Recibido: 15/07/2026

Publicado: 02/11/2026
Servicio de Publicaciones de la Universidad Autónoma de Nuevo León (México)
Revista de Ciencias del Ejercicio FOD Vol.21 Num. 2. 2026
ISSN-e: 2007-8463 https://revistafod.uanl.mx Julio-Diciembre-202

Autoeficacia Académica Percibida y Rendimiento Académico en Universitarias Mexicanas: Análisis Mediante Ecuaciones Estructurales

Perceived Academic Self-Efficacy And Academic Performance In Mexican Female University Students: A Structural Equation Modeling Analysis

Edgar Francisco Ordoñez Bencomo[1], Rocio Janet Figueroa Rubio[1], José René Blanco Ornelas[1], Perla Jannet Jurado-García[1] y Susana Ivonne Aguirre Vásquez[1]
[1]Universidad Autónoma de Chihuahua, Chihuahua

Autor de correspondencia: Susana Ivonne Aguirre Vásquez, siaguirre@uach.mx

Cómo citar:
Ordoñez Bencomo, E. F., Figueroa Rubio, R. J., Blanco Ornelas, J. R., Jurado-García, P. J., & Aguirre Vásquez, S. I. (2026). Autoeficacia Académica Percibida y Rendimiento Académico en Universitarias Mexicanas: Análisis Mediante Ecuaciones Estructurales. Revista De Ciencias Del Ejercicio FOD, 21(2), 133–144

doi.org/10.29105/rce-fod.v21i2.202

Link para acceder al artículo:
https://doi.org/10.29105/rce-fod.v21i2.202

Este artículo es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos y condiciones de Creative Commons Licencia de atribución (CC BY-NC) (Creative Commons Atribución-No-Comercial 4.0)

https://revistas.uanl.mx/interdisciplinaria/revista-de-ciencias-del-ejercicio-fod

https://revistafod.uanl.mx/index.php/rce/politica-de-preservacion-digital

Resumen

El presente estudio tuvo dos objetivos: estimar las propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia en Conductas Académicas (EACA) mediante análisis factorial confirmatorio, comparando dos modelos de medida alternativos; y examinar las relaciones directas e indirectas entre los factores de autoeficacia académica percibida y el rendimiento académico mediante un modelo de ecuaciones estructurales. Participaron 560 estudiantes universitarias mexicanas de 18 a 26 años (M = 20.3, DE = 1.8), quienes respondieron la EACA. Se utilizó AMOS 21 con estimación por máxima verosimilitud. El modelo revisado (EACA-M2) mostró mejores índices de ajuste que el modelo original y explicó el 73 % de la varianza. El modelo estructural final, tras eliminar la ruta no significativa entre Atención y Comunicación, presentó ajuste adecuado y explicó el 14 % de la varianza en el rendimiento. Excelencia fue el predictor directo más relevante (β = .32), y Atención mostró el mayor efecto indirecto total (β = .30). Los resultados respaldan la utilidad de la EACA y la centralidad de la autorregulación en el éxito universitario, con implicaciones para intervenciones psicoeducativas.

Palabras Clave: autoeficacia académica; rendimiento académico; análisis factorial confirmatorio; modelo de ecuaciones estructurales; educación superior.

Abstract

The present study had two objectives: to estimate the psychometric properties of the Academic Behavior Self-Efficacy Scale (EACA) through confirmatory factor analysis, comparing two alternative measurement models; and to examine the direct and indirect relationships between perceived academic self-efficacy factors and academic performance through a structural equation model. Participants were 560 Mexican female university students aged 18 to 26 (M = 20.3, SD = 1.8), who completed the EACA. AMOS 21 was used with maximum likelihood estimation. The revised model (EACA-M2) showed better fit indices than the original model and explained 73% of the variance. The final structural model, after removing the non-significant path between Attention and Communication, showed adequate fit and explained 14% of the variance in performance. Excellence emerged as the most relevant direct predictor (β = .32), while Attention showed the largest total indirect effect (β = .30). These findings support the utility of the EACA and the centrality of self-regulation in university success, with implications for psychoeducational interventions.

Keywords: academic self-efficacy; academic performance; confirmatory factor analysis; structural equation modeling; higher education.

Introducción

En las últimas décadas, las instituciones de educación superior han incrementado el interés por identificar los factores asociados con el éxito académico y por diseñar estrategias orientadas a reducir la deserción y el rezago. La autoeficacia percibida, entendida como la creencia en la propia capacidad para organizar y ejecutar acciones dirigidas a alcanzar determinados resultados, ha recibido amplia atención (Bandura, 1977). En el contexto universitario, adquiere especial relevancia debido a que los estudiantes deben gestionar autónomamente su tiempo y afrontar exigencias académicas cada vez más complejas (Borzone, 2017).

