



Original

Actitudes en la adolescencia inicial y rendimiento académico: el rol mediacional del autoconcepto académico

Alejandro Veas*, Juan-Luis Castejón, Pablo Miñano, y Raquel Gilar-Corbí

Universidad de Alicante, España



INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 30 de mayo de 2018

Aceptado el 16 de noviembre de 2018

Palabras clave:

Adolescencia inicial
Educación Secundaria Obligatoria
Actitudes académicas
Autoconcepto académico
Rendimiento académico
Análisis mediacional multinivel

Keywords:

Early adolescence
Compulsory secondary education
Academic attitudes
Academic self-concept
Academic achievement
Multilevel mediation analysis

R E S U M E N

Con el fin de tener un mejor entendimiento de la relación existente entre las actitudes académicas y el rendimiento académico en la adolescencia inicial, se lleva a cabo el presente estudio teniendo en cuenta el autoconcepto académico como mediador relevante. Un total de 1400 estudiantes de la provincia de Alicante, España (47% mujeres, $M = 12.5$ años), participan en el estudio. Se emplean análisis de mediación multinivel con intervalos de confianza Monte Carlo para medir los efectos intrasujetos al nivel del estudiante (L1), e intersujetos al nivel de la clase (L2). Las actitudes académicas (actitudes hacia el profesorado y actitudes hacia la escuela) y el autoconcepto académico se miden mediante escalas validadas, mientras que el rendimiento académico se mide a partir de las calificaciones que obtienen los estudiantes en nueve asignaturas. Los resultados muestran, en primer lugar, efectos significativos de las actitudes académicas sobre la variable mediacional y la variable dependiente en los niveles intra e inter. Además, se aprecia un efecto indirecto significativo del autoconcepto como mediador de las actitudes académicas en ambos niveles de análisis. Estos resultados muestran la importancia del autoconcepto académico durante la adolescencia inicial, y señalan la necesidad de considerar las actitudes académicas como variables fundamentales en el desarrollo y puesta en práctica de modelos educativos.

© 2018 Publicado por Elsevier España, S.L.U. en nombre de Universidad de País Vasco.

Early Adolescents' Attitudes and Academic Achievement: The Mediating Role of Academic Self-Concept

A B S T R A C T

This study was designed to examine academic self-concept as a potential mediator to better understand the relations between academic attitudes and academic achievement in early adolescence. A total of 1400 high school students from Alicante, Spain (47% female, $M = 12.5$ years), participated in the study. Multilevel mediation analyses with Monte Carlo confidence intervals were used to measure within-subject effects at the student level (L1) and between-subject effects at the class level (L2). Academic attitudes (attitudes towards teachers and attitudes towards school) and academic self-concept were measured with validated scales, whereas academic achievement was assessed using the end-of-term grades obtained by the students in nine subjects. The results show, first, significant effects of the academic attitude constructs on the mediational and dependent variables at both the within and between levels. Second, academic self-concept was an important mediator for all academic attitude constructs at both levels of analysis. These results highlight the importance of academic self-concept during early adolescence and suggest that academic attitudes are crucial for the future development of educational models.

© 2018 Published by Elsevier España, S.L.U. on behalf of Universidad de País Vasco.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: alejandro.veas@ua.es (A. Veas).

Introducción

La Educación Secundaria Obligatoria (ESO) constituye una etapa crucial dentro del sistema educativo español, debido a cambios importantes que se producen desde la educación primaria. En este sentido, y de acuerdo con Hargreaves, Lorna, Moore, y Manig (2001), suelen ocurrir tres cambios importantes: en primer lugar, cambios físicos y culturales; en segundo lugar, cambios informales en las relaciones de amistad que afectan al grupo de iguales; en tercer lugar, cambios formales entre las instituciones de educación primaria y secundaria (reglas, expectativas, obligaciones, etc.). Así pues, la existencia de esta transición requiere de un análisis efectivo de las intervenciones para incrementar las tasas de éxito del estudiantado. Aunque es cierto que el abandono escolar ha decrecido en España durante estos últimos años (Ministerio de Educación, Cultura y Deporte, 2014), este progreso no es suficiente para alcanzar los objetivos para el año 2020 propuestos por el Consejo Europeo (2000) en Lisboa.

Todos los cambios mencionados en el párrafo anterior implican consecuencias importantes en el ámbito de las actitudes académicas, pudiendo afectar al rendimiento académico y al compromiso del alumnado (Abu-Hilal, 2010). Las actitudes se definen como estructuras organizadas y duraderas de creencias sociales que predisponen al individuo para pensar, sentir, percibir y comportarse de manera selectiva hacia un referente específico —u objeto cognitivo— (Kerlinger, 1984, p. 5). En el campo de la educación, algunos estudios reportan que los estudiantes que muestran actitudes académicas positivas tienen una mayor probabilidad de éxito académico, lo que induce una mayor incidencia de emociones positivas y altos niveles de satisfacción (Gutiérrez, Tomás, Romero, y Barrica, 2018; Vogl y Preckel, 2014).

Sin embargo, conviene mencionar la diversificación existente en la medición del constructo en términos de variables operativas. Por ejemplo, durante las últimas décadas, a la hora de examinar cómo diversos factores se relacionan entre ellos, las actitudes académicas se han estudiado a partir de constructos más específicos, tales como las actitudes hacia asignaturas particulares como las ciencias (Ali, Yager, Hacieminoglu, y Calliskan, 2013; Houseal, El-Khalick, y Destefano, 2014; Swarat, Ortony, y Revelle, 2012), o competencias específicas como la lectura o las matemáticas (Heathington y Alexander, 1984; Kush, Watkins, y Brookhart, 2005); y se han relacionado positivamente con variables físicas o contextuales (Cooper y Sánchez, 2016; Shreffler, Giano, Cox, y Merten, 2018).

