Artículo de Investigación

Aibi revista de investigación, administración e ingeniería. Volumen 14, Número 1, Pág 01-09, Enero - Abril de 2026, ISSN 2346-030X

Validación psicométrica del instrumento CARSD-MAT para la medición de actitudes hacia las matemáticas en estudiantes universitarios

Psychometric validation of the CARSD-MAT instrument for measuring attitudes toward mathematics in university students

Manuel Orozco-Guzmán[1], Rafael García-Jiménez[2], Jorge Mario Peña-Consuegra[3], Francisco Javier Mejía-Acuña[4]

[1,2,3,4]*Universidad Simón Bolívar, Barranquilla - Colombia*

Recibido: 22 de agosto de 2025.
Aceptado: 19 de diciembre de 2025.
Publicado: 01 de enero de 2026.

Resumen- Las actitudes hacia las matemáticas tienen un impacto en el aprendizaje de los estudiantes, así como en su interés por las asignaturas de esta especialidad. Además, también influyen sobre el desarrollo profesional de los sujetos, y en tal sentido este impacto se evidencia más todavía en profesiones que están interrelacionadas con el razonamiento lógico o que se apoya en la información cuantitativa. Este trabajo tiene la finalidad de validar una herramienta que permita determinar cómo son las actitudes hacia las matemáticas en los estudiantes universitarios. Para ello, utilizamos un enfoque cuantitativo transversal, con una muestra de 1067 estudiantes de diferentes facultades y programas de estudios. Se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios y estimaciones de la fiabilidad interna a través del coeficiente alfa de Cronbach y la fiabilidad compuesta. Los resultados evidencian un ajuste adecuado (GFI = 0.941, AGFI = 0.920; SRMR = 0.037) del modelo de medición, de tal manera que la estructura de este se compone de tres dimensiones. Se observó una buena fiabilidad de la escala con coeficientes alpha de Cronbach que alcanzan valores entre 0.86 y 0.92. Se concluye que el instrumento responde a criterios psicométricos adecuados, y puede ser utilizado en futuros estudios, así como en la elaboración de propuestas didácticas para el fomento de actitudes positivas hacia esta disciplina en los estudiantes universitarios.

Palabras clave: actitudes hacia las matemáticas, educación superior, evaluación psicométrica, modelado de ecuaciones estructurales**.**

Abstract— Attitudes toward mathematics have an impact on students' learning, as well as on their interest in subjects within this field. In addition, they also influence individuals' professional development; in this regard, their impact becomes even more evident in professions that are closely related to logical reasoning or that rely on quantitative information. The purpose of this study is to validate an instrument designed to determine university students' attitudes toward mathematics. To this end, a quantitative cross-sectional approach was used, with a sample of 1067 students from different faculties and academic programs. Exploratory and confirmatory factor analyses were conducted, along with estimates of internal reliability using Cronbach's alpha coefficient and composite reliability. The results show an adequate fit of the measurement model (GFI = 0.941, AGFI = 0.920; SRMR = 0.037), indicating that its structure is composed of three dimensions. Good scale reliability was observed, with Cronbach's alpha coefficients ranging from 0.86 to 0.92. It is concluded that the instrument meets appropriate psychometric criteria and may be used in future studies, as well as in the development of didactic proposals aimed at fostering positive attitudes toward mathematics among university students.

Keywords: attitudes towards mathematics, higher education, psychometric assessment, structural equation modeling.

*Autor para correspondencia.
Correo electrónico: manuel.orozco@unisimon.edu.co (Manuel Guillermo Orozco Guzmán).
La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad de Santander.
Este es un artículo bajo la licencia CC BY (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).
Como citar este artículo: M. Orozco-Guzmán, R. García-Jiménez, J. M. Peña-Consuegra y F. J. Mejía-Acuña, "Validación psicométrica del instrument CARSD-MAT para la medición de actitudes hacia las matemáticas en estudiantes universitarios", Aibi revista de investigación, administración e ingeniería, vol. 14, no. 1, pp. 01-09 2026, doi: 10.15649/2346030X.6624

I. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas, el enfoque de la investigación centrado en las actitudes hacia las matemáticas ha resaltado su importancia en relación con el rendimiento académico, la persistencia y la elección de carreras en STEM (Ciencias, Tecnología, Ingeniería y Matemáticas) [1], [2]. Estas actitudes comprenden componentes afectivos, cognitivos y conductuales que marcan la disposición del estudiante hacia la asignatura [3]-[5], lo cual ha propiciado el desarrollo de buenas herramientas psicométricas para evaluar adecuadamente las actitudes hacia las matemáticas en distintos ambientes culturales y educacionales. Diferentes estudios han puesto a prueba distintos instrumentos. Closas et al. [6] encontraron que la Escala de Actitudes hacia la Matemática (EAHM) predecía el rendimiento escolar de los universitarios argentinos.

Barroso et al. [7] y Suherman y Vidákovich [8] adaptaron el Attitudes Toward Mathematics Inventory (ATMI) para los estudiantes indonesios y encontraron validez de la estructura factorial mediante un análisis factorial confirmatorio. Por su parte, Sebial et al. [9] desarrollaron la Mathematics Attitude Scale (MAS) para estudiantes filipinos. Señalaron que es importante adaptar los instrumentos a los entornos socioculturales.

Los estudios recientes usan técnicas como el Modelado de Ecuaciones Estructurales con mínimos cuadrados parciales (PLS-SEM) y el SEM ponderado. Con esas técnicas, los investigadores identifican la estructura oculta de las actitudes y también identifican la influencia de factores como la confianza, el valor que la persona le da a las matemáticas y la motivación [10], [11]. Mutohir et al. [12] y Srikoon y Thonjeang [13] señalan que es muy importante adaptar y validar los instrumentos de forma transcultural. Los contextos lingüísticos y educativos cambian mucho, por eso hay que hacerlo con precaución.

La autoconfianza en matemáticas y la percepción de autoeficacia son claves para crear actitudes positivas. Estas se relacionan con el rendimiento académico, con la motivación y con la persistencia [14], [15]. Sobre las diferencias de género, Spencer et al. [16] señalan que la poca presencia histórica de mujeres en STEM está ligada a estereotipos y a la amenaza del estereotipo. Good et al. [17] muestran que las intervenciones que presentan modelos femeninos y fomentan la autoafirmación funcionan para disminuir esos efectos negativos.

Además, Kim et al. [18] y M. Orozco-Guzmán et al. [19] muestran que los estudios que siguen a los participantes a lo largo del tiempo evidencian que las actitudes cambian mucho. Las actitudes se ven influenciadas por las metodologías de los profesores, por el ambiente de aprendizaje y por las experiencias de cada persona con la matemática. Roschelle et al. [20] señalan que la implementación de enfoques de enseñanza que integran tecnología de la información y metodologías que combinan más de un modo mejora la percepción y el interés de los estudiantes en la disciplina.

En este contexto, se debe avanzar a una evaluación de las actitudes hacia las matemáticas que incluya precisión, cultura y educación. Por eso, el estudio valida el instrumento que evalúa las actitudes hacia las matemáticas en los estudiantes de la universidad hispanoamericanos. El instrumento muestra evidencia de validez de constructo y evidencia de confiabilidad interna para las actitudes hacia las matemáticas. El objetivo es dar la herramienta a las investigaciones y a las intervenciones de enseñanza basadas en evidencia.

II. METODOLOGÍA O PROCEDIMIENTOS

El presente estudio se desarrolló un enfoque cuantitativo y un diseño no experimental de corte transversal y tuvo como objetivo identificar y analizar las actitudes de los estudiantes universitarios hacia las matemáticas a partir de la validación de la aplicación de un instrumento para medir estas actitudes. La investigación responde a la necesidad de contar con instrumentos válidos y aplicables a la realidad culturalmente pertinente, para abordar este tipo de constructos en diferentes contextos educativos y reconocer patrones comunes y diferencias que puedan existir entre subgrupos de estudiantes.

La población bajo estudio estuvo constituida por los estudiantes de pregrado de varias carreras universitarias. La muestra fue de N = 1067 estudiantes de entre 16 y 55 años, lo que refleja trayectoria académica y personal diversa. Los participantes se encontraban cursando diferentes niveles académicos, ya que correspondían a los primeros y últimos semestres, y pertenecían a varias facultades como la de ingeniería, de administración, de ciencias de la salud y de ciencias sociales.