La autoeficacia es una percepción dinámica que puede fortalecerse mediante experiencias de logro, modelos vicarios y persuasión social, favoreciendo el aprendizaje y el desempeño académico (Capa-Aydin et al., 2018; Echeverría Castro et al., 2020). Asimismo, se ha relacionado con persistencia, rendimiento, compromiso y autorregulación del aprendizaje (Casanova et al., 2024; Dominguez-Lara et al., 2023; Rosales-Ronquillo & Hernández-Jácquez, 2020; Yupanqui-Lorenzo et al., 2021).

Bandura (1977) señaló que las creencias de eficacia son específicas de dominios y tareas, por lo que su evaluación requiere instrumentos que consideren conductas concretas.

En este sentido, existen diversas escalas de autoeficacia académica, como la Escala de Autoeficacia en la Vida Académica (García-Méndez & Rivera-Ledesma, 2021) cuyos resultados respaldan la evaluación de las creencias de autoeficacia vinculadas con el desempeño en diferentes situaciones de la vida universitaria. Asimismo, Robles (2020), mediante la Escala de Autoeficacia Académica (ESAA), identificó una estructura multidimensional que permite valorar las creencias de los estudiantes respecto de sus capacidades para afrontar las demandas académicas. Por su parte, García-Álvarez et al. (2022), mediante la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA), aportaron evidencia psicométrica para la evaluación de la percepción de capacidad de los estudiantes ante situaciones académicas específicas. En conjunto, estos estudios muestran que la autoeficacia académica constituye un constructo multidimensional cuya expresión y evaluación pueden variar en función de las características de la población y del contexto educativo. En este marco, la Escala de Autoeficacia en Conductas Académicas (EACA), desarrollada por Rangel (2015), constituye una alternativa para evaluar conductas académicas específicas. Está integrada por 16 ítems distribuidos en Comprensión, Comunicación, Atención y Excelencia, y cuenta con evidencia de validez y confiabilidad en universitarios mexicanos. No obstante, se requiere ampliar la evidencia psicométrica en grupos específicos, particularmente en mujeres universitarias.

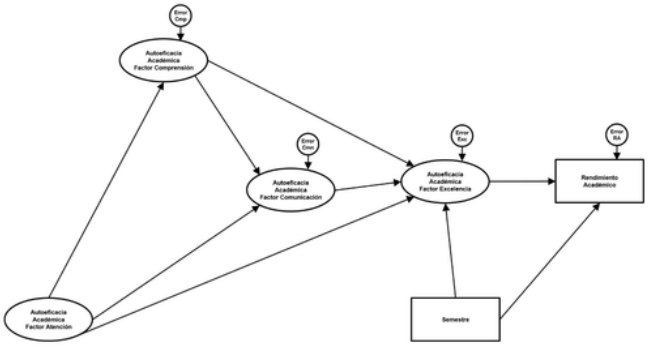
La validación de instrumentos mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) es el estándar metodológico para verificar que una escala mide el constructo para el que fue diseñada (Byrne, 2016; Kline, 2023). Mientras que los modelos de ecuaciones estructurales (SEM) permiten examinar simultáneamente relaciones directas e indirectas entre variables, lo que resulta idóneo para analizar cómo los factores de autoeficacia académica se articulan entre sí y contribuyen al rendimiento. Blanco et al. (2016) verificaron la estructura factorial de la EACA en universitarios mexicanos, y estudios recientes extendieron el análisis a muestras latinoamericanas mediante SEM (Dominguez-Lara et al., 2023), sin embargo, las rutas causales entre autoeficacia y rendimiento en poblaciones femeninas de ciencias del deporte siguen siendo un vacío poco explorado.

Por ello, el presente estudio tuvo dos objetivos: evaluar las propiedades psicométricas de la EACA mediante AFC, comparando el modelo original de 16 ítems (EACA-M1) con un modelo revisado (EACA-M2), y examinar mediante Path Analysis las

relaciones directas e indirectas entre sus cuatro factores y el rendimiento académico, considerando el semestre como covariable de control. A partir de estos objetivos se formularon diez hipótesis (H1-H10), derivadas del modelo estructural propuesto (Figura 1):

Figura 1

Modelo inicial propuesto de las relaciones entre autoeficacia académica percibida y rendimiento académico en estudiantes universitarias.



Hipótesis

H1: Se espera que el semestre cursado tenga un efecto directo positivo sobre la autoeficacia académica percibida en el factor Excelencia, de modo que las estudiantes en semestres más avanzados reporten mayores niveles de conductas de excelencia.

H2: Se espera que el semestre cursado tenga un efecto directo positivo sobre el rendimiento académico, de tal manera que las estudiantes con mayor trayectoria universitaria presenten promedios académicos más elevados.

H3: Se hipotetiza que la autoeficacia académica percibida en el factor Atención ejercerá un efecto directo positivo sobre la autoeficacia percibida en el factor Comprensión, en tanto que la disposición a escuchar activamente facilita la asimilación y comprensión del contenido.