Con respecto a la relación existente entre las actitudes académicas y el rendimiento académico, las investigaciones obtienen diversos resultados, aludiendo a relaciones consistentes o débiles entre ambas variables (Abu-Hilal y Atkinson, 1991; Marsh, 1989). Este hecho implica la necesidad de entender cómo las actitudes académicas se relacionan con variables internas, y cómo estas relaciones afectan al rendimiento académico. En este sentido, Reynolds y Weigand (2010) detectan correlaciones y predicciones positivas pero débiles entre actitudes académicas y psicológicas y el rendimiento académico en una muestra de estudiantes universitarios de primer año. Sin embargo, aún falta una mayor evidencia sobre cómo los efectos indirectos de las variables internas afectan a la relación entre las actitudes académicas y el rendimiento académico; pese a que algunos estudios sugieren que existe una influencia negativa en ESO. Knuver y Brandsma (1993) muestran una relación débil entre las actitudes y el rendimiento en los últimos cursos de educación primaria. Esta relativa independencia de las actitudes académicas en el tiempo ha sido confirmada por McKenna, Kear, y Ellsworth (1995); pero como se ha dicho anteriormente, las medidas de las actitudes no son consistentes entre los estudios al centrarse en competencias específicas.

De acuerdo con la teoría del ajuste etapa-ambiente de Eccles y Midgley (1989), un ajuste inferior entre las necesidades del

estudiante y las condiciones del contexto es crucial para el cambio de actitudes. De esta forma, constructos importantes de las actitudes académicas, tales como las actitudes hacia la escuela y el profesorado, son elementos clave para el bienestar individual en entornos específicos de aprendizaje. En función de este razonamiento, se puede concebir que las actitudes académicas tienen una influencia en el rendimiento académico a través del autoconcepto, el cual es uno de los constructos motivacionales más importantes en el ámbito científico (Guay, Ratelle, Roy, y Litallien, 2010; Marsh y Martin, 2011). De acuerdo con Park (2011), tener mejores niveles de actitudes se relaciona con mayores puntuaciones en auto percepción y experiencias académicas positivas en el desarrollo de competencias.

En el ámbito educativo, el autoconcepto académico se define como el conjunto de representaciones cognitivas sobre las habilidades de uno mismo, lo cual se refiere a las capacidades estimadas en dominios escolares, tales como las matemáticas, el lenguaje y las ciencias (Marsh y Hocevar, 1985). Tradicionalmente, el autoconcepto académico y el rendimiento académico se han correlacionado con frecuencia, más incluso que otros dominios del autoconcepto o la autoestima (Green et al., 2012). En un metaanálisis reciente, Huang (2011) confirma relaciones de duración media y larga entre el autoconcepto y el rendimiento académico, tal y como reportan estudios previos (Marsh, 2007). Altos niveles de autoconcepto implican una mayor voluntad para invertir tiempo en aprendizaje, y una mayor apertura a experiencias relacionadas con el rendimiento (Hattie, 2009).

Entre los modelos teóricos del autoconcepto, la teoría de la expectativa-valor (Wigfield y Eccles, 2000) sostiene que la elección, persistencia y rendimiento de los individuos se explica en parte por sus propias creencias sobre lo bien que pueden hacerlo en una actividad concreta. De esta forma, se puede argumentar que un buen contexto escolar y clima de clase —basado en las relaciones entre el profesorado y los estudiantes— puede generar actitudes académicas positivas y un buen desarrollo socioemocional, lo cual se relaciona con el bienestar subjetivo y creencias positivas sobre sus propias capacidades (Preckel, Niepel, Schneider, y Brunner, 2013). Estas consecuencias implican mayores niveles de participación y un mayor rendimiento académico.

Por otro lado, es importante justificar la medición del rendimiento académico, el cual se refiere a la evaluación de los resultados globales en el nivel educativo (Guskey, 2013). Así pues, nuestro constructo se relaciona con el resultado obtenido en asignaturas, basado en el grado en el que los criterios de evaluación de cada una de ellas se cumplen para un determinado año escolar. Estos resultados se concretan en unas calificaciones académicas, de forma que el constructo es comparable si un aumento o disminución en la puntuación de un sujeto implica un aumento o disminución en el constructo medido.

En resumen, la literatura señala una asociación entre las actitudes académicas, el autoconcepto y el rendimiento académico. Sin embargo, esta asociación se ha mostrado a partir de la medición de las actitudes en campos de dominio específicos y no como factores generales que aludan a competencias transversales o al rendimiento en general, de forma que no se ha clarificado la relación entre estos constructos. Además, estos estudios no se centran en la adolescencia inicial, una etapa importante en el desarrollo personal y académico, coincidente con los primeros cursos de ESO en España. Por estas razones, y con base en los modelos teóricos expuestos, el objetivo principal del presente estudio es examinar y comprobar las relaciones existentes entre las actitudes académicas, el autoconcepto académico y el rendimiento académico en la adolescencia inicial para tener un conocimiento más profundo. Para guiar el estudio, se elabora una serie de cuestiones a partir del uso de datos de estructura jerárquica para el análisis de mediación multinivel. De esta forma es posible conocer la contribución de

las distintas variables en la predicción del rendimiento individual (nivel del estudiante, L1) y los efectos de la clase (nivel de grupo, L2). (1) ¿Predicen las actitudes académicas el autoconcepto académico y el rendimiento académico?, y (2) ¿media el autoconcepto académico en la relación existente entre cada uno de los constructos de actitudes académicas y el rendimiento académico?

Se espera que las actitudes hacia la escuela y el profesorado tengan correlaciones y predicciones significativas con el autoconcepto y el rendimiento académico. Además, como el autoconcepto académico constituye un mediador importante en el ámbito educativo (Marsh y Martin, 2011), se espera que el autoconcepto académico juegue un papel mediador importante en la relación existente entre las actitudes académicas y el rendimiento académico.

