Resiliencia y atribución académica en universitarias mexicanas: un modelo de ecuaciones estructurales

Resilience and academic attribution in Mexican female university students: a structural equation model

Autores

Michelle Anahí Canales-Acosta[1]
Edgar Borunda-Zueck[1]
José René Blanco Ornelas[1]
Susana Ivonne Aguirre Vásquez[1]
Perla Jannet Jurado-García[1]

[1] Universidad Autónoma de Chihuahua (México)

Autora de correspondencia:
Perla Jannet Jurado-García
pjurado@uach.mx

Recibido: 20-03-26
Aceptado: 30-05-26

Cómo citar en APA

Canales-Acosta, M. A., Borunda-Zueck, E., Blanco Ornelas, J. R., Aguirre Vásquez, S. I., & Jurado-García, P. J. (2026). Resiliencia y atribución académica en universitarias mexicanas: un modelo de ecuaciones estructurales. *Retos, 85*, 87-102. https://doi.org/10.47197/retos.v85.119726

Resumen

Introducción: La resiliencia y los estilos atributivos son dos constructos de gran importancia para comprender el funcionamiento académico del estudiantado universitario; sin embargo, las relaciones estructurales entre ambos constructos aún son insuficientemente documentadas en poblaciones latinoamericanas de educación superior.
Objetivo: El presente estudio tuvo dos objetivos: examinar las propiedades psicométricas de los instrumentos empleados para medir ambos constructos y evaluar un modelo de ecuaciones estructurales que especifica las relaciones predictivas entre los factores de resiliencia y los estilos atributivos en el área de logros académicos.
Metodología: La muestra estuvo conformada por 505 mujeres estudiantes de licenciatura (M= 20.3 años; DE = 1.7) del área de la cultura física. Se administraron la versión abreviada de la Escala de Resiliencia Mexicana y el Cuestionario de Estilos Atributivos en el área de Logros Académicos. El análisis de las propiedades psicométricas de ambos instrumentos se llevó a cabo mediante análisis factorial confirmatorio. El modelo teórico fue puesto a prueba a través de la técnica de análisis de senderos.
Resultados: Los modelos de medida depurados mostraron índices de ajuste satisfactorios. El modelo estructural final mostró índices de ajuste óptimos (CFI=.97; RMSEA=.04; χ^2/gl=1.98) explicando el 65% de la varianza en atribución a la habilidad, con la fortaleza y confianza como predictor de mayor peso (β=.77 sobre competencia social).
Conclusiones: Los hallazgos subrayan el valor de la resiliencia como base psicológica de los patrones atributivos internos en contextos de mujeres universitarias mexicanas, con el fin de diseñar intervenciones orientadas a promover atribuciones adaptativas en estudiantes de educación superior.

Palabras clave

Ecuaciones estructurales; estilos atributivos; psicometría; resiliencia; universitarias.

Abstract

Introduction: Resilience and attributional styles are two constructs of considerable importance for understanding the academic functioning of university students; however, the structural relationships between these constructs remain insufficiently documented in Latin American higher education populations.
Objective: This study had two objectives: to examine the psychometric properties of the instruments used to measure both constructs and to evaluate a structural equation model specifying the predictive relationships between resilience factors and attributional styles in the domain of academic achievement.
Methodology: The sample consisted of 505 female undergraduate students (M = 20.3 years; SD = 1.7) enrolled in physical culture programs. Participants completed the abbreviated version of the Mexican Resilience Scale and the Attributional Styles Questionnaire in the Academic Achievement Domain. The psychometric properties of both instruments were examined using confirmatory factor analysis. The theoretical model was tested through path analysis.
Results: The refined measurement models demonstrated satisfactory fit indices. The final structural model showed excellent fit indices (CFI=.97; RMSEA=.04; χ^2/df =1.98), explaining 65% of the variance in ability attribution. Strength and self-confidence emerged as the strongest predictor (β = .77), surpassing social competence in predictive power.
Conclusions: The findings highlight the value of resilience as a psychological foundation for internal attributional patterns among Mexican female university students and provide evidence to support the design of interventions aimed at promoting adaptive attributions among higher education students.

Keywords

Structural equation modeling; attributional styles; psychometrics; resilience; female university students.

Introducción

El entorno universitario es para muchos estudiantes uno de los períodos de mayor exigencia cognitiva, emocional y social en su trayectoria vital. Las demandas académicas propias de la educación superior, las evaluaciones continuas, los trabajos de investigación, las presentaciones frente al grupo y la gestión del tiempo se unen frecuentemente con presiones económicas en el contexto familiar, desorientación vocacional y falta de redes de apoyo (Vizoso y Arias, 2016; Zambrano et al., 2023). Así pues, en este contexto de alta exigencia, no todos los estudiantes responden del mismo modo ante el fracaso o ante los obstáculos académicos que se presentan; algunos persisten y se adaptan a pesar de las experiencias negativas, mientras que otros abandonan o presentan un deterioro marcado en su rendimiento y bienestar psicológico (Blanco et al., 2022; Posso-Yépez et al., 2025). Por lo que, comprender qué variables psicológicas explican esta variabilidad en la respuesta ante la adversidad académica constituye un problema primordial tanto para la psicología educativa, como para las políticas de retención universitaria.

Los índices de reprobación y abandono escolar en la educación superior de los estudiantes de habla hispana presentan magnitudes preocupantes. Según estudios recientes, una proporción relevante del estudiantado abandona los estudios durante los primeros semestres de la carrera, etapa en la que se presenta una disonancia entre las expectativas previas y las demandas reales de la formación universitaria (Constante-Amores et al., 2021; Maluenda-Albornoz et al., 2023). De igual modo, en México, el abandono escolar en la educación superior continúa siendo un aspecto relevante para las instituciones educativas. En los datos proporcionados por la Secretaría de Educación Pública se muestra que la tasa de abandono alcanzó el 8.1% en el ciclo escolar 2021-2022, aunque en los años posteriores se observó una ligera tendencia a la disminución (Diario Oficial de la Federación, 2024).

En cuanto a la resiliencia, ésta ha recibido una atención creciente en las últimas dos décadas como una de las variables psicológicas con mayor poder explicativo sobre la adaptación a situaciones de adversidad. Aunque la resiliencia ha sido concebida inicialmente como un rasgo de personalidad relativamente estable, los enfoques contemporáneos la conceptualizan como un proceso dinámico de adaptación positiva ante la adversidad significativa (Bonanno et al., 2023; Polusny y Erbes et al., 2023; Zumárraga et al., 2023). Desde esta perspectiva, se considera que la resiliencia no implica la ausencia de dificultades o una respuesta inmune al estrés, sino la capacidad de reorganizarse funcionalmente tras experiencias disruptivas, recuperando o incluso superando los niveles previos de funcionamiento. Se considera, pues que, la investigación en el campo específico de la educación superior, ha puesto de manifiesto que la resiliencia académica se asocia de manera consistente con mayor persistencia, con estrategias de afrontamiento más adaptativas, mayor competencia social, perfiles de motivación más adaptativos, menor intención de abandono, mayor rendimiento académico y con niveles más bajos de agotamiento emocional (Blanco et al., 2022; Sáez-Delgado et al., 2025; Sanchez-De Miguel et al., 2023; Zumárraga et al., 2023).

Asimismo, los estilos atributivos han sido definidos como los patrones a través de los cuales las personas explican las causas de sus éxitos y fracasos, por lo que constituyen otro constructo importante para comprender el funcionamiento académico. En este contexto, la Teoría Atribucional de Weiner (1985) diferencia tres dimensiones en las atribuciones causales: la localización (interna vs. externa), la estabilidad (estable vs. inestable) y la controlabilidad (controlable vs. incontrolable). Donde, las atribuciones internas y controlables, como el esfuerzo o la habilidad propia, se asocian sistemáticamente con mayor motivación intrínseca, mayor persistencia ante el fracaso y mejores resultados académicos (Vera-Sagredo et al., 2024, 2026). Mientras que, las atribuciones externas e incontrolables, como la suerte o las características del maestro, se encuentran vinculadas con una mayor indefensión aprendida, una menor implicación académica y una mayor vulnerabilidad ante las dificultades. En el contexto universitario mexicano, Jurado et al. (2016) adaptaron y validaron el Cuestionario de Estilos Atributivos en el Área de Logros Académicos, con un modelo tetrafactorial: atribución a la suerte, atribución al esfuerzo, atribución a la habilidad y atribución al profesor, con propiedades psicométricas aceptables en universitarios mexicanos.