H4: Se hipotetiza que la autoeficacia académica percibida en el factor Atención tendrá un efecto directo positivo sobre la autoeficacia percibida en el factor Comunicación, dado que la disposición atenta favorece la elaboración y expresión posterior de las ideas.

H5: Se hipotetiza que la autoeficacia académica percibida en el factor Atención tendrá un efecto directo positivo sobre la autoeficacia percibida en el factor Excelencia, dado que la capacidad de sostener la concentración y regular los recursos cognitivos durante tareas prolongadas permite al estudiante detectar errores, revisar su desempeño y ajustar su ejecución hacia estándares de calidad más exigentes.

H6: Se espera que la autoeficacia académica percibida en el factor Comprensión tenga un efecto directo positivo sobre la autoeficacia percibida en el factor Comunicación, ya que una mayor confianza en la comprensión de los contenidos facilita su expresión oral y escrita.

H7: Se hipotetiza que la autoeficacia académica percibida en el factor Comprensión tendrá un efecto directo positivo sobre la autoeficacia percibida en el factor Excelencia, en la medida en que la comprensión de las materias permite afrontar con mayor seguridad los requisitos de rendimiento superior.

H8: Se espera que la autoeficacia académica percibida en el factor Comunicación ejerza un efecto directo positivo sobre la autoeficacia percibida en el factor Excelencia, pues la confianza en la expresión competente contribuye al cumplimiento de las demandas académicas de alto nivel.

H9: Se hipotetiza que la autoeficacia académica percibida en el factor Excelencia tendrá un efecto directo positivo sobre el rendimiento académico, dado que las conductas de esfuerzo, puntualidad y preparación sistemática constituyen predictores directos del desempeño.

H10: Se espera que el rendimiento académico reciba efectos indirectos significativos y positivos de los factores Atención, Comprensión y Comunicación, mediados a través del factor Excelencia.

Estas hipótesis se fundamentan en la Teoría Social Cognitiva (Bandura, 1977), que

postula que las creencias de autoeficacia son específicas de dominio y actúan como reguladores motivacionales del comportamiento. Aunque conceptualmente distintos, se plantea que estos dominios están conectados en una secuencia donde la atención sostenida facilita la comprensión, ésta sustenta la comunicación competente, y ambas convergen en las conductas de excelencia que se expresan finalmente en el rendimiento evaluable, lo que constituye una contribución diferencial de este estudio frente a investigaciones previas (Casanova et al., 2024; Dominguez-Lara et al., 2023; Rosales-Ronquillo & Hernández-Jácquez, 2020).

Método

El trabajo adoptó un diseño cuantitativo, transversal y no experimental de carácter predictivo (Hernández-Sampieri & Mendoza, 2023).

Muestra

Participaron 560 estudiantes de sexo femenino de las licenciaturas en Educación Física y Motricidad Humana de la Facultad de Ciencias de la Cultura Física (FCCF) de la Universidad Autónoma de Chihuahua (UACH), seleccionadas por muestreo no probabilístico por conveniencia, (edades 18 y 26 años; M = 20.3, DE = 1.8). Los criterios de inclusión fueron ser mujer, estar inscrita en la FCCF-UACH y aceptar participar mediante consentimiento informado; se excluyeron los cuestionarios incompletos.

Instrumentos

Se administró la Escala de Autoeficacia en Conductas Académicas (EACA) adaptada por Rangel (2015), un cuestionario tipo Likert computarizado de 16 ítems con cuatro factores: Comprensión (3 ítems), Comunicación (4 ítems), Atención (5 ítems) y Excelencia (4 ítems).

El formato de respuesta de 0 (Nunca) a 10 (Siempre), es culturalmente familiar para el estudiante mexicano.

Procedimiento

Las alumnas fueron invitadas a participar voluntariamente y firmaron el consentimiento informado antes de responder el cuestionario, administrado de forma digital en los laboratorios de cómputo de la facultad en sesiones de aproximadamente 30 minutos. Se solicitó máxima sinceridad y se garantizó la confidencialidad de los datos. La recopilación se realizó mediante el módulo generador de resultados del editor de escalas, versión 2.0 (Blanco et al., 2013).

Consideraciones éticas

El estudio se realizó de conformidad con las disposiciones del Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud (Cámara de Diputados el H. Congreso de la Unión, 2014) y con los principios éticos de respeto, confidencialidad y autonomía (Mondragón-Barrios, 2009). Se contó con la aprobación de la Secretaría de Investigación y Posgrado de la FCCF-UACH (folio 11112024-033, 11 de noviembre de 2024).