Método

Participantes

Se aplica el muestreo por conglomerados, siendo la escuela la unidad de muestreo. Esta técnica permite la identificación de participantes representativos basándose en un diseño de probabilidad de coste eficiente. De todos los institutos de la provincia de Alicante (región situada en el sudeste de España), se seleccionan al azar ocho centros educativos. Dos de ellos son centros privado-concertados y seis son públicos. Todos los estudiantes de primer y segundo curso de la ESO participan en el estudio, siendo un total de 1456. De estos, un total de 56 se excluyen por errores en las calificaciones, por presentar necesidades educativas especiales o por no obtener el consentimiento de los padres, madres o tutores legales. La muestra final es de 1400 estudiantes ($n = 1400$). El 53% de los estudiantes son chicos (47% chicas), con una media de edad de 12.5 años y una desviación típica de .67. El 52.4% son de primer curso de ESO y el 47.6% pertenece al segundo curso. Dada la homogeneidad racial y étnica, la mayoría de estudiantes son caucásicos (98%). Se emplea la prueba chi-cuadrado para examinar las diferencias de género entre la muestra y los datos de la población nacional de estudiantes (51.3% chicos y 48.7% chicas), y el resultado apoya la ausencia de diferencias de género ($\chi^2 = .29$, $gl = 1$, $p \geq .05$).

El estatus socioeconómico del alumnado (ESE) se mide de acuerdo al nivel de ocupación parental. Hay un rango amplio de ESE, con una predominancia de estudiantes de clase media. Esta clasificación se basa en el nivel educativo y de ingresos de los familiares. Desde los departamentos de orientación de los centros se determina el ESE a través de un cuestionario para los estudiantes que incluye variables relativas a la titulación de sus padres, la situación profesional, el nivel educativo, el número de libros en el hogar, las actividades culturales y deportivas, y la disponibilidad de tecnologías de la información y comunicación en el hogar. Los estudiantes responden a una escala tipo Likert de 1 a 5, en función de la frecuencia con la que sus padres, madres o tutores legales cumplen con cada afirmación.

Instrumentos

Las actitudes académicas se miden a partir de dos subescalas del cuestionario de evaluación de actitudes escolares-versión revisada (del inglés *School Attitude Assessment Survey Revised* [SAAS]), elaborado por McCoach y Siegle (2003). Este instrumento se usa en diversos países con población adolescente (Dedrick, Shaunessy-Dedrick, Suldo, y Ferron, 2015; Din y Hall, 2007) y ha sido validado en España por Miñano, Castejón, y Gilar (2014) y Veas, Castejón, Gilar, y Miñano (2017). Este instrumento se compone de cinco factores: *autopercepción académica* (APA), *valoración de logro* (VL), *motivación/autorregulación* (M/A), *actitudes hacia el profesorado* (AHP) y *actitudes hacia la escuela* (AHE). El análisis

factorial confirmatorio (AFC) indica un ajuste adecuado del instrumento: CFI = .951, NFI = .931, NNFI = .947, IFI = .951, RMSEA = .040, AIC = 651.54. Para el presente estudio se emplean únicamente los factores referidos estrictamente a las actitudes académicas. En concreto, siete ítems del factor AHP (p. ej.: «Me gustan mis profesores»), y cinco cuestiones del factor AHE (p. ej.: «Estoy orgulloso de esta escuela»). Los valores alfa de Cronbach fueron .87 y .90; mientras que la fiabilidad compuesta (FC) fue .89 y .92, respectivamente. Siguiendo el mismo orden de factores, la varianza media extracada (VME) fue .71 y .53; mientras que los valores del coeficiente omega (Ω) fueron .89 y .92.

El autoconcepto se evalúa a través del ESEA-2 (escala de evaluación del autoconcepto para adolescentes), validada por González-Pienda et al. (2002). Este cuestionario es una adaptación española del SDQ-II (*Self-Description Questionnaire*) de Marsh (1990), validado en un estudio con 502 estudiantes de ESO. El instrumento se compone de 70 ítems que miden 11 dimensiones específicas del autoconcepto, ya que estudios previos señalan un mejor ajuste individual cuando el autoconcepto es considerado un constructo multidimensional (Marsh, 1990; Marsh et al., 2014). Los estudiantes responden a una escala tipo Likert de 1 a 6 en función del nivel de acuerdo o desacuerdo con cada ítem. En la evaluación de los autores, los valores alfa de Cronbach son .73 y .91. Para el presente estudio se emplea únicamente el factor de *autoconcepto académico*, con un alfa de Cronbach de .75; FC de .90; VME de .61, y Ω de .90.

Las calificaciones medias de los estudiantes se emplean como indicadores del rendimiento académico. Nuestro constructo mide el nivel de rendimiento en un año escolar a partir del grado en el que se cumplen los criterios de evaluación de un curso académico. El profesorado proporciona las calificaciones finales de su alumnado en nueve asignaturas: Lengua Castellana y Literatura, Ciencias Naturales, Lengua Valenciana, Ciencias Sociales, Matemáticas, Inglés, Tecnología, Educación Plástica y Visual, y Educación Física. Las puntuaciones de los sujetos muestran una alta fiabilidad, con valores alfa de Cronbach de .93 y .94 en el primer y segundo curso, respectivamente. En el presente estudio, todas las asignaturas son obligatorias, lo que no es posible la elección de materias optativas que puedan afectar a la medición del constructo latente (Korobko, Gas, Bosker, y Luyten, 2008).

Procedimiento

Previamente a la administración de los instrumentos, el presente estudio recibe la autorización del comité ético de la Universidad de Alicante. Se obtienen los permisos necesarios de las autoridades educativas, los centros y los padres, madres o tutores legales del alumnado, garantizándose la confidencialidad de los datos en todo momento. Los instrumentos son administrados en los centros educativos durante el segundo semestre del curso académico, y en horario normal de clase, por investigadores colaboradores que han recibido instrucción previa. Se remarca al alumnado la naturaleza voluntaria del estudio y la necesidad de respuestas sinceras. Se emplean aproximadamente dos periodos de 45 minutos para la administración de las pruebas.