Por otra parte, la relación entre resiliencia y estilos atributivos ha sido estudiada desde hace tiempo, sin embargo, la evidencia empírica en muestras universitarias latinoamericanas es todavía escasa. Teóricamente, se espera que los recursos resilientes, en particular la confianza en las propias capacidades y la fortaleza ante la adversidad, actúen como base psicológica favoreciendo la adopción de explicaciones

causales internas y controlables ante los resultados académicos. Un estudiante con alta fortaleza y confianza en sí mismo tiene más probabilidades de atribuir sus éxitos al esfuerzo y a la habilidad propia, dado que su esquema cognitivo sobre las propias competencias es más positivo y estable (Cerda et al., 2023; Vera-Sagredo et al., 2021). Del mismo modo, una competencia social desarrollada puede favorecer la adopción de atribuciones más adaptativas al proporcionar experiencias de retroalimentación positiva por parte del entorno que refuerzan la percepción de autoeficacia (Lu et al., 2024; Yiming et al., 2024).

Dentro de los estudios encontrados que han examinado relaciones entre dimensiones de la resiliencia y estilos atributivos reportan que los recursos de tipo personal, en especial la confianza en sí mismo y la percepción de competencia, son los predictores más sólidos de las atribuciones internas (Vera-Sagredo et al., 2021; Cerda et al., 2023). Si bien son escasos los trabajos que distinguen el papel diferencial que desempeñan las distintas dimensiones de la resiliencia sobre cada uno de los factores atributivos, perspectiva que el presente estudio aborda de manera específica mediante la estimación de un modelo que especifica rutas directas e indirectas entre los factores de ambos constructos. A continuación, se presentan las relaciones identificadas entre dichas variables.

La evidencia disponible sugiere que la fortaleza y confianza en sí mismo puede favorecer tanto la competencia social como la capacidad de organización ante situaciones adversas, al facilitar procesos de iniciativa personal, establecimiento de metas y autorregulación. En población universitaria, la resiliencia se ha relacionado con procesos de autorregulación que permiten afrontar de manera más organizada las demandas académicas, y el apoyo social puede fortalecer estos procesos (Li et al., 2024; Smart et al., 2025). Estos antecedentes proporcionan una base teórica para examinar las relaciones entre dichas dimensiones en el modelo propuesto.

En cuanto a los estilos atributivos, la resiliencia, la autorregulación y la percepción de competencia mantienen relaciones relevantes con la manera en que los estudiantes explican sus resultados académicos (Cerda et al., 2023; Vera-Sagredo et al., 2021). Asimismo, el esfuerzo y la habilidad constituyen causas internas utilizadas para explicar el desempeño académico y se relacionan con la percepción de capacidad personal (Siegle et al., 2010). Desde esta perspectiva, se plantea que una mayor fortaleza y confianza se asocie con una mayor atribución al esfuerzo y con una menor atribución a la suerte. De igual forma, la competencia social podría relacionarse con una percepción más favorable de la propia habilidad mediante experiencias de apoyo y retroalimentación positiva; sin embargo, esta relación específica ha sido menos estudiada de manera directa. En conjunto, la evidencia revisada sugiere que determinadas dimensiones de la resiliencia pueden estar asociadas con patrones atributivos más adaptativos. No obstante, la naturaleza y magnitud de estas relaciones entre las dimensiones específicas consideradas en el presente estudio requieren ser contrastadas empíricamente.

Una mayor capacidad de organización ante situaciones adversas podría favorecer experiencias de logro que posteriormente sean interpretadas como evidencia de habilidad personal. No obstante, la relación directa entre estructura y atribución a la habilidad ha recibido poca atención empírica, por lo que resulta pertinente examinarla en el contexto del presente estudio. Por otra parte, la Teoría Atribucional de Weiner (1985) distingue el esfuerzo y la habilidad como causas internas del rendimiento y la suerte como una causa externa e incontrolable. Esta diferenciación también ha sido observada en estudios con población universitaria, en los que los estudiantes distinguen entre habilidad, esfuerzo y suerte al explicar sus resultados de logro (Chandler et al., 1981), mientras que Siegle et al. (2010) documentan relaciones entre las atribuciones de esfuerzo y habilidad y la capacidad percibida. En conjunto, estos antecedentes sugieren la existencia de relaciones sistemáticas entre las atribuciones al esfuerzo, la habilidad la suerte, cuya naturaleza será examinada empíricamente en el modelo propuesto.

Por lo que, el presente trabajo tuvo dos objetivos: El primero consistió en examinar las propiedades psicométricas de la versión abreviada de la Escala de Resiliencia Mexicana (RESI-M) adaptada por Blanco et al. (2018) y del Cuestionario de Estilos Atributivos en el Área de Logros Académicos adaptado por Jurado et al. (2016) en una muestra de universitarias mexicanas. El segundo objetivo fue especificar y estimar un modelo estructural que permita identificar las relaciones directas e indirectas entre los factores de la resiliencia percibida y los estilos atributivos en el área de logros académicos en dicha muestra. Del modelo teórico inicial propuesto se derivan las siguientes nueve hipótesis (Figura 1).

La resiliencia percibida en el factor:

H1: Fortaleza y confianza predecirá positiva y significativamente la resiliencia en el factor competencia social.

H2: Fortaleza y confianza predecirá positiva y significativamente la resiliencia en el factor estructura.

H3: Fortaleza y confianza predecirá negativamente la atribución a la suerte.

H4: Fortaleza y confianza predecirá positiva y significativamente la atribución al esfuerzo.

H5: Competencia social predecirá positiva y significativamente la resiliencia en el factor estructura.

H6: Competencia social predecirá positiva y significativamente la atribución a la habilidad.

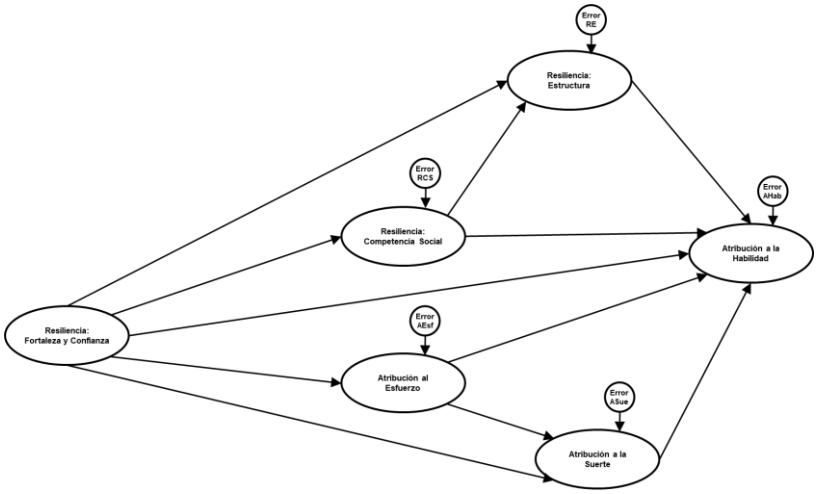
H7: Estructura predecirá positiva y significativamente la atribución a la habilidad.

En la atribución al:

H8: Esfuerzo predecirá positiva y significativamente la atribución a la habilidad.

H9: Esfuerzo predecirá negativamente la atribución a la suerte.

Figura 1. Modelo inicial propuesto de las relaciones entre estilos atributivos en el área académica y resiliencia.



Nota: Los indicadores de los factores no están representados por razones de simplicidad en la presentación.