Análisis de datos estadísticos

Para evaluar la estructura factorial de la EACA se realizaron análisis factoriales confirmatorios (AFC) en AMOS 21 (Arbuckle, 2012), comparando dos modelos de medida: el Modelo 1 (EACA-M1), correspondiente a la distribución original de ítems (Rangel, 2015), y el Modelo 2 (EACA-M2), derivado del modelo inicial mediante la eliminación de aquellos ítems cuya evaluación conjunta de las cargas factoriales, los índices de modificación, el contenido conceptual y la parsimonia del modelo sugirió la conveniencia de su exclusión. Se utilizaron los índices de modificación proporcionados por AMOS para identificar covarianzas residuales elevadas entre pares de ítems, las cuales permitieron identificar posibles relaciones no explicadas por el factor y valorar la existencia de similitud semántica o redundancia en el contenido de los reactivos (Collier, 2020). Por tanto, las decisiones de modificación

y eliminación de ítems no se fundamentaron únicamente en sus cargas factoriales, sino en la consideración conjunta de criterios estadísticos y conceptuales, procurando obtener un modelo parsimonioso y coherente con el constructo evaluado. El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud. Siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no solo el ajuste de un modelo teórico, sino también comparar los índices de ajuste de modelos alternativos para seleccionar aquel que proporcione una representación más adecuada de los datos. La fiabilidad de cada factor se estimó mediante el Alpha de Cronbach (Elosua & Zumbo, 2008; Nunnally & Bernstein, 1994) y el Coeficiente Omega (Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

Posteriormente, se aplicó como técnica analítica central el análisis de trayectorias causales (Path Analysis), una modalidad del Modelamiento de Ecuaciones Estructurales (SEM) que permite estimar de manera simultánea múltiples relaciones de dependencia entre variables tanto directas como mediadas y evaluar la bondad de ajuste global del modelo teórico propuesto respecto a los datos empíricos (Byrne, 2016; Kline, 2023).

Antes de aplicar el SEM se verificaron los supuestos de normalidad y linealidad (asimetría y curtosis). La estimación se realizó por máxima verosimilitud (MLE), complementado con remuestreo bootstrap en los casos de no normalidad multivariada (Byrne, 2016; Kline, 2023). El ajuste del modelo se evaluó con tres tipos de medidas; medidas absolutas (χ^2, GFI, SRMR, RMSEA), incrementales (AGFI, TLI, CFI) y de parsimonia (χ^2/gl, AIC) (Byrne, 2016; Gelabert et al., 2011). Se establecieron como umbrales de aceptación valores superiores a .90 para GFI, AGFI, TLI y CFI, e inferiores a .08 para RMSEA y SRMR.

Resultados

Propiedades psicométricas de la EACA

Los índices de ajuste global del primer modelo (EACA-M1) fueron χ2/gl= 3.34, RMSEA = .06, AGFI = .91, TLI = .95, AIC = 403.43, GFI = .93 y CFI = .96, indicando un ajuste aceptable (Tabla 1); los cuatro factores explican el 71 % de la varianza total. El ítem 11 ("Entregar puntualmente los trabajos que se me encargan") presentó saturación inferior a .70 en su factor previsto (Tabla 2). Las intercorrelaciones fueron moderadas, salvo entre Comprensión-Atención, Comprensión-Excelencia y Atención-Excelencia, que fueron elevadas.

El segundo modelo (EACA-M2), conformado por 14 ítems, mostró un ajuste global superior al modelo inicial, con valores de χ^2/gl = 2.95, RMSEA = .06, AGFI = .92, TLI = .96, AIC = 275.79, GFI = .95 y CFI = .97 (Tabla 1). En este modelo se eliminaron los ítems 8 y 11. Es importante señalar que la decisión de excluir estos reactivos no se fundamentó exclusivamente en el valor de sus saturaciones factoriales, sino en una evaluación conjunta de la evidencia estadística, la coherencia conceptual de los ítems con el constructo y la parsimonia del modelo.

En el caso del ítem 8, "Poner atención cuando un compañero expone en clase", aunque presentó una saturación factorial superior al criterio establecido de .70, se consideró pertinente evaluar adicionalmente su contribución conceptual al factor correspondiente. El contenido del reactivo hace referencia a una conducta observable de atención durante una situación específica de interacción académica. Si bien dicha conducta puede estar relacionada con la autoeficacia académica, su manifestación puede depender también de condiciones situacionales y contextuales del proceso de enseñanza-aprendizaje, como las características de la actividad, el ambiente del aula, el nivel de interés o las demandas atencionales de la situación.

En este sentido, se consideró que el reactivo podía representar de manera menos directa la percepción general de capacidad académica que otros ítems del factor. Por su parte, la eliminación del ítem 11, "Entregar puntualmente los trabajos que se me encargan", se sustentó igualmente en una valoración integral. Aunque su saturación factorial se encontraba próxima al criterio recomendado, el contenido del reactivo se relaciona con el cumplimiento puntual de actividades académicas, conducta que puede estar condicionada por factores externos a la percepción de capacidad de la estudiante, tales como la carga académica, la cantidad de actividades simultáneas, los plazos establecidos por los docentes y las demandas particulares de las asignaturas. Por ello, se consideró que su contenido podía reflejar parcialmente condiciones de organización y demandas contextuales, además de la percepción de autoeficacia propiamente dicha.