Análisis de datos

En primer lugar, se examina la distribución de los datos para comprobar la normalidad. Se emplean a su vez análisis correlacionales para explorar las relaciones bivariadas existentes entre cada par de variables. Dada la estructura jerárquica de los datos, se emplea el coeficiente de correlación intraclass (CCI) para explorar la posibilidad de usar análisis multinivel. Se analiza la variabilidad del rendimiento académico para un factor de dos niveles (ocho centros educativos). Se diseña un ANOVA de una vía con efectos aleatorios

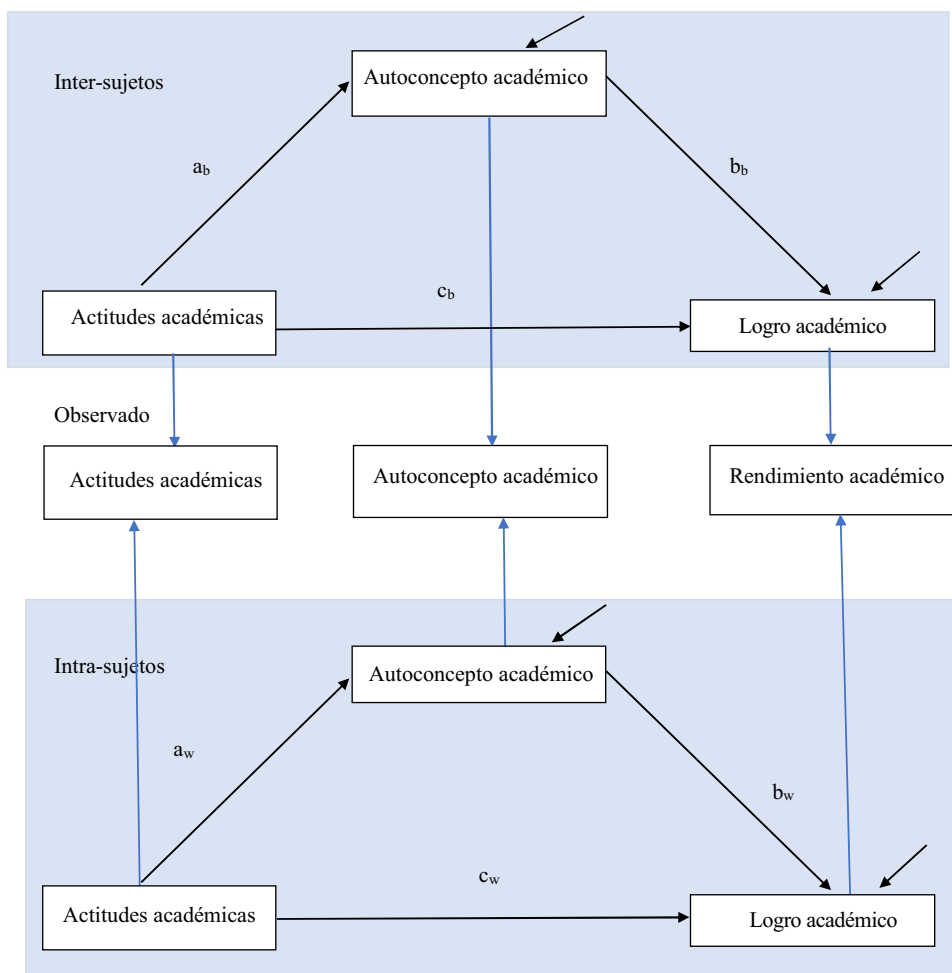


Figura 1. Modelo de mediación multinivel 1-1-1 entre las actitudes académicas, el autoconcepto académico y el rendimiento académico.

(modelo nulo), siendo el rendimiento académico la variable criterio; y para ello se emplea el software SPSS (Pardo, Ruiz, y San Martín, 2007). Se obtiene un CCI bajo ($CCI = .05$), de forma que solo el 5% de la variación en rendimiento se debe a diferencias entre centros educativos. Este porcentaje no es significativo, al ser la varianza interesuelas de .18 (error estándar = .11), prueba de Wald $Z = 1.66$, $p = .10$.

Por otro lado, la variación del rendimiento debido a las escuelas muestra un CCI de .14, con un nivel de significación de la prueba de Wald $Z = 4.37$, $p < .01$. De esta forma, al estar los estudiantes anidados en 64 clases (con una media de 21.87 estudiantes por clase), las hipótesis se comprueban a partir de un modelo de mediación multinivel 1-1-1, con todas las variables medidas al nivel del estudiante (L1), y permitiendo que todas las vías causales varíen a nivel de clase (L2) (Zhang, Zyphur, y Preacher, 2009); implicando que los efectos directos, indirectos y totales pueden variar en el nivel L2.

La relación entre las variables, así como las hipótesis mediacionales, se comprueban con la macro de SPSS denominada MLmed (Rockwood y Hayes, 2017), con errores robustos estandarizados (estimación REM). Las variables empleadas se miden a nivel individual, pero la variable control «clase» se emplea para comprobar variaciones significativas (unidades L2). Dados los predictores (X), el mediador (M) y la variable dependiente (Y), la macro calcula automáticamente las medias de grupo de X, y usa las medias grupales como predictor de M. Además, las medias de grupo centradas de X y M se usan como predictores de nivel 1 de Y, y las medias de grupo de X y M se usan como niveles de predicción L2. Todos los interceptos son aleatorios, todas las pendientes son fijas y la

matriz de covarianzas de efectos aleatorios es diagonal, de forma que todas las varianzas se estiman libremente y las covarianzas se restringen a cero. Así, se estiman todos los parámetros para un modelo mediacional 1-1-1, incluyendo interceptos aleatorios, y los efectos indirectos se comprueban mediante intervalos de confianza (CI) Monte Carlo. Se realizan dos análisis mediacionales multinivel de manera independiente, usando tanto el rendimiento académico como los constructos de las actitudes académicas: actitudes hacia el profesorado y actitudes hacia la escuela. Se puede observar una representación general del modelo en la Figura 1.

Resultados

Se examina la distribución de los datos para el análisis de la normalidad univariada. Los resultados muestran valores de asimetría y curtosis inferiores a $|1.5|$. La prueba Kolmogorov-Smirnov de puntuaciones tipificadas para AHP es 3.05 ($p \leq .005$); para AHE, 5.90 ($p \leq .005$); para autoconcepto académico, 1.76 ($p \leq .005$), y para el rendimiento académico, 1.76 ($p \leq .005$). Por tanto, se considera que los datos no muestran una distribución normal univariada.