Método

El trabajo adoptó un diseño cuantitativo, transversal y no experimental de naturaleza predictiva (Hernández-Sampieri, 2023). La estrategia analítica principal fue el análisis de senderos (path analysis), modalidad del Modelamiento de Ecuaciones Estructurales (SEM) que posibilita la estimación simultánea de múltiples vínculos de dependencia entre variables, tanto directos como mediados, y la evaluación de la bondad de ajuste global del modelo teórico respecto a los datos empíricos (Byrne, 2016; Kline, 2023).

Participantes

La muestra estuvo constituida por 505 estudiantes mujeres 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), con un muestreo no probabilístico por conveniencia, no se presentaron datos faltantes, debido a que todos los ítems del formulario fueron de respuesta obligatoria. La edad de las participantes estuvo entre 18 y 26 años (M=20.3; DE=1.7). El tamaño muestral se consideró adecuado para el análisis mediante ecuaciones estructurales, al superar el referente de hasta aproximadamente 460 participantes reportado por Wolf et al. (2013).

Procedimiento

Se extendió una invitación a participar en el estudio a las alumnas de ambos programas mencionados de licenciatura de la FCCF de la UACH. Las estudiantes que accedieron a colaborar suscribieron la carta de aceptación correspondiente antes de proceder a la cumplimentación de los cuestionarios. La administración de los instrumentos tuvo lugar en los laboratorios de cómputo de la facultad, a través de computadoras personales, en una sesión de aproximadamente 45 minutos. Al inicio de cada sesión se proporcionó a las participantes una introducción sobre los objetivos del estudio y las instrucciones de acceso a los cuestionarios en línea. Antes del primer reactivo de cada escala aparecían en pantalla las instrucciones específicas de respuesta. Durante toda la sesión se solicitó a las alumnas la máxima sinceridad en sus respuestas y se les reiteró la garantía de confidencialidad en el manejo de los datos. Al concluir la sesión, se agradeció la colaboración de las estudiantes. La captura de respuestas se realizó mediante el módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2013). El estudio fue diseñado en conformidad con los principios éticos de respeto, confidencialidad y autonomía, siguiendo las directrices de Mondragón-Barrios (2009) relativas al consentimiento informado en investigación con seres humanos, además el estudio se registró ante la Secretaría de Investigación y Posgrado de la FCCF de la UACH con número 26032025-005.

Instrumento

Escala de Resiliencia Mexicana (RESI-M)

Escala de Resiliencia Mexicana (RESI-M), adaptada por Blanco et al. (2018) a partir del instrumento original de Palomar y Gómez (2010). La escala comprende 16 ítems agrupados en cinco factores, con un formato de respuesta tipo Likert en el que las participantes valoraron cada reactivo en una escala de 0 a 10. Los cinco factores de la RESI-M son: Fortaleza y confianza en sí mismo (4 ítems), Competencia social (3 ítems), Apoyo familiar (4 ítems); Apoyo social (3 ítems); y Estructura (2 ítems). Con coeficientes de consistencia interna superiores a .70 en todos los factores.

Cuestionario de Estilos Atributivos

Cuestionario de Estilos Atributivos en el Área de Logros Académicos, adaptado por Jurado et al. (2016). Consta de 26 ítems tipo Likert, con escala de respuesta de 0 (totalmente en desacuerdo) a 10 (totalmente de acuerdo) orientada hacia el control interno, que exploran los patrones causales utilizados por los estudiantes para explicar el éxito y el fracaso en distintas situaciones académicas. Los reactivos se distribuyen en cuatro factores: Atribución a la suerte (10 ítems); Atribución al esfuerzo (3 ítems); Atribución a la habilidad (9 ítems); y Atribución al profesor (4 ítems). Con coeficientes de consistencia interna iguales o superiores a .70 en todos los factores.

Análisis de datos

Con el propósito de verificar la adecuación de la estructura factorial de los instrumentos a las características de la muestra estudiada, se llevaron a cabo análisis factoriales confirmatorios (AFC) mediante el programa AMOS 21 (Arbuckle, 2012). En dichos análisis, las varianzas de los términos de error quedaron especificadas como parámetros libres, y en cada variable latente se fijó a la unidad uno de los coeficientes estructurales vinculados a sus indicadores, de manera que la escala del factor fuera equivalente a la de uno de los ítems observables. El método de estimación utilizado fue el de Máxima Verosimilitud. Siguiendo la recomendación de Thompson (2004) de no restringir la evaluación psicométrica al ajuste de un único modelo teórico, se sometieron a comparación dos modelos de medida por cuestionario: el Modelo 1 (estructura original del instrumento con todos sus ítems) y el Modelo 2 (misma estructura factorial, pero eliminando los ítems cuya saturación no resultó suficientemente explicada por el Modelo 1 correspondiente). Para estimar la fiabilidad de cada factor resultante de los mejores modelos obtenidos, se calculó el Coeficiente Alpha de Cronbach (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995) y el Coeficiente Omega (Revelle y Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

Con anterioridad a la estimación del modelo, se verificó el cumplimiento de los supuestos subyacentes al SEM, prestando especial atención a los de normalidad y linealidad, para lo cual se examinaron los índices de asimetría y curtosis de todas las variables incluidas en el modelo. Comprobados los supuestos, se estimó el modelo de ecuaciones estructurales a partir de la matriz de correlaciones mediante el método de Máxima Verosimilitud (ML), esta decisión se fundamenta en que el estimador ML en AMOS 21.0 presenta una tolerancia especialmente alta ante posibles alejamientos de la normalidad multivariada cuando el tamaño muestral es suficientemente amplio y los valores de asimetría y curtosis no resultan

extremos, asimetría <2 y curtosis <7. Sin embargo, también se complementó con procedimientos de remuestreo Bootstrap; para evaluar la estabilidad de las estimaciones y la precisión de los parámetros del modelo, se realizó un procedimiento con 2000 muestras obtenidas mediante remuestreo con reemplazo a partir de la muestra original (N=505). Se calcularon intervalos de confianza del 95% corregidos por sesgo (bias-corrected) para los efectos estimados. La significancia estadística de los efectos se estableció cuando el intervalo de confianza no incluyó el valor de cero (Byrne, 2016; Kline, 2023). La evaluación de la bondad de ajuste global de los modelos se realizó tomando en consideración múltiples índices: como medidas absolutas de ajuste, el estadístico Chi-cuadrado (χ^2), el índice de bondad de ajuste (GFI), la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA); como medidas de ajuste incremental, el índice de bondad ajustado (AGFI), el índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de ajuste comparativo (CFI); y como medidas de parsimonia, la razón chi-cuadrado sobre grados de libertad (χ^2/gl) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) (Byrne, 2016). El umbral de aceptación se estableció en valores superiores a .90 para GFI, AGFI, TLI y CFI, e inferiores a .08 para RMSEA y SRMR (Byrne, 2016). Finalmente, se estimaron y analizaron los efectos directos e indirectos entre las variables contempladas en el modelo (Igartua & Hayes, 2021). Para todas las pruebas estadísticas se adoptó un nivel de significancia de .05.

Resultados

Propiedades psicométricas de la RESI-M

Los índices de ajuste global obtenidos mediante el análisis factorial confirmatorio del primer modelo sometido a prueba (RESI-M1) mostraron valores satisfactorios (GFI=.95, RMSEA=.05 y CFI=.97) (Tabla 1), lo que permite concluir que este modelo de medición presenta un ajuste adecuado a los datos. En conjunto, los cinco factores del modelo RESI-M1 explicaron aproximadamente el 77% de la varianza de los ítems incluidos. El examen de las soluciones estandarizadas para este modelo (Tabla 2) reveló que uno de los dieciséis ítems, concretamente el ítem 4 ("Cuando no estoy bien, sé que vendrán tiempos mejores"), presentó una saturación en su factor teórico inferior al umbral de .70, con un peso factorial de .66. Adicionalmente, las intercorrelaciones entre factores mostraron valores moderados, lo que es indicativo de una discriminación adecuada entre las dimensiones del constructo.