La eliminación conjunta de ambos reactivos permitió obtener un modelo más parsimonioso y mejorar los índices globales de ajuste, manteniendo niveles adecuados de consistencia interna. Por tanto, la selección del EACA-M2 se realizó considerando de manera conjunta la evidencia empírica obtenida mediante el análisis factorial confirmatorio, la coherencia conceptual de los reactivos, la fiabilidad de las dimensiones y la parsimonia del modelo, y no únicamente el valor de las saturaciones factoriales. Esta decisión busca favorecer una representación más homogénea del constructo de autoeficacia académica.

Los 14 ítems restantes saturaron por encima de .70, explicando el 73 % de la varianza. Las intercorrelaciones elevadas entre los factores Comprensión-Atención (F1-F3), Comprensión -Excelencia (F1-F4) y Atención- Excelencia (F3-F4) se mantuvieron, lo que sugiere explorar la validez discriminante en estudios futuros.

Tabla 1

Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos de medida generados

Modelo	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	χ^2/gl	AIC
EACA-M1	327.43*	.93	.06	.03	.91	.95	.96	3.34	403.43
EACA-M2	203.79*	.95	.06	.03	.92	.96	.97	2.95	275.79

Nota: * p < .05; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; SRMR = raíz media cuadrática residual estandarizada; AGFI = índice de bondad ajustado; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; χ2/gl = razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike

Tabla 2

Soluciones estandarizadas del análisis factorial confirmatorio modelos EACA-M1 y EACA-M2

	EACA-M1				EACA-M2			
Item	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4
Pesos Factoriales								
13. Identificar las ideas principales de un texto	.77				.77			
14. Escribir de manera coherente y organizada	.76				.76			
15. Relacionar los conceptos nuevos que estoy estudiando con otros que ya conozco	.85				.85			
4. Expresar mis ideas con claridad		.81				.81		
5. Hacer comentarios y aportaciones pertinentes		.77				.77		
6. Hablar o expresarme enfrente de una clase o grupo de gente		.77				.77		
9. Entablar un diálogo con mis profesores en caso de desacuerdo con ellos		.77				.77		
2. Escuchar con atención cuando el profesor aclara una duda a un compañero			.73				.76	
3. Escuchar con atención las preguntas y aportaciones de mis compañeros			.78				.78	
7. Poner atención cuando los profesores dan la clase			.82				.80	
8. Poner atención cuando un compañero expone en clase			.74				-	
12. Escuchar con atención las preguntas y comentarios de mis profesores			.85				.87	
1. Cumplir con las tareas que se me asignan				.73				.74
10. Preparar mis exámenes apoyándome en los apuntes de clase, el texto del curso y lecturas adicionales				.79				.79
11. Entregar puntualmente los trabajos que se me encargan				.69				-
16. Dedicar más horas al estudio de las que había planificado; cuando se aproxima un examen				.72				.73
Correlaciones Factoriales								
F1 Comprensión	-				-			
F2 Comunicación	.78	-			.78	-		
F3 Atención	.84	.68	-		.84	.68	-	
F4 Excelencia	.91	.76	.91	-	.91	.77	.89	-

Fiabilidad de los factores para los modelos EACA-M1 y EACA-M2

En ambos modelos EACA-M1 y EACA-M2 los cuatro factores presentaron consistencia interna superior a .75 en Omega (Ω) y Alfa de Cronbach (α) (Tabla 3).

Tabla 3

Coeficientes Omega y Alfa de Cronbach para los factores modelos EACA-M1 y EACA-M2

	EACA-M1		EACA-M2	
Factor	Ω	α	Ω	α
Comprensión	.83	.83	.84	.83
Comunicación	.86	.86	.86	.86
Atención	.89	.89	.88	.87
Excelencia	.82	.82	.80	.78

Supuestos subyacentes al análisis de ecuaciones estructurales

Los valores de asimetría y curtosis se situaron dentro de rangos aceptables (asimetría ≤ ±2.1; curtosis ≤ ±5.4); sin embargo, el índice de Mardia superó el umbral de 70, indicando ausencia de normalidad multivariada (Rodríguez & Ruiz, 2008). El uso del estimador de máxima verosimilitud resultó justificado dado que las desviaciones no fueron extremas y el tamaño muestral (N = 560) fue amplio (Byrne, 2016; Kline, 2023).

Ajuste global de los modelos estructurales

El modelo inicial con la ruta directa entre Atención - Comunicación, presentó ajuste aceptable (GFI = .93; RMSEA = .06; CFI = .95; AIC = 470.29). Al no ser significativa esta ruta, se reespecificó el modelo eliminándola (Byrne, 2016; Kline, 2023). El modelo final mantuvo índices casi idénticos (Tabla 4), confirmando que la eliminación del path no significativo no deterioró el ajuste. Ambos modelos explican el 14 % de la varianza en el rendimiento.