En la Tabla 1 se indican los estadísticos descriptivos, las correlaciones bivariadas y los estadísticos de colinealidad de todas las variables. Las variables predictoras, la variable mediadora (*autoconcepto académico*) y la variable dependiente (*rendimiento académico*) correlacionan de forma significativa, cumpliendo con el primer criterio para el análisis mediacional. Ninguna de las correlaciones

Tabla 1

Estadísticos descriptivos, correlaciones y estadísticos de colinealidad de las variables actitudes hacia el profesorado, actitudes hacia la escuela, autoconcepto académico y rendimiento académico

	M	DT	1	2	3	Tolerancia	FIV	IC
1. Actitudes hacia el profesorado	35.31	8.21	—			.58	1.70	9.62
2. Actitudes hacia la escuela	28.08	6.74	.61*	—		.62	1.61	12.52
3. Autoconcepto académico	4.46	1.18	.25*	.24*	—	.85	1.17	13.95
4. Rendimiento académico	6.3	1.77	.20	.20*	.66*	—	—	—

Nota. FIV: Factor de inflación de la varianza; IC: Índice de condición.

* Correlación significativa al nivel de .01 (bilateral).

Tabla 2

Modelo de mediación multinivel prediciendo el rendimiento académico con las actitudes hacia el profesorado y las actitudes hacia la escuela como predictoras

Parámetro	Rendimiento académico (actitudes hacia el profesorado como predictor)		Rendimiento académico (actitudes hacia la escuela como predictor)	
	Estimación	Error estándar	Estimación	Error estándar
<i>Intersujetos</i>				
Intercepto	.17*	.05	.17*	.02
Vía a _b	.03*	.01	.06*	.02
Vía b _b	.156*	.19	1.49*	.20
Vía c _b	.01	.02	.04	.02
Efecto indirecto	.05*	.02	.09*	.03
Varianza residual	1.54*	.06	1.27*	.06
<i>Intrasujetos</i>				
Path a _w	.03*	.46	.04*	.00
Path b _w	.93*	.03	.94*	.03
Path c _w	.01	.00	.00	.01
Efecto indirecto	.03*	.00	.04*	.00

Se emplean modelos de interceptos aleatorios.

* $p \leq .01$ (significación basada en el test de mediación de Sobel).

excede de .80, por lo que no se aprecian problemas de multicolinealidad (Tabachnick y Fidell, 2007). Los estadísticos de colinealidad, incluyendo el índice de tolerancia y el factor de inflación de la varianza, muestran valores dentro de los límites normales, con rangos de entre .90 a 1.00 y entre 1.00 y 1.11, respectivamente. El índice de condición muestra valores inferiores a 30, aceptándose por tanto la falta de multicolinealidad (Tabachnick y Fidell, 2007).

La Tabla 2 muestra los resultados del análisis multinivel, comprobándose las relaciones existentes entre las *actitudes académicas*, el *autoconcepto académico* y el *rendimiento académico*, así como los efectos indirectos del *autoconcepto académico*, tanto a nivel intra como intersujetos. Los constructos referidos a las *actitudes académicas* muestran asociaciones positivas y significativas con el *autoconcepto académico*, pero muestran un efecto directo nulo con el *rendimiento académico* en ambos niveles cuando se tiene en cuenta el efecto del *autoconcepto académico*, indicando un posible efecto de mediación (Baron y Kenny, 1986).

La Tabla 2 también muestra efectos significativos indirectos de las *actitudes académicas* y el *rendimiento académico* a través del *autoconcepto académico* en los niveles intra e intersujetos, partiendo de un modelo de mediación multinivel 1-1-1. Se muestra así la importancia de considerar la variabilidad de las clases al nivel L2. El efecto indirecto mayor se encuentra en este nivel con las AHE como variable predictora, con una estimación de .09, $Z_{Sobel} = 3.14$, $p \leq .05$, 95% CI [.035, .139]. El efecto indirecto de las AHP como variable predictora es también significativo a este nivel, con un peso estimado de .05, $Z_{Sobel} = 2.41$, $p \leq .05$, 95% CI [.012, .095]. Al considerar el nivel intrasujetos, se observa un efecto algo menor pero igualmente significativo desde las AHE, con un valor de estimación de .04, $Z_{Sobel} = 8.10$, $p \leq .05$, 95% CI [.029, .047]; y desde las AHP con un valor de estimación de .03, $Z_{Sobel} = 9.02$, $p \leq .05$, 95% CI [.027, .042].

Discusión

La complejidad de las variables implicadas en el proceso académico conlleva la necesidad de analizar sus distintos niveles de

interacción durante la adolescencia, ya que en esta etapa los procesos cognitivos, motivacionales y contextuales se consolidan como elementos cruciales en el desarrollo. De acuerdo con la teoría del ajuste etapa-ambiente de Eccles y Midgley (1989), las condiciones internas y externas deben ajustarse en la estructura psicológica del individuo. Como las actitudes académicas son influidas por el contexto, se deben comprobar sus relaciones con otros factores cognitivos y motivacionales, tales como el autoconcepto. En este sentido, y desde la perspectiva de la teoría de la expectativa-valor (Wigfield y Eccles, 2000), los estados de bienestar positivos generan pensamientos apropiados sobre uno mismo, lo cual permite unas mejores actitudes académicas para el aprendizaje. Dado este razonamiento, el presente estudio trata de examinar las relaciones entre las actitudes académicas, el autoconcepto académico y el rendimiento académico, partiendo de un modelo de mediación multinivel con datos de estructura jerárquica.