TABLA I
TABLA AGRUPADA POR FACULTADES CON CATEGORÍAS DE GÉNERO COMBINADAS Y TOTALES POR FILAS Y COLUMNAS

Facultad	Hombre	Mujer	Total
Administración y Negocios	73	86	159
Ciencias Jurídicas y Sociales	18	56	74
Ciencias de la Salud	44	102	146
Ciencias Básicas y Biomédicas	32	37	69
Ingenierías	466	153	619
Total	633	434	1067

Esta diversidad permite enriquecer el análisis comparativo de las actitudes hacia las matemáticas en función de variables como área de conocimiento, edad y avance en la trayectoria universitaria. La distribución de los participantes, clasificados según variables sociodemográficas utilizadas, se expone en la Tabla I, que indica la frecuencia absoluta de estudiantes según la facultad, el curso y otros criterios de clasificación analizados en el estudio.

La recolección de datos se llevó a cabo mediante un formulario en línea, con consentimiento informado y garantizando la confidencialidad de las respuestas. Posteriormente, los datos recogidos se organizaron y analizaron utilizando el software SPSS-V21, a partir del cual se obtuvieron los estadísticos descriptivos y los modelos que utilizan el análisis factorial. El instrumento fue diseñado a partir de escalas que contaban con sustento en estudios sobre percepción, disfrute, ansiedad y confianza hacia las matemáticas [21]-[24]. El instrumento incluía enunciados valorativos de tipo Likert de cinco puntos para recoger de los participantes su grado de acuerdo o desacuerdo frente a cada afirmación. Las opciones de respuesta fueron las siguientes: totalmente en desacuerdo (1), en desacuerdo (2), ni de acuerdo ni en desacuerdo

(3), de acuerdo (4) y totalmente de acuerdo (5). Esta escala permite medir actitudes al facilitar la operacionalización de constructos psicológicos latentes y su posterior análisis cuantitativo. En total, el instrumento estuvo conformado por 31 ítems, distribuidos en tres dimensiones, las cuales se presentan en la Tabla II como se describe a continuación:

1. Satisfacción y Disfrute de las Matemáticas (13 ítems): Evalúa el grado de satisfacción y placer que experimentan los participantes al interactuar con las matemáticas, incluyendo su disfrute en el ámbito académico y la percepción del atractivo de la disciplina.
2. Ansiedad y Rechazo hacia las Matemáticas (10 ítems): Mide el nivel de ansiedad, temor o rechazo que sienten los participantes al enfrentarse a situaciones relacionadas con las matemáticas en contextos académicos o en la vida cotidiana.
3. Confianza en Habilidades Matemáticas (8 ítems): Examina el nivel de autoconfianza de los participantes respecto a sus habilidades para resolver problemas matemáticos, comprender conceptos matemáticos avanzados y desempeñarse en entornos que requieren pensamiento cuantitativo.

Una vez construido el instrumento, para la validez de contenido fue sometido a revisión de expertos en educación matemática y psicometría. Durante el proceso metodológico, se contempló además una fase empírica sustentada en análisis factoriales, lo que permitió depurar progresivamente el instrumento. Algunos ítems fueron eliminados por no cumplir con los criterios establecidos, como cargas factoriales insuficientes o baja coherencia interna. A lo largo del artículo se presentan las distintas corridas del análisis estadístico, con el fin de transparentar dicho proceso y mostrar la evolución del modelo propuesto. En este contexto, los ítems que aparecen en negrita dentro de las tablas corresponden a aquellos que fueron excluidos del instrumento final.

Posteriormente, se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) utilizando el software AMOS, con el fin de evaluar la validez estructural del cuestionario. Se estimaron indicadores de ajuste mediante los índices RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) y SRMR (Standardized Root Mean Square Residual). Los valores de referencia empleados fueron CFI y TLI > 0.90 y RMSEA 0.08, lo cual indica un buen ajuste del modelo. En conjunto, estos análisis permitieron verificar la consistencia interna del instrumento y su aplicabilidad para medir las actitudes hacia las matemáticas en la población universitaria. El enfoque metodológico adoptado permite una evaluación rigurosa de los factores que inciden en la actitud hacia las matemáticas en el contexto universitario, contribuyendo al diseño de estrategias educativas más efectivas.