Tabla 4

Índices de ajuste de los modelos estructurales inicial y final

Modelo	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	χ^2/gl	AIC
Inicial	387.24*	.93	.06	.03	.91	.95	.95	2.99	470.29
Final	387.24*	.93	.06	.03	.91	.95	.95	2.98	469.24

Nota: * p < .05; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; SRMR = raíz media cuadrática residual estandarizada; AGFI = índice de bondad ajustado; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; χ2/gl = razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike

Evaluación de los parámetros individuales del modelo final

Analizando individualmente los coeficientes de regresión para cada una de las vías propuestas en el modelo final, se observó que la totalidad de las relaciones obtienen significación cuando menos a un nivel del 5%.

El efecto directo más elevado fue el que produce la autoeficacia percibida en el factor atención en la autoeficacia percibida en el factor comprensión (β = .85, p < .001), seguido del producido por el factor de comprensión sobre la autoeficacia percibida en el factor de comunicación. Por lo que todos los efectos directos son positivos.

Por otro lado, los resultados (Tabla 5) muestran que la autoeficacia percibida en el factor atención influye indirectamente de forma significativa en el rendimiento académico y la autoeficacia percibida en los factores de comunicación y excelencia. Por su parte el factor comprensión influye de manera indirecta en el rendimiento académico y el factor excelencia. Por último, el factor comunicación influye indirectamente en el rendimiento académico.

Tabla 5

Efectos directos e indirectos estandarizados entre las variables del modelo estructural final

		Semestre	Autoeficacia Académica Factor Atención	Autoeficacia Académica Factor Comprensión	Autoeficacia Académica Factor Comunicación	Autoeficacia Académica Factor Excelencia
Autoeficacia Académica Factor Comprensión	Directo		.85**			
	Indirecto					
Autoeficacia Académica Factor Comunicación	Directo			.79**		
	Indirecto		.67			
Autoeficacia Académica Factor Excelencia	Directo		.50**	.40**	.11*	
	Indirecto		.41	.08		
Rendimiento Académico	Directo	.20**				.32**
	Indirecto		.30	.16	.03	

Nota: * p < .05; ** p < .001 La significancia se reporta únicamente para los efectos directos

Discusión

El modelo original de 16 ítems (EACA-M1) presentó un ajuste aceptable, respaldando

la estructura tetradimensional propuesta por Rangel (2015). Sin embargo, el ítem 11 mostró una saturación insuficiente, lo que sugiere una vinculación débil con su factor y posible ruido de medida (Ferrando et al., 2022; Kline, 2023). Su comportamiento podría explicarse porque la puntualidad en la entrega depende también de factores externos, como cargas de trabajo y plazos institucionales.

El modelo final (EACA-M2) mejoró los índices de ajuste, con ningún ítem por debajo de .70, ganando parsimonia sin coste apreciable. Los valores de fiabilidad son adecuados para subescalas de pocos ítems (Bentler, 2017; Viladrich et al., 2017), aunque la eliminación del ítem 11 reduce a tres los reactivos de Excelencia. La persistencia de intercorrelaciones elevadas entre Comprensión, Atención y Excelencia sugiere que, aunque conceptualmente distinguibles, su diferenciación empírica es parcial, lo que limita la validez discriminante y sugiere explorar estructuras alternativas en el futuro, como también observaron Blanco et al. (2016).

El modelo final ofrece una representación parsimoniosa de cómo se relacionan los factores de autoeficacia académica con el rendimiento.

La ruta de mayor magnitud, Atención-Comprensión, sugiere que la percepción de capacidad para escuchar activamente en clase es el antecedente más potente de la confianza en la comprensión académica, coherente con Bandura (1977) la atención sostenida es el mecanismo cognitivo mediante el cual la estudiante extrae información del entorno, base de las creencias de comprensión. Ello indica que fortalecer estrategias de atención podría tener un efecto multiplicador sobre toda la cadena del modelo.

El efecto de Comprensión sobre Comunicación refleja que la confianza en la comprensión de contenidos habilita la expresión comunicativa competente. Los efectos de Comprensión, Comunicación y Semestre sobre Excelencia revelan que las conductas de rendimiento superior son el resultado convergente de múltiples recursos cognitivos y experienciales; el efecto más modesto de Comunicación frente a Comprensión es consistente con la jerarquía de procesos cognitivos de la teoría social cognitiva. La ruta de Excelencia sobre el rendimiento es la más relevante en términos predictivos, e indica que las conductas de cumplimiento, preparación y esfuerzo constituyen el eslabón final de la cadena causal. El efecto del Semestre sobre el rendimiento sugiere que la trayectoria universitaria acumulada es un predictor independiente, reflejando tanto la adaptación progresiva a las exigencias universitarias como un posible proceso de selección natural. La varianza explicada en el rendimiento (R^2 = .14) es modesta pero consistente con el rango habitual en modelos conductuales con adultos jóvenes, dado que el rendimiento académico está influido por múltiples factores no contemplados en este modelo, como la cultura, las relaciones familiares, la calidad de la enseñanza y los recursos económicos (Zumárraga-Espinosa & Cevallos-Pozo, 2022).