Tabla 1. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Resiliencia

Modelo	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	χ^2/gl	AIC
RESI-M1	265.22*	.95	.05	.03	.93	.96	.97	2.82	349.22
RESI-M2	205.11*	.96	.05	.03	.94	.97	.98	2.56	285.11

Nota. * p < .05.

Tabla 2. Soluciones estandarizadas AFC para los Modelos RESI-M1 y RESI-M2. Resiliencia

		RESI-M1					RESI-M2				
	Item	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5
	Pesos Factoriales										
1.	La confianza que tengo en mí mismo me permite superar los momentos difíciles	.74					.74				
2.	Sé cómo lograr mis objetivos	.78					.81				
3.	Pase lo que pase encuentro una solución a mis problemas	.77					.77				
4.	Cuando no estoy bien, sé que vendrán tiempos mejores	.66					-				
5.	Es fácil para mí tener un buen tema de conversación		.79					.80			
6.	Fácilmente me adapto a situaciones nuevas		.81					.80			
7.	Sé cómo comenzar una conversación		.79					.80			
8.	Tengo una buena relación con mi familia			.78					.78		
9.	En nuestra familia somos leales entre nosotros			.88					.88		
10.	En nuestra familia disfrutamos hacer actividades juntos			.82					.82		
11.	Aun en momentos difíciles, nuestra familia tiene una actitud optimista hacia el futuro			.85					.85		
12.	Tengo amigos que me apoyan				.88					.88	
13.	Tengo amigos que me alientan				.91					.91	
14.	Tengo amigos que valoran mis habilidades				.88					.88	
15.	Planeo mis actividades aun en momentos difíciles					.80					.80
16.	Establezco metas aun en momentos difíciles					.90					.90
	Correlaciones Factoriales										
	F1	-					-				
	F2	.79	-				.77	-			

F3	.57	.53	-			.54	.53	-			
F4	.58	.52	.46	-		.55	.52	.46	-		
F5	.67	.61	.38	.45	-	.64	.61	.38	.45	-	

Nota: F1 = Fortaleza y confianza, F2 = Competencia social, F3= Apoyo familiar, F4= Apoyo social, F5= Estructura.

El segundo modelo sometido a evaluación (RESI-M2) replicó la estructura pentadimensional del primero, pero excluyendo el ítem 4, cuya saturación resultó insuficiente en el modelo anterior. Los índices de ajuste de este modelo depurado mejoraron respecto a los del RESI-M1 (GFI=.96; RMSEA= .05; CFI=.98) (Tabla 1), permitiendo concluir que el RESI-M2 constituye el mejor modelo de medida para la muestra analizada. La varianza explicada por los cinco factores ascendió en este segundo modelo al 79% aproximadamente. La revisión de los pesos factoriales estandarizados (Tabla 2) confirmó que la totalidad de los ítems restantes saturaron por encima del umbral de .70 en su factor teórico. Las intercorrelaciones entre factores mantuvieron carácter moderado, lo que refrenda la validez discriminante entre las dimensiones del instrumento.

Propiedades psicométricas del Cuestionario de Estilos Atributivos en el área de Logros Académicos

La evaluación del primer modelo del Cuestionario de Estilos Atributivos (EA-M1) arrojó índices de ajuste que no alcanzaron los umbrales establecidos (GFI=.88, RMSEA=.06, CFI=.91 (Tabla 3), por lo que no puede considerarse un modelo óptimo. El conjunto de los cuatro factores del EA-M1 explicó en torno al 64% de la varianza. La inspección de las soluciones factoriales estandarizadas (Tabla 4) reveló que nueve de los 26 ítems presentaron saturaciones inferiores a .70 en su dimensión teórica: los ítems 1, 19, 15, 9, 17, 22, 10, 11, 24. Adicionalmente, varios de estos ítems mostraron índices de modificación elevados que aconsejaban su exclusión para mejorar la parsimonia del modelo.

Tabla 3. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Estilos Atributivos

Modelo	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	χ^2/gl	AIC
EA-M1	1044.10*	.88	.06	.05	.85	.90	.91	3.56	1160.10
EA-M2	285.23*	.95	.05	.04	.93	.96	.97	2.57	369.23

Nota. * p < .05

Tabla 4. Soluciones estandarizadas AFC para los Modelos EA-M1 y EA-M2. Estilos Atributivos

Ítem	EA-M1				EA-M2			
	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4
Pesos Factoriales								
3. Por lo general, si he obtenido malos resultados en mis calificaciones creo que ha sido por mala suerte	.75				.74			
4. Me parece que, normalmente, mis calificaciones bajas se han debido a la casualidad	.82				.79			
8. Mi mala suerte ha sido muchas veces lo que hizo que no tuviera mejores calificaciones	.77				.78			
12. Por lo general, apruebo simplemente por suerte	.83				.80			
13. La suerte ha sido, por lo general, la causa de mis buenas calificaciones en mis estudios	.71				-			
17. Frecuentemente mis bajas calificaciones en mis estudios se han debido, sobre todo, a equivocaciones casuales	.55				-			
18. La suerte es, con frecuencia, el principal factor responsable de mi éxito en los estudios	.75				.75			
21. La casualidad ha sido la causa de que a veces haya tenido calificaciones bajas	.80				.82			
22. Con frecuencia, si he sacado buenas calificaciones en una materia ha sido porque el profesor daba calificaciones altas con mucha facilidad	.68				-			
25. Con frecuencia mis malas calificaciones se deben a la mala suerte de tocarme justamente las preguntas que no he preparado	.71				-			
5. Si alguna vez he obtenido bajas calificaciones en mis estudios se ha debido a falta de esfuerzo		.71				.71		
15. Las bajas calificaciones que he obtenido han sido, sobre todo, porque no me he esforzado lo suficiente		.65				.66		
19. Normalmente, si recibo una mala nota en una materia es porque no he estudiado lo suficiente		.68				.68		
2. En mi caso, sacar buenas calificaciones se ha debido, a mi propio esfuerzo			.71				.68	

6. Normalmente, cuando he trabajado arduamente he conseguido tener éxito en los estudios				.72				.74	
9. Siempre que he obtenido buenas calificaciones ha sido porque he estudiado mucho				.69				-	
10. Si saco buenas calificaciones es por mi buena capacidad para los estudios				.69				-	
11. Si alguna vez he obtenido buenos resultados se ha debido a mi capacidad para esa materia				.67				-	
14. Cuando he trabajado con empeño, generalmente he podido superar los obstáculos que me impedían tener éxito en los estudios				.74				.75	
23. Si tengo buenas calificaciones en alguna materia es por el esfuerzo y empeño que pongo				.81				.81	
24. Mi inteligencia constituye el factor más importante a la hora de conseguir buenas calificaciones				.55				-	
26. Cuando me he esforzado y he trabajado arduamente, he conseguido buenas calificaciones en mis estudios				.78				.68	
1. Es frecuente, si saco malas calificaciones, que sea porque el profesor no ha hecho interesante la materia					.64				-
7. Con frecuencia mis malas calificaciones se deben a que el profesor no está bien preparado para enseñarme					.76				.74
16. Si he tenido malas calificaciones en alguna materia a menudo ha sido porque el profesor explicaba mal					.80				.80
20. A menudo, si he tenido malas calificaciones ha sido porque los profesores no me han explicado bien las lecciones					.78				.80
Correlaciones Factoriales									
F1	-					-			
F2	-.32	-				-.34	-		
F3	-.59	.64	-			-.66	.64	-	
F4	.66	-.16	-.30	-		.64	-.17	-.33	-

Nota: F1 = Atribución a la suerte, F2 = Atribución al esfuerzo, F3 = Atribución a la habilidad, F4 = Atribución al profesor

El modelo depurado EA-M2, construido manteniendo la estructura tetrafactorial del cuestionario tras la eliminación de los nueve ítems con saturaciones más bajas en su dimensión prevista o con índices de modificación elevados (ítems 1, 9, 10, 11, 13, 17, 22, 24 y 25), presentó una mejora sustancial en todos los índices de ajuste respecto al EA-M1 (GFI=.95, RMSEA=.05 y CFI=.97) (Tabla 3). El porcentaje de varianza explicada ascendió hasta aproximadamente el 68%. El análisis de los pesos factoriales estandarizados (Tabla 4) confirmó que todos los ítems del modelo depurado saturaron en valores próximos o superiores al umbral de .70 en su factor correspondiente, y las intercorrelaciones entre factores revelaron la presencia de validez discriminante adecuada entre las cuatro dimensiones.