Para asegurar la validez de contenido del instrumento, se llevó a cabo un exhaustivo proceso de revisión mediante juicio de expertos; en esta instancia colaboraron académicos con experiencia en evaluación educativa, quienes puntearon cada un ítem conforme a los criterios de relevancia, claridad y representatividad respectos a las dimensiones teóricas que proponíamos. Así mismo se incorporaron consideraciones contextuales propias de la población meta, como restricciones de tiempo y carga académica, dado que estos factores podían interferir en la interpretación de ítems construidos de manera hipotética o proyectiva [25].

Estas decisiones se apoyaron también en modelos clásicos como el CVR propuesto por Lawshe [26], así como en enfoques contemporáneos que integran técnicas cualitativas y métodos de consenso como el método Delphi y sus variantes difusas [27]. Esta combinación de enfoques fortaleció la coherencia semántica y la pertinencia conceptual del instrumento.

En esta fase se eliminaron un total de ocho ítems: cinco pertenecientes a la dimensión Satisfacción y Disfrute de Matemáticas (S) y tres a Confianza en Habilidades Matemáticas (C). Las exclusiones se fundamentaron en criterios conceptuales y contextuales, así como en el consenso entre los jueces expertos. Los ítems excluidos fueron:

- Siento satisfacción cuando logro resolver un problema de matemáticas (S).
- He disfrutado estudiar matemáticas en la escuela (S).
- Las matemáticas son tontas y aburridas (S).
- Planeo cursar tantas matemáticas como pueda en mi educación (S).
- Me siento cómodo respondiendo preguntas en clases de matemáticas (S).
- Estoy seguro de que podría aprender matemáticas avanzadas (C).
- Tomaría más cursos de matemáticas más allá de los requeridos (C).
- Espero que me vaya bien en cualquier clase de matemáticas (C).

TABLA II
. ÍTEMS DEL INSTRUMENTO ORGANIZADOS POR DIMENSIÓN TEÓRICA

N.°	Ítem	Dimensión
1	**Siento satisfacción cuando logro resolver un problema de matemáticas**	Satisfacción y Disfrute
2	**He disfrutado estudiar matemáticas en la escuela**	
3	**He disfrutado estudiar matemáticas en la universidad**	
4	**Las matemáticas son tontas y aburridas**	
5	Me gusta resolver nuevos problemas en matemáticas	
6	Preferiría hacer una tarea de matemáticas que escribir un ensayo	
7	Me gustan mucho las matemáticas	
8	Me siento más contento en una clase de matemáticas que en cualquier otra clase	
9	Las matemáticas son muy interesantes	
10	**Planeo cursar tantas matemáticas como pueda en mi educación**	
11	Me siento cómodo expresando mis propias ideas sobre cómo buscar soluciones a un problema difícil en matemáticas	
12	**Me siento cómodo respondiendo preguntas en clases de matemáticas**	
13	El desafío que tienen las matemáticas me atrae	
14	**Me gustaría evitar el uso de las matemáticas en la universidad**	Ansiedad y Rechazo
15	Los cursos de matemáticas son de mis cursos más temidos	
16	Mi mente se queda en blanco o no puedo pensar claramente cuando trabajo en matemáticas	
17	Estudiar matemáticas me hace sentir nervioso	
18	Siento un gran estrés en las clases de matemáticas	

19	**Cuando escucho la palabra matemáticas, tengo un sentimiento de disgusto**	
20	Me hace sentir nervioso solo el pensar que tengo que resolver un problema de matemáticas	
21	Siempre me confundo en clases de matemáticas	
22	**Las matemáticas me hacen sentir incómodo**	
23	Tengo un sentimiento de inseguridad cuando trabajo en matemáticas	
24	**Estoy seguro de que podría aprender matemáticas avanzadas**	Confianza en Habilidades
25	**Tomaría más cursos de matemáticas más allá de los requeridos**	
26	Las matemáticas no me asustan para nada	
27	**Espero que me vaya bien en cualquier clase de matemáticas**	
28	Tengo mucha confianza cuando trabajo en algo de matemáticas	
29	Puedo resolver problemas de matemáticas sin mucha dificultad	
30	Puedo aprender matemáticas fácilmente	
31	Creo que soy bueno resolviendo problemas de matemáticas	