Respecto a los efectos indirectos, Atención ejerce el mayor efecto indirecto total sobre el rendimiento, superando incluso el efecto directo de Excelencia cuando se integran sus efectos en la cadena completa. Este mecanismo de mediación en cadena, con Excelencia como mediador final, confirma las hipótesis H3, H6, H7, H8, H9 y H10. Asimismo, se confirmó H5, dado que la autoeficacia percibida en Atención mostró un efecto directo positivo y significativo sobre Excelencia (β = .50), el más elevado de los predictores directos de este factor, lo que refuerza el papel de Atención como eslabón inicial de la cadena. En cuanto al contraste de hipótesis, H1 y H2 (efecto del Semestre) también se confirmaron. Por el contrario, H4 (efecto directo de Atención sobre Comunicación) no se confirmó, dado que esta ruta resultó no significativa y fue eliminada en la reespecificación. Este hallazgo, el más contraintuitivo

del estudio, es consistente con la especificidad de dominio de Bandura (1977) atención y comunicación son dominios cualitativamente distintos recepción versus generación de información por lo que su relación no es directa sino mediada por la comprensión.

Finalmente, la reespecificación produjo un modelo más parsimonioso sin deteriorar su ajuste, lo que respalda la pertinencia de eliminar el parámetro no significativo y favorece una representación teóricamente más sencilla de las relaciones entre los factores de autoeficacia y el rendimiento académico (Byrne, 2016; Kline, 2023).

Conclusiones

Respecto al primer objetivo, el modelo original de 16 ítems (EACA-M1) alcanzó un ajuste aceptable (GFI = .93; RMSEA = .06; CFI = .96; varianza explicada 71 %), aunque con un ítem de baja saturación que compromete parcialmente la precisión de Excelencia.

El modelo (EACA-M2), sin los ítems 8 y 11, mejoró los índices (GFI = .95; CFI = .97; varianza explicada: 73 %) y mantiene saturaciones por encima de .70, con fiabilidad adecuada (Ω entre .80 y .88; α entre .78 y .87), aunque las intercorrelaciones elevadas entre algunos factores invitan a explorar estructuras alternativas.

Respecto al segundo objetivo, el modelo estructural final evidencia que la cadena Atención-Comprensión-Comunicación-Excelencia-Rendimiento constituye una ruta explicativa significativa y coherente. Excelencia es el predictor directo más relevante ($\beta = .32$, $p < .001$), y Atención, aunque no predice directamente el rendimiento, ejerce el mayor efecto indirecto ($\beta = .30$, $p < .001$), operando como habilitador sistémico. El modelo explica el 14 % de la varianza, con el semestre como covariable relevante ($\beta = .20$, $p < .001$). Nueve de diez hipótesis se confirmaron; H4 no encontró respaldo, revelando que el efecto de Atención sobre Comunicación está mediado por la Comprensión.

En conjunto, los hallazgos aportan evidencia sobre la utilidad de un modelo de autoeficacia académica multidimensional para comprender el rendimiento universitario en un contexto latinoamericano. El énfasis en Excelencia sugiere que las intervenciones orientadas a fortalecer conductas de cumplimiento y preparación pueden tener efectos directos sobre el desempeño, mientras que la centralidad de Atención señala que trabajar la escucha activa puede generar efectos en cascada. En un contexto de deserción y rezago universitario, un modelo que identifica los eslabones estratégicos para la intervención constituye un aporte tangible a la psicología educativa.

Limitaciones y futuras líneas de investigación

El estudio presenta tres limitaciones: el uso de un único instrumento de autorreporte, con riesgo de deseabilidad social; una muestra por conveniencia de mujeres de una sola institución pública, que restringe la validez externa; y la ausencia de variables adicionales (motivación, apoyo social, autorregulación, factores institucionales y familiares). Futuras investigaciones deberían usar muestras más diversas, diseños longitudinales e indicadores objetivos de rendimiento.

Declaración de uso de inteligencia artificial (IA)

Los autores declaran haber empleado herramientas de inteligencia artificial como apoyo editorial en la revisión de literatura, la traducción de textos y la revisión del contenido para mejorar su estructura y coherencia. Todo lo producido o sugerido fue verificado y validado críticamente por los autores. No se empleó IA en la formulación del problema de investigación, el diseño metodológico, la recolección o el análisis de los datos, la interpretación de los resultados, ni la generación de contenido científico original; la construcción teórica, las conclusiones son responsabilidad exclusiva de los autores.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses relacionados con esta investigación.

Referencias

Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Marketing Department, SPSS Incorporated.

Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, *84*(2), 191–215. https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191

Bentler, P. M. (2017). Specificity-enhanced reliability coefficients. *Psychological Methods*, *22*(3), 527–540. https://doi.org/10.1037/met0000092

Blanco, H., Aguirre, J. F., Barrón, J. C., & Blanco, J. R. (2016). Composición factorial de la escala de autoeficacia académica en universitarios mexicanos. *Formación Universitaria*, *9*, 81–88. https://doi.org/10.4067/S0718-50062016000200009

Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., López-Walle, J., & Viciana, J. (2013). Editor for creating and applying computerized surveys. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, *106*, 935–940. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105

Borzone, M. A. (2017). Autoeficacia y vivencias académicas en estudiantes universitarios. *Acta Colombiana de Psicología*, *20*(1), 266–274. https://doi.org/10.14718/ACP.2017.20.1.13

Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (3.ª ed.). Routledge.

Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión (2014). Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud. Diario Oficial de la Federación. http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg_LGS_MIS.pdf

Capa-Aydin, Y., Uzuntiryaki-Kondakci, E., & Ceylandag, R. (2018). The relationship between vicarious experience, social persuasion, physiological state, and chemistry self-efficacy: The role of mastery experience as a mediator. Psychology in the Schools, 55(10), 1224–1238. https://doi.org/10.1002/pits.22201

Casanova, J., Sinval, J., & Almeida, L. (2024). Academic success, engagement and self-efficacy of first-year university students: personal variables and first-semester performance. Anales de Psicología, 40(1), 44–53. https://doi.org/10.6018/analesps.479151

Collier, J. (2020). Applied structural equation modeling using AMOS: Basic to advanced techniques. Routledge. https://doi.org/10.4324/9781003018414

Dominguez-Lara, S., Alarcón-Parco, D., Campos-Uscanga, Y., Tamayo-Agudelo, W., Merino-Soto, C., Tumino, M. C., Quinde, J. M., Barroca de Moura, G., & de Almeida Baptista, M. das G. (2023). Psychometric properties and measurement invariance of an academic self-efficacy scale in college students from five Latin American countries. *Ciencias Psicológicas*, *17*(1), e3051. https://doi.org/10.22235/cp.v17i1.3051

Echeverría Castro, S. B., Sotelo Castillo, M. A., Acosta Quiroz, C. O., & Barrera Hernández, L. F. (2020). Measurement model and adaptation of a self-efficacy scale for mathematics in university students. SAGE Open, 10(1). https://doi.org/10.1177/2158244019899089

Elosua, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, *20*(4), 896–901.

Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., & Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, *34*(1), 7–17. https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456

García-Álvarez, D., Cobo-Rendón, R., & Hernández-Lalinde, J. (2022). Validez, fiabilidad e invarianza factorial de las escalas de autoeficacia general y autoeficacia académica en estudiantes universitarios. *Retos*, *46*, 1093–1104. https://doi.org/10.47197/retos.v46.94281

García-Méndez, R., & Rivera-Ledesma, A. (2021). Escala de autoeficacia en la vida académica: Propiedades psicométricas en estudiantes de nuevo ingreso al nivel universitario. *Revista Electrónica Educare*, *25*(2), 1–24. https://doi.org/10.15359/ree.25-2.1

Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A., & Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, *23*(1), 133–139.

Hernández-Sampieri, R., & Mendoza Torres, C. P. (2023). *Metodología de la investigación: Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. (2.ª ed.). McGraw-Hill.

Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5.ª ed.). Guilford Press.

Mondragón-Barrios, L. (2009). Consentimiento informado: una praxis dialógica para la investigación. *Revista de Investigación Clínica*, *61*(1), 73–82.

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Teoría psicométrica*. McGraw-Hill.

Rangel, Y. S. (2015). *Validación de una escala de autoeficacia académica: Análisis de un modelo mediante ecuaciones estructurales* [Tesis doctoral, Universidad Autónoma de Chihuahua]. Facultad de Ciencias de la Cultura Física.

Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, *74*(1), 145–154. https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z

Robles, H. (2020). Escala de autoeficacia académica en estudiantes universitarios en Lima. *Avances en Psicología*, *28*(1), 99–107. https://doi.org/10.33539/avpsicol.2020.v28n1.2115

Rodríguez, M. N., & Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, *29*, 205–227.

Rosales-Ronquillo, C., & Hernández-Jácquez, L. (2020). Autoeficacia académica y su relación con el rendimiento académico en estudiantes de nutrición. *Revista Electrónica Educare*, *24*(3), 1–17. https://doi.org/10.15359/ree.24-3.7

Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, *74*(1), 107–120. https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0

Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. American Psychological Association.

Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, *33*(3), 755–782. https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401

Yupanqui-Lorenzo, D. E., Mollinedo, F., & Montealegre, A. (2021). Modelo explicativo de la autoeficacia académica: autorregulación de actividades, afecto positivo y personalidad. *Propósitos y Representaciones*, *9*(2), e755. https://doi.org/10.20511/pyr2021.v9n2.755

Zumárraga-Espinosa, M., & Cevallos-Pozo, G. (2022). Autoeficacia, procrastinación y rendimiento académico en estudiantes universitarios de Ecuador. *Alteridad*, *17*(2), 277–290. https://doi.org/10.17163/alt.v17n2.2022.08

cr7