Los resultados confirman las hipótesis, ya que las actitudes académicas tienen relaciones significativas con el autoconcepto académico, el cual es un mediador relevante en las relaciones existentes entre las actitudes y el rendimiento académico, de acuerdo con las teorías sociocognitivas. Estos resultados refuerzan los efectos consistentes que se producen por la interacción de variables contextuales en el yo, requiriendo la inclusión de las mismas en modelos educativos de rendimiento basados en estructuras de interacción (Greenwald et al., 2002). Además, la importancia del autoconcepto como mediador es consistente con estudios previos (Green et al., 2012; Ramos-Díaz, Rodríguez-Fernández, Fernández-Zabala, Revuelta, y Zuazagoitia, 2016), lo que es clave para el rendimiento académico. El presente estudio contribuye además a considerar el autoconcepto como predictor importante del rendimiento académico medido a través de las calificaciones escolares, en comparación con otros constructos motivacionales tales como el valor de la tarea (Chamorro-Premuzic, Harlaar, Greven, y Plomin, 2010). Así pues, los estudiantes requieren una red consistente de apoyo que pueda mejorar su autopercepción y aceptación en la educación secundaria.

Dados los resultados del presente estudio, el efecto mediador del autoconcepto académico en la relación existente entre las actitudes académicas y el rendimiento académico en el nivel del estudiante (L1) y el nivel de clase (L2), es posible confirmar implicaciones relevantes. En primer lugar, y principalmente a nivel de clase, se requiere de una mayor interacción social entre los padres, profesores y estudiantes para el éxito académico (Kraft y Rogers, 2015; Pino-Pasternak, Whitebread, y Tolmie, 2010), ya que permiten un mejor ajuste emocional y conductas prosociales (Luckner y Pianta, 2011), promoviendo la equidad en el grupo-clase. En segundo lugar, y puesto que los efectos indirectos mayores se obtienen con las AHE como variable predictora, es esencial promover planes educativos generales que se basen en actividades formales e informales para promover consecuencias positivas a nivel individual, como el apoyo emocional y altos niveles de compromiso (Martin y Rimm-Kaufman, 2015). Además, las AHP se consideran también una variable predictora importante en el ámbito académico. En este sentido, las interacciones formales e informales entre el profesorado y los estudiantes pueden implicar altos niveles de apoyo y una dotación adecuada de feedback, lo cual refuerza el autoconcepto del alumnado para un mayor éxito educativo (Gutiérrez et al., 2018; Ramos-Díaz et al., 2016).

Los estudios futuros deben ir en esta dirección, analizando posibles influencias de otras variables contextuales sobre las actitudes y otras variables cognitivas. Este hecho es relevante porque las dificultades de aprendizaje se incrementan en educación secundaria, y los estudiantes necesitan cumplir sus objetivos personales al mismo tiempo que sufren cambios psicológicos importantes durante la adolescencia. En este sentido, la influencia parental es un constructo relevante a considerar en futuros estudios, ya que permite la mejora del funcionamiento emocional (Wang y Eccles, 2012); pudiéndose comprobar la mediación de otros factores motivacionales (Wang y Sheikh-Khalil, 2014).

Finalmente, es necesario señalar algunas limitaciones del presente estudio. En primer lugar, no existen aún medidas generalizadas de las actitudes académicas validadas en población española adolescente, ya que este constructo se ha usado de manera tradicional en la medición de competencias o materias específicas. Dada la importancia de los niveles generales de actitudes, se requieren futuras revisiones y validaciones de escalas que sean capaces de mejorar esta medición. En segundo lugar, se necesitan también estudios longitudinales para analizar posibles efectos recíprocos entre las variables (Kelly, 2004; Preckel et al., 2013) o efectos moderadores del género, ya que diversos estudios señalan que los patrones de actitudes de los estudiantes pueden variar en función de ser chico o chica (Meece, Bower, y Burg, 2006; Smith, Sinclair, y Chapman, 2002). En tercer lugar, se requieren nuevos estudios para comprobar si las actitudes medidas como estructuras de clase moderan o interactúan con la relación existente entre las actitudes personales y el rendimiento académico, como ocurre con otras variables relevantes como las metas académicas (Murayama y Elliot, 2009). Finalmente, es necesario considerar futuros análisis de estructuras multinivel con variables latentes, ya que ayuda a minimizar el error de medida, y permite el uso de múltiples indicadores para controlar dicho error a nivel individual y de clase (Lüdtke, Marsh, Robitzsch, y Trautwein, 2011; Morin, Marsh, Nagengast, y Scalas, 2014).