En la dimensión (C), los ítems excluidos presentaban formulaciones proyectivas que podrían inducir sesgos de deseabilidad social, alejándose del enfoque competencial inmediato. En (S), se eliminaron reactivos por redundancia semántica o por no ajustarse al tono del instrumento, como el caso de "Las matemáticas son tontas y aburridas". Por otro lado, algunos ítems fueron descartados por problemas de validez temporal, especialmente aquellos que hacían referencia a experiencias pasadas no necesariamente compartidas por estudiantes de primer semestre, como "He disfrutado estudiar matemáticas en la escuela". En conjunto, estas decisiones permitieron optimizar la calidad del instrumento y asegurar la coherencia entre los ítems y las dimensiones teóricas que lo sustentan.

Con el propósito de identificar la estructura del instrumento y reducir la dimensionalidad de las obtenidas se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) usando el método de componentes principales. Este método es especialmente apropiado en etapas iniciales de validación de instrumentos, ya que permite identificar agrupamientos latentes entre variables observadas y establecer constructos teóricos empíricamente [28], [29]. Se aplicó sólo después de verificar la validez de la matriz de correlaciones, mediante el cálculo del índice KMO (Kaiser-Meyer-Olkin), así como la prueba de esfericidad de Bartlett, tal y como sugieren los estándares metodológicos empleados [30]. La elección del método de componentes principales también fue justificada por el hecho de que permite explicitar al máximo la varianza de los primeros factores y aportar claridad en la comprensión de la estructura factorial y su interpretación [31]. Este enfoque exploratorio constituyó una fase clave en la validación interna del instrumento, aportando evidencia empírica sobre la consistencia y agrupación lógica de los ítems según las dimensiones teóricas propuestas. Para el proceso de depuración se tuvo en cuenta la eliminación de ítems por carga cruzada significativa, por ambigüedad estructural y semántica, a continuación, se detallan las fases del proceso de depuración.

Por ejemplo, durante la primera corrida factorial, Tabla III, se identificó que los ítems "Cuando escucho la palabra matemáticas, tengo un sentimiento de disgusto'", "Las matemáticas me hacen sentir incómodo" y "Me gustaría evitar el uso de las matemáticas en la universidad" presentaban comportamiento atípico dentro del conjunto de ítems de ansiedad, dado que presentan una carga positiva con la tercera dimensión. Por otra parte, el ítem, "Siempre me confundo en clases de matemáticas", tenía uno de los pesos más bajos dentro del componente. Para la segunda corrida, Tabla IV, se descartaron los ítems que presentaban cargas cruzadas o ambigüedad factorial relevante, por ejemplo "el desafío de las matemáticas me atrae" presentó cargas factoriales de 0.677 en la segunda componente y 0.441 en la tercera. Esta situación indica una ambigüedad factorial relevante, dificultando su adscripción clara a una sola dimensión, en esta misma línea "Me siento cómodo expresando mis propias ideas sobre cómo buscar soluciones a un problema difícil de matemáticas", "Preferiría hacer una tarea de matemáticas que escribir un ensayo".

Tras varias corridas se obtuvo el modelo factorial final, Tabla V, logró una estructura simple, clara e interpretativamente sólida alineada con las tres componentes principales planteadas en el instrumento inicial: AR, C y S.

