), 578-594. <https://doi.org/10.1037/dev0000863>
- van den Berg, Y. H., Burk, W. J., & Cillessen, A. H. (2019). The functions of aggression in gaining, maintaining, and losing popularity during adolescence: A multiple-cohort design. *Developmental Psychology, 55*(10), 2159-2168. <https://doi.org/10.1037/dev0000786>
- van Hoorn, J., van Dijk, E., Meuwese, R., Rieffe, C., & Crone, E. A. (2016). Peer influence on prosocial behavior in adolescence. *Journal of Research on Adolescence, 26*(1), 90-100. <https://doi.org/10.1111/jora.12173>
- Wang, M. T., Kiuru, N., Degol, J. L., & Salmela-Aro, K. (2018). Friends, academic achievement, and school engagement during adolescence: A social network approach to peer influence and selection effects. *Learning and Instruction, 58*, 148-160. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2018.06.003>
- Wentzel, K. R., & Ramani, G. B. (Eds.). (2016). *Handbook of social influences in school contexts: Social-emotional, motivation, and cognitive outcomes*. Routledge.
- White, R., & Renk, K. (2012). Externalizing behavior problems during adolescence: An ecological perspective. *Journal of Child and Family Studies, 21*(1), 158-171. <https://doi.org/10.1007/s10826-011-9459-y>
- Young, J. T. (2014). "Role magnets"? An empirical investigation of popularity trajectories for life-course persistent individuals during adolescence. *Journal of Youth and Adolescence, 43*(1), 104-115. <https://doi.org/10.1007/s10964-013-9946-0>

Agradecimientos

Agradezco a Griselda Alonso, Andrea López, Anychael Pineda, Ana Gálvez y a Okari García su labor en la recogida de información.

Financiación

Esta investigación ha sido financiada parcialmente por la Secretaría de Educación Pública del Gobierno de México, a través de los Fondos PROMEP que subvencionaron una estancia postdoctoral del autor de la obra (Proyecto 13412093)