Fiabilidad de los factores obtenidos

La estimación de la consistencia interna de los factores resultantes de los mejores modelos de medida en ambos cuestionarios se realizó mediante los coeficientes Omega y Alpha de Cronbach (Tabla 5). Los valores obtenidos en todos los factores de la RESI-M2 oscilaron entre .82 y .92 (Omega) y entre .81 y .92 (Alpha), mientras que en los factores del EA-M2 los rangos fueron de .72 a .90 (Omega) y de .73 a .90 (Alpha). En conjunto, la totalidad de los factores de ambos instrumentos alcanzaron o superaron el umbral de .70 establecido como criterio de consistencia interna aceptable, lo que resulta especialmente reseñable dado el número reducido de ítems que componen algunos de los factores analizados.

Tabla 5. Coeficiente Omega y Alpha para los factores obtenidos en los mejores modelos

Factor	Ω	α
Resiliencia (RESI-M2)		
Fortaleza y confianza	.82	.81
Competencia social	.84	.84
Apoyo familiar	.90	.89
Apoyo social	.92	.92
Estructura	.84	.83
Estilos Atributivos (EA-M2)		
Atribución a la suerte	.90	.90
Atribución al esfuerzo	.72	.73
Atribución a la habilidad	.85	.87
Atribución al profesor	.82	.82

Ajuste global de los modelos estructurales

Antes de proceder a la estimación del modelo, se verificó el cumplimiento de los supuestos del SEM. Los valores de asimetría y curtosis de todas las variables del modelo se situaron dentro de rangos considerados aceptables (asimetría ≤ ±1.53; curtosis ≤ ±2.7), lo que permite inferir la presencia de normalidad univariada. No obstante, el índice multivariado de Mardia superó el valor umbral de 70 (177.45), evidenciando falta de normalidad multivariada en los datos (Rodríguez y Ruiz, 2008). A pesar de ello, el método de estimación de Máxima Verosimilitud fue considerado apropiado para el análisis estructural, dado que los valores de asimetría y curtosis no resultaron extremos y el tamaño muestral fue suficientemente amplio, sin embargo, también se realizó el procedimiento bootstrapping con 2000 muestras obtenidas mediante remuestreo con reemplazo, además se agregaron los intervalos de confianza al 95% en la tabla 7 a un nivel de confianza del 95% corregidos por sesgo para los efectos estimados (Byrne, 2016; Kline, 2023).

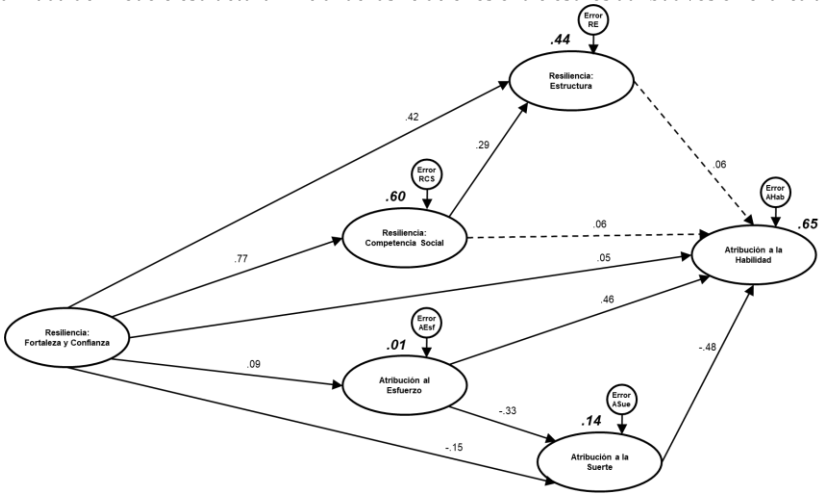
El modelo inicial (Figura 2) mostró un ajuste global satisfactorio en todos los índices examinados: GFI=.94, RMSEA=.04, CFI=.97, TLI=.97, AGFI=.93, SRMR=.04, χ^2/gl=1.99, AIC=503.64 (Tabla 6). Sin embargo, se identificaron dos rutas que no alcanzaron la significación estadística: la que vinculaba el factor estructura de la resiliencia con la atribución a la habilidad y la que conectaba la competencia social con la atribución a la habilidad. Se procedió a la reespecificación del modelo mediante la eliminación de dichas rutas, en aplicación de los criterios de parsimonia recomendados en la literatura (Byrne, 2016; Kline, 2023). El modelo final reespecificado (Figura 3) mantuvo índices de ajuste prácticamente idénticos a los del modelo inicial: GFI=.94, RMSEA=.04, CFI=.97, TLI=.97, AGFI=.93, SRMR=.04, χ^2/gl=1.98, AIC=502.35 (Tabla 6). Aunque el valor de χ^2 aumentó ligeramente en el modelo final (392.35) respecto al inicial (389.64), este comportamiento es esperable al eliminar parámetros y establecer un modelo más restrictivo. Este incremento no representa por sí mismo un deterioro del modelo, ya que los demás índices de ajuste se mantuvieron prácticamente invariantes y el AIC disminuyó, lo que favorece una solución más parsimoniosa. La eliminación de las rutas no significativas no deterioró la calidad de ajuste del modelo. Tanto el modelo inicial como el modelo final reespecificado explicaron el 65% de la varianza de la variable criterio atribución a la habilidad.

Tabla 6. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia de los modelos inicial y final de las relaciones entre estilos atributivos y resiliencia

Modelo	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	χ^2/gl	AIC
Inicial	389.64*	.94	.04	.04	.93	.97	.97	1.99	503.64
Final	392.35*	.94	.04	.04	.93	.97	.97	1.98	502.35

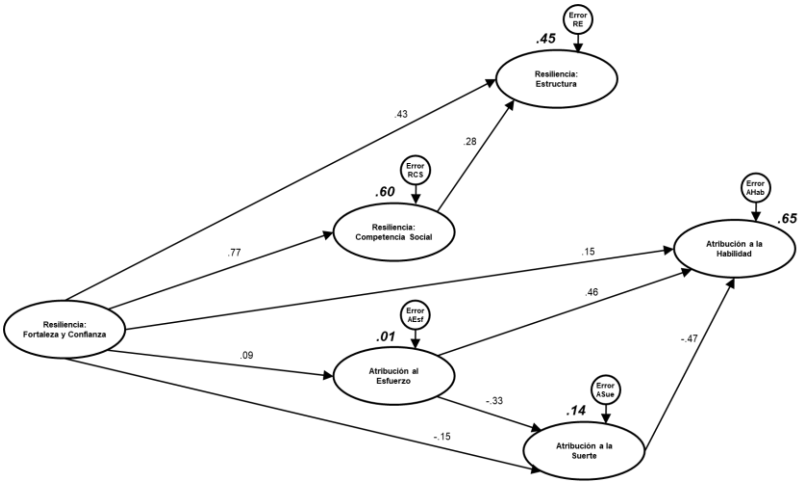
Nota. * p < .05.

Figura 2. Solución estandarizada del modelo estructural inicial de las relaciones entre estilos atributivos en el área académica y resiliencia.



Nota: Todos los parámetros están estandarizados. Las líneas discontinuas representan relaciones no significativas.

Figura 3. Solución estandarizada del modelo estructural final de las relaciones entre estilos atributivos en el área académica y resiliencia. Todos los parámetros están estandarizados.