Referencias

- Abu-Hilal, M. M. (2010). A structural model of attitudes towards school subjects, academic aspiration and achievement. *Educational Psychology, 20*(1), 75–84. <http://dx.doi.org/10.1080/014434100110399>
- Abu-Hilal, M. M., y Atkinson, T. (1991). The effects of academic aspiration, subject matter relevance, and sex, on academic achievement. *L'Education Nouvelle, 48*, 87–101.
- Ali, M. M., Yager, R. E., Hacieminoglu, E., y Calliskan, I. (2013). Changes in student attitudes regarding science when taught by teachers without experiences with a model professional development program. *School Science and Mathematics, 113*(3), 109–119. <http://dx.doi.org/10.1111/ssm.12008>
- Baron, R. M., y Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(6), 1173–1182.
- Chamorro-Premuzic, T., Harlaar, N., Greven, C. U., y Plomin, R. (2010). More than just IQ: A longitudinal examination of self-perceived abilities as predictors of academic performance in a large sample of UK twins. *Intelligence, 38*, 385–392. <http://dx.doi.org/10.1016/j.intell.2010.05.002>
- Consejo Europeo (2000). *Employment, economic reforms and social cohesion*. Recovered from: http://www.europarl.europa.eu/summits/lis1_es.htm
- Cooper, A. C., y Sánchez, B. (2016). Racial discrimination, cultural mistrust, and gender in youth's school attitudes and academic achievement. *Journal of Research on Adolescence, 26*(4), 1036–1047. <http://dx.doi.org/10.1111/jora.12263>
- Dedrick, R. F., Shaunessy-Dedrick, E. S., Suldo, S. M., y Ferron, J. M. (2015). Psychometric properties of the School Attitude Assessment Survey-Revised with International Baccalaureate High School Students. *Gifted Child Quarterly, 59*(1), 38–54. <http://dx.doi.org/10.1177/0016986214559596>
- Din, C., y Hall, A. (2007). Gender, ethnicity, and grade differences in perceptions of school experiences among adolescents. *Studies in Educational Evaluation, 33*(2), 159–174. <http://dx.doi.org/10.1016/j.stueduc.2007.04.004>
- Eccles, J. S., y Midgley, C. (1989). *Stage-environment fit: Developmentally appropriate classrooms for young adolescents*. En C. Ames y R. Ames (Eds.), *Research on motivation in education: Goals and cognitions* (Vol. 3) (pp. 139–186). New York, NY: Academic Press.
- González-Pianda, J. A., Núñez, J. C., González-Pumariiega, S., Álvarez, L., Rocés, C., y García, M. (2002). A structural equation model of parental involvement, motivational and aptitudinal characteristics, and academic achievement. *The Journal of Experimental Education, 70*(3), 257–287. <http://dx.doi.org/10.1080/00220970209599599>
- Green, J., Lien, G. A. D., Martin, A. J., Colmar, S., Marsh, H. W., y McInerney, D. (2012). Academic motivation, self-concept, engagement, and performance in high school: Key processes from a longitudinal perspective. *Journal of Adolescence, 35*(5), 1111–1122. <http://dx.doi.org/10.1016/j.adolescence.2012.02.016>
- Greenwald, A. G., Rudman, L. A., Nosek, B. A., Banaji, M. R., Farnham, S. D., y Mellot, D. S. (2002). A unified theory of implicit attitudes, stereotypes, self-esteem, and self-concept. *Psychological Review, 109*(1), 3–225. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-295X.109.1.3>
- Guay, F., Ratelle, C. F., Roy, A., y Littalien, D. (2010). Academic self-concept, autonomous academic motivation, and academic achievement: Mediating and additive effects. *Learning and Individual Differences, 20*(6), 644–653. <http://dx.doi.org/10.1016/j.lindif.2010.08.001>
- Guskey, T. R. (2013). Defining student achievement. En J. Hattie y E. M. Anderman (Eds.), *International guide to student achievement* (pp. 3–6). New York, NY: Routledge.
- Gutiérrez, M., Tomás, J. M., Romero, I., y Barrica, J. M. (2018). Apoyo social percibido, implicación escolar y satisfacción con la escuela. *Revista de Psicodidáctica, 22*(2), 111–117. <http://dx.doi.org/10.1016/j.psicod.2017.01.001>
- Hargreaves, A., Lorna, E., Moore, S., y Manig, S. (2001). *Aprender a cambiar: la enseñanza más allá de las materias y los niveles*. Barcelona: Octaedro.
- Hattie, J. A. C. (2009). *Visible learning: A synthesis of meta-analyses relating to achievement*. New York, USA: Routledge.
- Heathington, B. S., y Alexander, J. (1984). Do classroom teachers emphasize attitudes toward reading? *The Reading Teacher, 37*, 484–488.
- Houseal, A. K., El-Khalick, F. A., y Destefano, L. (2014). Impact of a student-teacher-scientist partnership on students' and teachers' content knowledge, attitudes toward science, and pedagogical practices. *Journal of Research in Science Teaching, 51*(1), 84–115. <http://dx.doi.org/10.1002/tea.21126>
- Huang, C. (2011). Self-concept and academic achievement: A meta-analysis of longitudinal relations. *Journal of School Psychology, 49*(5), 505–528. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jsp.2011.07.001>
- Kelly, S. (2004). *Understanding math and reading achievement through motivational and contextual variables in the early childhood longitudinal survey (ECLS-K)*. *Dissertation Abstracts International, 65*(9) (UMI No. AAT3147106).
- Kerlinger, F. (1984). *Liberalism and conservatism: The nature and structure of social attitudes*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Knuver, A. W. M., y Brandsma, H. P. (1993). Cognitive and affective outcomes in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement, 4*, 189–204. <http://dx.doi.org/10.1080/0924345930040302>
- Korobko, O. B., Glas, C. A. W., Bosker, R. J., y Luyten, J. W. (2008). Comparing the difficulty of examination subjects with Item Response Theory. *Journal of Educational Measurement, 45*(2), 139–157. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1745-3984.2007.00057.x>
- Kraft, M. A., y Rogers, T. (2015). The underutilized potential of teacher-to-parent communication: Evidence from a field experiment. *Economics of Education Review, 47*, 49–63. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.04.001>
- Kush, J. C., y Watkins, M. W. (1996). Long-term stability of children's attitudes toward reading. *The Journal of Educational Research, 89*, 315–319. <http://dx.doi.org/10.1080/00220671.1996.9941333>
- Luckner, A. E., y Pianta, R. C. (2011). Teacher-student interactions in fifth grade classrooms: Relations with children's peer behavior. *Journal of Applied Developmental Psychology, 32*(5), 257–266. <http://dx.doi.org/10.1016/j.appdev.2011.02.010>
- Lüdtke, O., Marsh, H. W., Robitzsch, A., y Trautwein, U. (2011). A 2 × 2 taxonomy of multilevel latent contextual models: Accuracy-bias trade-offs in full and partial error-correction models. *Psychological Methods, 16*(4), 444–467. <http://dx.doi.org/10.1037/a0024376>