TABLA III
MATRIZ DE COMPONENTES DE FACTORES EN ANÁLISIS FACTORIAL

Ítem	**Componente**			**Dimensión**
	1	**2**	**3**	
Me hace sentir nervioso solo el pensar que tengo que resolver un problema de matemáticas	0.854	-0.097	-0.115	Ansiedad y Rechazo
Cuando escucho la palabra matemáticas, tengo un sentimiento de disgusto	0.852	-0.147	0.083	
Tengo un sentimiento de inseguridad cuando trabajo en matemáticas	0.819	-0.030	-0.183	
Mi mente se queda en blanco o no puedo pensar claramente cuando trabajo en matemáticas	0.817	-0.044	-0.183	
Estudiar matemáticas me hace sentir nervioso	0.816	-0.029	-0.222	
Las matemáticas me hacen sentir incómodo	0.806	-0.093	0.045	
Siento un gran estrés en las clases de matemáticas	0.806	-0.065	-0.099	
Los cursos de matemáticas son de mis cursos más temidos	0.782	-0.122	-0.198	
Siempre me confundo en clases de matemáticas	0.769	0.021	-0.216	
Me gustaría evitar el uso de las matemáticas en la universidad	0.683	-0.262	0.231	
Las matemáticas son muy interesantes	-0.103	0.773	0.161	Satisfacción y Disfrute
Me gusta resolver nuevos problemas en matemáticas	-0.072	0.771	0.131	
Me gustan mucho las matemáticas	-0.142	0.743	0.419	
Me siento más contento en una clase de matemáticas que en cualquier otra clase	0.029	0.712	0.394	
El desafío que tienen las matemáticas me atrae	-0.121	0.710	0.389	
He disfrutado estudiar matemáticas en la universidad	-0.129	0.691	0.129	
Me siento cómodo expresando mis propias ideas sobre cómo buscar soluciones a un problema difícil en matemáticas	-0.035	0.591	0.416	
Preferiría hacer una tarea de matemáticas que escribir un ensayo	-0.078	0.541	0.400	
Puedo resolver problemas de matemáticas sin mucha dificultad	-0.089	0.377	0.763	Confianza en Habilidades
Creo que soy bueno resolviendo problemas de matemáticas	-0.147	0.402	0.756	
Puedo aprender matemáticas fácilmente	-0.136	0.353	0.736	
Tengo mucha confianza cuando trabajo en algo de matemáticas	-0.149	0.500	0.662	
Las matemáticas no me asustan para nada	-0.141	0.225	0.615	

TABLA IV
MATRIZ DE COMPONENTES DE FACTORES EN ANÁLISIS FACTORIAL

Ítem	Componente			Dimensión
	1	2	3	
Me hace sentir nervioso solo el pensar que tengo que resolver un problema de matemáticas	0.863	-0.120	-0.070	Ansiedad y Rechazo
Estudiar matemáticas me hace sentir nervioso	0.857	-0.043	-0.165	
Mi mente se queda en blanco o no puedo pensar claramente cuando trabajo en matemáticas	0.844	-0.052	-0.139	
Siento un gran estrés en las clases de matemáticas	0.818	-0.097	-0.041	
Los cursos de matemáticas son de mis cursos más temidos	0.815	-0.122	-0.166	
Tengo un sentimiento de inseguridad cuando trabajo en matemáticas	0.813	-0.056	-0.131	
Me gusta resolver nuevos problemas en matemáticas	-0.058	0.766	0.180	Satisfacción y Disfrute
Las matemáticas son muy interesantes	-0.091	0.758	0.217	
He disfrutado estudiar matemáticas en la universidad	-0.132	0.722	0.126	
Me gustan mucho las matemáticas	-0.140	0.709	0.472	
Me siento más contento en una clase de matemáticas que en cualquier otra clase	0.018	0.682	0.443	
El desafío que tienen las matemáticas me atrae	-0.122	0.677	0.441	
Me siento cómodo expresando mis propias ideas sobre como buscar soluciones a un problema difícil en matemáticas	-0.040	0.556	0.462	
Preferiría hacer una tarea de matemáticas que escribir un ensayo	-0.085	0.519	0.428	
Creo que soy bueno resolviendo problemas de matemáticas	-0.172	0.341	0.786	Confianza en Habilidades
Puedo resolver problemas de matemáticas sin mucha dificultad	-0.119	0.326	0.780	
Puedo aprender matemáticas fácilmente	-0.146	0.282	0.780	
Tengo mucha confianza cuando trabajo en algo de matemáticas	-0.177	0.453	0.688	
Las matemáticas no me asustan para nada	-0.171	0.178	0.627	