Evaluación de los parámetros individuales del modelo final

El examen individual de los coeficientes de regresión para cada una de las rutas contenidas en el modelo final (Figura 3) reveló que todas las relaciones alcanzaron significación estadística al menos al nivel del 5%. El coeficiente directo de mayor magnitud fue el que vincula la resiliencia percibida en el factor fortaleza y confianza en sí mismo con la resiliencia en el factor competencia social (β = .77, p < .001). En importancia descendente, le siguen el efecto de la atribución al esfuerzo sobre la atribución a la habilidad (β = .46), el de la resiliencia en fortaleza y confianza sobre el factor estructura (β = .43) y el de la resiliencia en competencia social sobre el factor estructura (β = .28). La resiliencia en fortaleza y confianza también predijo de manera directa la atribución a la habilidad (β = .15). Por su parte, la fortaleza y confianza mostró un efecto negativo y de pequeña magnitud sobre la atribución a la suerte (β = -.15), y la atribución al esfuerzo mostró un efecto negativo sobre la atribución a la suerte (β = -.33). La atribución a la suerte, a su vez, ejerció un efecto negativo sobre la atribución a la habilidad (β = -.47). Finalmente, la fortaleza y confianza predijo de manera directa la atribución al esfuerzo con un coeficiente de pequeña magnitud (β = .09).

Para evaluar la significación de los efectos directos e indirectos, se estimaron intervalos de confianza del 95% mediante Bootstrap con 2000 remuestreos. Se consideró que un efecto era estadísticamente significativo cuando su intervalo de confianza no incluía el valor cero. Los resultados se presentan en la Tabla 7.

Los efectos indirectos estimados en el modelo mostraron que la resiliencia percibida de fortaleza y confianza ejerce una influencia indirecta sobre la estructura (β indirecto = .22), mediada por la competencia social, y que la atribución al esfuerzo ejerce un efecto indirecto sobre la atribución a la habilidad (β indirecto = .16), canalizado a través de la atribución a la suerte. Asimismo, la fortaleza y confianza también mostró efectos indirectos sobre la atribución a la suerte (β = -.03) y sobre la atribución a la habilidad (β = .12), a través de la ruta atribución al esfuerzo (Tabla 7).

Tabla 7. Efectos directos e indirectos estandarizados entre las variables del modelo estructural final

		Resiliencia: Fortaleza y Confianza	Atribución al Esfuerzo	Atribución a la Suerte	Resiliencia: Competencia Social
Atribución al Esfuerzo	Directo	.09 (-.015, .193)			
	Indirecto				
Atribución a la Suerte	Directo	-.15 (-.237, -.054)	-.33 (-.448, -.213)		
	Indirecto	-.03 (-.073, .004)			
Resiliencia: Competencia Social	Directo	.77 (.694, .845)			

	Indirecto				
Resiliencia: Estructura	Directo	.43 (.195, .663)			.28 (.044, .501)
	Indirecto	.22 (.037, .404)			
Atribución a la Habilidad	Directo	.15 (.083, .221)	.46 (.368, .567)	-.47 (-.567, -.381)	
	Indirecto	.12 (.050, .194)	.16 (.108, .214)		

Nota. Los intervalos de confianza del 95% de los efectos directos e indirectos se estimaron mediante Bootstrap con 2000 remuestreos. Los efectos se consideraron estadísticamente significativos cuando el intervalo de confianza no incluyó el valor de cero.

Discusión

El proceso de comparación de modelos factoriales confirmatorios llevó a la selección de versiones depuradas de ambos instrumentos, con mejoras apreciables en los índices de ajuste y sin coste en la fiabilidad de los factores resultantes. En el caso de la RESI-M, la eliminación del ítem 4 ("Cuando no estoy bien, sé que vendrán tiempos mejores") fue suficiente para lograr un modelo con ajuste claramente superior al modelo inicial. La eliminación de este ítem respondió a su menor saturación factorial respecto al resto de los ítems de la dimensión fortaleza y confianza. Este resultado sugiere que, en la muestra analizada, su contenido mostró una menor correspondencia con el patrón definido por los demás indicadores del factor. Su exclusión permitió mejorar los índices de ajuste del modelo, manteniendo la estructura factorial general y niveles adecuados de consistencia interna, por lo que la decisión se sustentó principalmente criterios psicométricos y de parsimonia del modelo.

Por otro lado, el cuestionario de estilos atributivos requirió una depuración más extensa, con la eliminación de nueve ítems para obtener el modelo EA-M2. Debido a la magnitud de esta reducción de 26 a 17 ítems, se proporcionará una interpretación cuidadosa. Se observó que los reactivos eliminados pertenecen a todos los factores del instrumento, aunque con mayor concentración en los de atribución a la suerte y a la habilidad. Varios de los ítems excluidos presentaban una formulación que introducía doble atribución o superponía causas, como el ítem 22, que combina suerte con facilidad de calificación por parte del profesor, o los ítems 10 y 11, que oscilan entre el esfuerzo y la habilidad, lo que puede generar ambigüedad interpretativa en las participantes y dificultar la discriminación factorial. El hecho de que ítems del factor de atribución al esfuerzo como el 15 y el 19 alcancen saturaciones próximas al umbral incluso en el modelo depurado sugiere que, en esta muestra, la delimitación entre esfuerzo y habilidad no siempre es semánticamente clara, esto debido posiblemente a que las demandas del programa, que combina preparación intelectual y práctica motora, difuminan la distinción entre trabajar duro y ser competente. Los valores de fiabilidad de los factores resultantes en ambos cuestionarios son adecuados para el número reducido de ítems por factor y son coherentes con los umbrales recomendados en la literatura para subescalas breves (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995). Asimismo, la ganancia en parsimonia lograda por los modelos depurados, reflejada en la reducción del AIC en resiliencia y en estilos atributivos, sin deterioro en el ajuste, confirma que la eliminación de ítems fortaleció la coherencia interna de las soluciones factoriales sin sacrificar información relevante.

En relación con el modelo estructural final se discuten los siguientes hallazgos: El efecto directo de mayor magnitud en el modelo final es el que ejerce la fortaleza y confianza en sí mismo sobre la competencia social. Este resultado indica que casi el 60% de la varianza de la competencia social se explica por las creencias de la estudiante sobre su propia capacidad para superar obstáculos y alcanzar sus metas. Psicológicamente, este hallazgo es coherente con la hipótesis de que la confianza en las propias capacidades actúa como habilitador de las habilidades relacionales, es decir, una estudiante que confía en sí misma y que percibe sus metas como alcanzables mostrará también mayor iniciativa para establecer y mantener relaciones interpersonales saludables, lo que a su vez reforzará su red de apoyo y retroalimentará positivamente su percepción de competencia, resultados que concuerdan parcialmente con los encontrados en diversos estudios entre adolescentes y universitarios (Lu et al., 2024; Yiming et al., 2024). Esta relación es una de las más robustas del modelo y confirma completamente la H1.

Además, la fortaleza y confianza también predijo directamente la estructura de la resiliencia y, de manera indirecta a través de la competencia social, aportó un efecto adicional sobre este factor, lo que re-

sultó en un efecto total próximo a .65 sobre la estructura. Este doble papel, efecto directo sobre la estructura más efecto mediado por la competencia social, ilustra la función de la competencia social como variable mediadora parcial entre la fortaleza y la capacidad de organización ante la adversidad. Es decir, en términos prácticos, esto significa que el componente más personal de la resiliencia actúa sobre la capacidad de planificación tanto de forma directa como a través del desarrollo de habilidades sociales que proporcionan modelos, retroalimentación y recursos externos que facilitan la organización del comportamiento. En este sentido, la evidencia reciente indica que la resiliencia promueve las conductas de autorregulación y planificación, mientras que el apoyo social fortalece dichos procesos al ofrecer recursos interpersonales que facilitan el logro de metas académicas y personales (Li et al., 2024).