- Marsh, H. (1989). Sex differences in the development of verbal and mathematics constructs: The high school and beyond study. *American Educational Research*, 26, 191–225.
- Marsh, H. W. (1990). A multidimensional, hierarchical model of self-concept: Theoretical and empirical justification. *Educational Psychology Review*, 2(2), 77–172. <http://dx.doi.org/10.1007/BF01322177>
- Marsh, H. (2007). *Self-concept theory measurement and research into practice: The role of self-concept in educational psychology*. Leicester, UK: British Psychological Society.
- Marsh, H. W., y Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First-and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97, 562–582. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.97.3.562>
- Marsh, H. W., y Martin, A. J. (2011). Academic self-concept and academic achievement: Relations and causal ordering. *British Journal of Educational Psychology*, 81(1), 59–77. <http://dx.doi.org/10.1348/000709910X503501>
- Marsh, H. W., Kuyper, H., Seaton, M., Parker, P. D., Morin, A. J. S., Möller, J., y Abduljabbar, A. S. (2014). Dimensional comparison theory: An extension of the internal/external frame of reference effect on academic self-concept formation. *Contemporary Educational Psychology*, 39(4), 326–341.
- Martin, D. P., y Rimm-Kaufman, S. E. (2015). Do student self-efficacy and teacher-student interaction quality contribute to emotional and social engagement in fifth grade math? *Journal of School Psychology*, 53(5), 359–373. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jsp.2015.07.001>
- McCoach, D. B., y Siegle, D. (2003). The School Attitude Assessment Survey-Revised: A new instrument to identify academically able students who underachieve. *Educational and Psychological Measurement*, 63, 414–429. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164403063003005>
- McKenna, M. C., Kear, D. J., y Ellsworth, R. A. (1995). Children's attitudes toward reading: The impact of a literature program on children's use of library centers. *Reading Research Quarterly*, 21, 330–346.
- Meece, J. L., Bower, B., y Burg, S. (2006). Gender and motivation. *Journal of School Psychology*, 44(5), 351–373. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jsp.2006.04.004>
- Ministerio de Educación, Cultura y Deporte (2014). *Informe sobre el estado del sistema educativo*. Recuperado de: <http://www.mecd.gob.es/dctm/inee/indicadores-educativos/seie-2014/seie2014-web.pdf?documentId=0901e72b819cf31>
- Miñano, P., Castejón, J. L., y Gilar, R. (2014). Propiedades psicométricas de la adaptación española del School Attitude Assessment Survey-Revised. *Psicothema*, 26(3), 423–430. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2013.186>
- Morin, A. J. S., Marsh, H. W., Nagengast, B., y Scalas, F. (2014). Doubly latent multi-level analyses of classroom climate: An illustration. *The Journal of Experimental Education*, 82(2), 143–167. <http://dx.doi.org/10.1080/00220973.2013.769412>
- Murayama, K., y Elliot, A. J. (2009). The joint influence of personal achievement goals and classroom goal structures on academic-relevant outcomes. *Journal of Educational Psychology*, 101(2), 432–447. <http://dx.doi.org/10.1037/a0014221>
- Pardo, A., Ruiz, M. A., y San Martín, R. (2007). Cómo ajustar e interpretar modelos multinivel con SPSS. *Psicothema*, 19(2), 308–321.
- Park, Y. (2011). How motivational constructs interact to predict elementary students' reading performance: Examples from attitudes and self-concept in reading. *Learning and Individual Differences*, 21(4), 347–358. <http://dx.doi.org/10.1016/j.lindif.2011.02.009>
- Pino-Pasternak, D., Whitebread, D., y Tolmie, A. (2010). A multidimensional analysis of parent-child interactions during academic tasks and their relationships with children's self-regulated learning. *Cognition and Instruction*, 28, 219–272. <http://dx.doi.org/10.1080/07370008.2010.490494>
- Preckel, F., Niepel, C., Schneider, M., y Brunner, M. (2013). Self-concept in adolescence: A longitudinal study on reciprocal effects of self-perceptions in academic and social domains. *Journal of Adolescence*, 36, 1165–1175. <http://dx.doi.org/10.1016/j.adolescence.2013.09.001>
- Ramos-Díaz, E., Rodríguez-Fernández, A., Fernández-Zabala, A., Revuelta, L., y Zuazagoitia, A. (2016). Apoyo social percibido, autoconcepto e implicación escolar de estudiantes adolescentes. *Revista de Psicodidáctica*, 21(2), 339–356. <http://dx.doi.org/10.1387/RevPsicodidact.14848>
- Reynolds, A. L., y Weigand, M. J. (2010). The relationships among academic attitudes, psychological attitudes, and the first-semester academic achievement of first-year college students. *Journal of Student Affairs Research and Practice*, 47(2), 175–195. <http://dx.doi.org/10.2202/1949-6605.6004>
- Rockwood, N. J., y Hayes, A. F. (2017). MLmed: An SPSS macro for multilevel mediation and conditional process analysis Poster presented at the annual meeting of the Association of Psychological Science (APS), Boston, MA.
- Shreffler, K. M., Giano, Z., Cox, R. B., y Merten, M. J. (2018). Parental documentation status and academic attitudes and expectations among early adolescent Latinos. *Journal of Adolescence*, 64, 48–51. <http://dx.doi.org/10.1016/j.adolescence.2018.01.006>
- Smith, L., Sinclair, K. E., y Chapman, E. S. (2002). Student's goals, self-efficacy, self-handicapping and negative affective responses: An Australian senior school student study. *Contemporary Educational Psychology*, 27, 471–485. <http://dx.doi.org/10.1006/ceps.2001.1105>
- Swarat, S., Ortony, A., y Revelle, W. (2012). Activity matters: Understanding student interest in school science. *Journal of Research in Science Teaching*, 49(4), 515–537. <http://dx.doi.org/10.1002/tea.21010>
- Tabachnick, B. G., y Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson.
- Veas, A., Castejón, J. L., Gilar, R., y Miñano, P. (2017). Validación de la adaptación española del School Attitude Assessment Survey-Revised mediante el modelo de Rasch multidimensional. *Anales de Psicología*, 33(1), 74–81. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.1.235271>
- Vogl, K., y Preckel, F. (2014). Full-Time ability grouping of gifted students: Impacts on social self-concept and school related attitudes. *Gifted Child Quarterly*, 58(1), 51–68. <http://dx.doi.org/10.1177/0016986213513795>
- Wang, M. T., y Eccles, J. S. (2012). Social support matters: Longitudinal effects of social support on three dimensions of school engagement from middle to high school. *Child Development*, 83(3), 877–895. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8624.2012.01745.x>
- Wang, M. T., y Sheikh-Khalil, S. (2014). Does parental involvement matter for student achievement and mental health in High School? *Child Development*, 85(2), 610–625. <http://dx.doi.org/10.1111/cdev.12153>
- Wigfield, A., y Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 68–81. <http://dx.doi.org/10.1006/ceps.1999.1015>
- Zhang, Z., Zyphur, M. J., y Preacher, K. J. (2009). Testing multilevel mediation using hierarchical lineal models. *Organizational Research Methods*, 12(4), 695–719. <http://dx.doi.org/10.1177/1094428108327450>