Por otro lado, el efecto negativo de la fortaleza y confianza sobre la atribución a la suerte resulta teóricamente coherente, aunque su magnitud es modesta. Las estudiantes con mayor fortaleza y confianza tienden en menor medida a atribuir sus resultados académicos a factores externos e incontrolables, lo que es consistente con los postulados de la Teoría Social Cognitiva (Bandura, 1997): la percepción de agencia personal (componente esencial de la fortaleza y confianza) es incompatible con la atribución sistemática de los resultados a la suerte. No obstante, el efecto pequeño sugiere que esta relación está modulada por otros factores no contemplados en el modelo, posiblemente variables de historia de refuerzo académico o de cultura de la evaluación propias del contexto universitario estudiado.

El efecto de la atribución al esfuerzo sobre la atribución a la habilidad y su efecto indirecto adicional a través de la atribución a la suerte constituye uno de los hallazgos más relevantes del modelo desde el punto de vista aplicado. En conjunto, la atribución al esfuerzo ejerce sobre la atribución a la habilidad un efecto total próximo a .62. Esto sugiere que la percepción de que los resultados se deben al trabajo propio actúa como puente cognitivo hacia la percepción de habilidad propia: las estudiantes que atribuyen sus calificaciones al esfuerzo invertido desarrollan también, con mayor probabilidad, la creencia de que son capaces y hábiles para los estudios (Weiner, 1985). Este mecanismo es especialmente relevante para el diseño de intervenciones, ya que el esfuerzo, a diferencia de la habilidad percibida, que suele interpretarse como más estable e inamovible, es una causa controlable sobre la que los programas de tutorías y orientación educativa pueden actuar de manera directa.

El efecto negativo de la atribución a la suerte sobre la atribución a la habilidad refleja la relación inversa que existe entre la externalización de las causas del rendimiento y la percepción de competencia académica propia. Las estudiantes que atribuyen sus resultados mayormente a la suerte (causa externa e incontrolable) tienden a percibirse como menos hábiles, posiblemente porque la explicación azarosa del éxito impide la internalización de los logros como evidencia de capacidad personal. Este efecto, de magnitud considerable, subraya la importancia de identificar y trabajar terapéuticamente o pedagógicamente con los patrones atributivos externos en estudiantes universitarias de educación física. El efecto negativo de la atribución al esfuerzo sobre la atribución a la suerte complementa esta imagen, indicando que ambos sistemas atributivos, interno y externo, compiten entre sí de manera activa, en consonancia con lo propuesto por la teoría de Weiner (1985).

El R^2 de .65 obtenido en la variable criterio (atribución a la habilidad) es un valor alto para la investigación conductual con variables de autorreporte en adolescentes y adultos jóvenes, y supera el R^2 típicamente reportado en estudios similares con variables psicológicas en muestras universitarias latinoamericanas (Vera-Sagredo et al., 2021; Zumárraga et al., 2023). En cuanto al contraste con las hipótesis planteadas, las H1, H2, H3, H4, H8 y H9 se confirman plenamente; la H5 y H7 se confirman en términos de significación estadística. Las H6 y H7 quedan matizadas, ya que la competencia social predijo significativamente la atribución a la habilidad (confirmando H6), pero la ruta del factor estructura hacia la atribución a la habilidad resultó no significativa en el modelo inicial y fue eliminada (lo que implica que H7 no se confirma), junto con la ruta de competencia social a la estructura en el modelo reespecificado.

La eliminación de dos rutas no significativas del modelo inicial, la que conectaba la resiliencia en el factor estructura con la atribución a la habilidad, y la que vinculaba la competencia social directamente con la atribución a la habilidad a través de la ruta conjunta con estructura, merece una interpretación de naturaleza teórica y no meramente estadística. Desde la perspectiva de la especificidad de dominio propuesta por Bandura (1997), la capacidad de planificación y organización ante la adversidad (factor estructura) es un recurso adaptativo de carácter más conductual y procedimental que cognitivo-evaluativo. Su relación con la atribución a la habilidad podría esperarse de manera más indirecta, mediada precisamente por el éxito que la planificación genera y por la posterior internalización de ese éxito como

evidencia de capacidad, proceso que requiere de otras variables mediadoras no contempladas en el modelo. La no significación de esta ruta directa sugiere, por tanto, que la estructura resiliente, es decir, la organización del comportamiento en circunstancias adversas no es suficiente, por sí sola, para modificar las atribuciones de habilidad de las estudiantes; se requeriría la mediación de experiencias de logro concretas que permitan dicha internalización.

En cuanto a la reespecificación del modelo, la comparación de los índices de ajuste entre el modelo inicial y el modelo final muestra que la eliminación de las dos rutas no significativas no solo no deterioró el ajuste, sino que mejoró ligeramente el AIC, criterio que penaliza la complejidad del modelo. Este resultado confirma que el modelo final es más parsimonioso sin pérdida de capacidad explicativa, lo que es coherente con los principios de parsimonia y congruencia estructural ampliamente recomendados en la literatura de SEM (Byrne, 2016; Kline, 2023). La aceptación del modelo reespecificado como modelo definitivo se apoya, tanto en criterios estadísticos como en argumentos teóricos que justifican la ausencia de las relaciones eliminadas.

Conclusiones

Los resultados permiten concluir que las propiedades psicométricas de la versión abreviada de la RESI-M y del Cuestionario de Estilos Atributivos, presentaron una estructura factorial adecuada, así como niveles satisfactorios de fiabilidad en universitarias mexicanas. Con relación al modelo estructural, la fortaleza y confianza en sí mismo, constituye un predictor significativo y de magnitud relevante tanto de las dimensiones interpersonales de la propia resiliencia como de los estilos atributivos académicos. Donde, el modelo final reespecificado explicó el 65% de la varianza en la atribución a la habilidad. Además, se identificaron efectos de mediación que permiten comprender mejor cómo los recursos resilientes favorecen patrones atributivos más adaptativos. En conjunto, estos hallazgos aportan evidencia sobre la relación entre resiliencia y atribución académica en estudiantes universitarias de los programas de Educación Física y Motricidad Humana de una universidad pública mexicana y además sugieren que las intervenciones orientadas a fortalecer la confianza personal podrían favorecer atribuciones más internas y adaptativas, con implicaciones para programas de apoyo psicológico y psicoeducativo en contextos similares de educación superior. Estos hallazgos deben de interpretarse considerando las características específicas de la muestra estudiada.

Entre las principales limitaciones del estudio se encuentra el uso de cuestionarios de autorreporte aplicados en una sola sesión, lo que puede haber introducido sesgos de deseabilidad social y varianza de método común. Asimismo, la muestra fue seleccionada por conveniencia y se restringió a estudiantes de dos programas académicos de una institución, lo que limita la generalización de los resultados. Finalmente, el modelo analizado se centró únicamente en los factores de resiliencia y en determinadas atribuciones académicas, sin incluir otras variables potencialmente relevantes, como la atribución al profesor, la motivación autodeterminada, la regulación emocional o el apoyo percibido del profesorado, lo que podría ampliar la comprensión de estos procesos en futuras investigaciones.

Agradecimientos

Los autores agradecen a la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI) por el apoyo otorgado a la primera y segundo autor mediante una beca de doctorado, el cual contribuyó al desarrollo de la presente investigación.

Afiliación de los autores

Los autores Michelle Anahí Canales-Acosta, Edgar Borunda-Zueck, José René Blanco Ornelas, Susana Ivonne Aguirre Vásquez y Perla Jannet Jurado-García son profesores de la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua. Los tres últimos son integrantes del Cuerpo Académico UACH-CA-135 Factores personales y calidad de vida.

Referencias

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

Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. Freeman.

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

Blanco, J. R., Jurado, P. J., Aguirre, S. I., & Aguirre, J. F. (2018). Composición Factorial de la Escala de Resiliencia Mexicana en Universitarios Mexicanos. *Formación Universitaria, 11*(6), 99–106. https://doi.org/10.4067/S0718-50062018000600099

Blanco, E., Galve-González, C., Herrero, F. J., & Bernardo, A. B. (2022). Intención de abandono y resiliencia en estudiantes universitarios de nuevo ingreso. *Magister, 34*, 17–23. https://doi.org/10.17811/msg.34.1.2022.17-23

Bonanno, G. A., Chen, S., & Galatzer-Levy, I. R. (2023). Resilience to potential trauma and adversity through regulatory flexibility. *Nature Reviews Psychology, 2*(11), 663-675. https://doi.org/10.1038/s44159-023-00233-5

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

Chandler, T. A., Shama, D. D., Wolf, F. M., & Planchard, S. K. (1981). Multiattributional causality: A five cross-national samples study. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 12*(2), 207–221. https://doi.org/10.1177/0022022181122006

Cerda, G., Vera, A., & Saadati, F. (2023). Interacción compleja del estilo atribucional, autorregulación y resiliencia respecto del rendimiento en matemáticas. *Revista Complutense de Educación, 34*(1), 35-45. https://doi.org/10.5209/rced.76753

Constante-Amores, A., Florenciano-Martínez, E., Navarro-Asencio, E., & Fernández-Mellizo, M. (2021). Factores asociados al abandono universitario. *Educación XX1, 24*(1), 17–44. https://doi.org/10.5944/educxx1.26889

Diario Oficial de la Federación. (2025). Programa Institucional del Organismo Coordinador de las Universidades para el Bienestar Benito Juárez García 2025-2030. México: Secretaría de Gobernación Recuperado de https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5773385&fecha=19/11/2025#gsc.tab=0

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

Hernández-Sampieri, R. (2023). *Metodología de la investigación: Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. McGraw-Hill.

Igartua, J.-J., & Hayes, A. F. (2021). Mediation, moderation, and conditional process analysis: Concepts, computations, and some common confusions. *The Spanish Journal of Psychology, 24*, e49. https://doi.org/10.1017/SJP.2021.46

Jurado, P. J., Blanco, H., Zueck, M. C., & Peinado, J. E. (2016). Composición Factorial del Cuestionario de Estilos Atributivos Área de Logros Académicos en Universitarios Mexicanos. *Formación Universitaria, 9*(6), 83–92. https://doi.org/10.4067/S0718-50062016000600008

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

Li, K., Wang, H., Siu, O.-L., & Yu, H. (2024). How and when resilience can boost student academic performance: A weekly diary study on the roles of self-regulation behaviors, grit, and social support. *Journal of Happiness Studies, 25*(4), 36. https://doi.org/10.1007/s10902-024-00749-4

Lu, Z., Yu, L., Fan, K., Hu, T., Liu, L., Li, S., & Zhou, Y. (2024). Associations between social support and proactive health behaviours among Chinese adolescents: the mediating role of self-efficacy and peer relationships. *BMC Public Health, 24*(1), 2548. https://doi.org/10.1186/s12889-024-20070-2

Maluenda-Albornoz, J., Zamorano-Veragua, M., & Berríos-Riquelme, J. (2023). Abandono universitario: Predictores y mediadores en estudiantes universitarios chilenos en su primer año. *Revista Costarricense de Psicología, 42*(1), 45–64. https://doi.org/10.22544/rcps.v42i01.03

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. (1995). *Teoría psicométrica*. McGraw-Hill.

Palomar, J., & Gómez, N. E. (2010). Desarrollo de una escala de medición de resiliencia con mexicanos (RESI-M). *Interdisciplinaria, 27*(1), 7–22. https://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1668-70272010000100002

Polusny, M. A., & Erbes, C. R. (2023). A dynamic, multilevel approach to conceptualising and designing resilience research in the context of military stress. *Stress Health, 39*(S1), 40-47. https://doi.org/10.1002/smi.3277

Posso-Yépez, M., León-Ron, V., Guzmán-Torres, C., & Bastidas, C. (2025). Agotamiento (burnout) en estudiantes universitarios: análisis desde la resiliencia, sexo, edad y el nivel de estudios. *Formación Universitaria, 18(*2), 59-70. https://doi.org/10.4067/s0718-50062025000200059

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

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.

Sáez-Delgado, Y., Vera-Sagredo, A., & Mella-Norambuena, J. (2025). Resiliencia y rendimiento académico: revisión sistemática y metaanálisis. *Cuadernos de Investigación Educativa, 17*(1). https://doi.org/10.18861/cied.2026.17.1.4190

Sanchez-De Miguel, M., Orkaizagirre-Gomara, A., Izagirre-Otaegi, A., Badiola, I., Ortiz de Elguea-Díaz, F. J., Gomez-Gastiasoro, A., Ferriz-Valero, A., & Goudas, M. (2023). Association among University Students' Motivation, Resilience, Perceived Competence, and Classroom Climate from the Perspective of Self-Determination Theory. *Education Sciences, 13*(2). https://doi.org/10.3390/educsci13020147

Siegle, D., Rubenstein, L. D. V., Pollard, E., & Romey, E. (2010). Exploring the relationship of college freshmen honors students' effort and ability attribution, interest, and implicit theory of intelligence with perceived ability. *Gifted Child Quarterly, 54*(2), 92–101. https://doi.org/10.1177/0016986209355975

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

Smart, C. M., Chim, L., Nicoll, P., Viczko, J., & Qualls, L. K. (2025). Skill, will, and time: A feasibility and pilot efficacy study of two structured interventions to enhance undergraduates' resilience through self-regulation. *Emerging Adulthood, 13*(1), 62–78. https://doi.org/10.1177/21676968241289630

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

Vera-Sagredo, A., Contreras-González, J. P., & Chiappe, A. (2026). Relación entre atribuciones causales y rendimiento académico: revisión sistemática siguiendo criterios PRISMA. *Páginas de Educación, 19*(1), e4814. https://doi.org/10.22235/pe.v19i1.4814

Vera-Sagredo, A., Cerda, G., Aragón, E., & Pérez, C. (2021). Rendimiento académico y su relación con variables socioemocionales. *Educación XX1, 24*(2), 375–398. https://doi.org/10.5944/educXX1.28269

Vera-Sagredo, A., Poblete-Valderrama, F., & Sáez-Delgado, Y. (2024). Interacciones entre estilos atributivos, auto concepto académico y autoestima en estudiantes de pedagogía en educación física en Chile. Retos, 60, 1049-1059. https://doi.org/10.47197/retos.v60.106720

Vizoso, C., & Arias, O. (2016). Estresores académicos percibidos por estudiantes universitarios y su relación con el burnout y el rendimiento académico. *Anuario de Psicología, 46*(2), 90–97. https://doi.org/10.1016/j.anpsic.2016.07.006

Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review, 92*(4), 548–573. https://doi.org/10.1037/0033-295x.92.4.548

Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement, 73*(6), 913–934. https://doi.org/10.1177/0013164413495237

Yiming, Y., Shi, B., Kayani, S., & Biasutti, M. (2024). Examining the relationship between self-efficacy, career development, and subjective wellbeing in physical education students. *Scientific Reports, 14*(1), 8551. https://doi.org/10.1038/s41598-024-59238-6

Zambrano, R. N., Londoño, K. A., & Arocemena, K. (2023). Estrés académico en estudiantes universitarios en situaciones de crisis y emergencias. *Enfermería Investiga, 8*(3), 77–85. https://revistas.uta.edu.ec/erevista/index.php/enfi/article/view/2123

Zumárraga-Espinosa, M. (2025). Resiliencia académica, rendimiento e intención de abandono en estudiantes universitarios de Quito. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud, 21*(3), 1-34. https://doi.org/10.11600/rlcsnj.21.3.5949

Datos de los autores:

Michelle Anahí Canales-Acosta	macanales@uach.mx	Autora
Edgar Borunda-Zueck	ezueck@uach.mx	Autor
José René Blanco Ornelas	jblanco@uach.mx	Autor
Susana Ivonne Aguirre Vásquez	siaguirre@uach.mx	Autora
Perla Jannet Jurado-García	pjurado@uach.mx	Autora