TABLA V
MATRIZ DE COMPONENTES PRINCIPALES DEL ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO

Ítem	Componente		
	1	2	3
Me hace sentir nervioso solo el pensar que tengo que resolver un problema de matemáticas	0.863	-0.078	-0.112
Estudiar matemáticas me hace sentir nervioso	0.857	-0.169	-0.034
Mi mente se queda en blanco o no puedo pensar claramente cuando trabajo en matemáticas	0.843	-0.145	-0.046
Siento un gran estrés en las clases de matemáticas	0.816	-0.051	-0.101
Los cursos de matemáticas son de mis cursos más temidos	0.814	-0.176	-0.113
Tengo un sentimiento de inseguridad cuando trabajo en matemáticas	0.813	-0.138	-0.043
Creo que soy bueno resolviendo problemas de matemáticas	-0.168	0.806	0.302
Puedo resolver problemas de matemáticas sin mucha dificultad	-0.115	0.799	0.281
Puedo aprender matemáticas fácilmente	-0.141	0.798	0.246
Tengo mucha confianza cuando trabajo en algo de matemáticas	-0.173	0.714	0.422
Las matemáticas no me asustan para nada	-0.166	0.640	0.149
Me gusta resolver nuevos problemas en matemáticas	-0.056	0.228	0.759
Las matemáticas son muy interesantes	-0.087	0.267	0.752
He disfrutado estudiar matemáticas en la universidad	-0.129	0.166	0.738
Me gustan mucho las matemáticas	-0.135	0.518	0.694
Me siento más contento en una clase de matemáticas que en cualquier otra clase	0.021	0.482	0.657

La Tabla VI presenta un resumen estadístico de las tres corridas sucesivas realizadas durante el proceso de depuración del instrumento, aplicando análisis factorial exploratorio por componentes principales con rotación Varimax. En cada fase se evaluaron los índices de fiabilidad, adecuación muestral y varianza explicada acumulada. Se observa que el valor del alfa de Cronbach disminuye progresivamente desde 0.818 en la primera corrida (con 23 ítems) hasta 0.752 en la última (con 16 ítems), lo cual era esperable dada la eliminación de ítems con comportamientos inadecuados. Sin embargo, todos los valores superan el umbral mínimo de 0,70 sugerido por la literatura para estudios exploratorios [32].

La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) permanece excelente en todas las corridas, oscilando entre 0.929 y 0.950, lo que indica que los datos son apropiados para el análisis factorial [33]. La prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa en todas las fases ($p < 0.001$), confirmando la presencia de correlaciones suficientes entre los ítems. En términos de varianza explicada acumulada por los tres componentes retenidos, se aprecia un incremento constante desde el 65.21% en la primera corrida hasta el 68.87% en la última, lo cual evidencia una mejora en la estructura factorial del instrumento a medida que se fueron descartando ítems con cargas ambiguas o débiles.

TABLA VI
RESUMEN ESTADÍSTICO POR CORRIDA DEL ANÁLISIS FACTORIAL

Corrida	Cronbach (α)	N° de ítems	KMO	X2	gl	p-valor	S2 explicada (%)
1	0.818	23	0.950	16662.391	253	< 0.001	65.21
2	0.805	19	0.944	12836.715	171	< 0.001	66.10
3	0.752	16	0.929	10653.247	120	< 0.001	68.87

TABLA VII
ESTADÍSTICAS DE FIABILIDAD PARA LAS DIMENSIONES DE LA ESCALA

	Estadísticas de fiabilidad			
Dimensión	N° de elementos	Alfa de Cronbach	CR	AVE
Ansiedad y Rechazo hacia Matemáticas	6	0.924	0.924	0.669
Confianza en Habilidades Matemáticas	5	0.878	0.887	0.615
Satisfacción y Disfrute de Matemáticas	5	0.861	0.861	0.559

En la Tabla VII se observan los valores de alfa de Cronbach, fiabilidad compuesta (CR) y varianza media extraída (AVE) para cada una de las dimensiones del modelo final de 16 ítems. Los coeficientes alfa de Cronbach se ubicaron entre 0.861 y 0.924, evidenciando consistencia interna adecuada, dado que todos los valores se encuentran por encima de 0.80. Adicionalmente, los valores de CR oscilaron entre 0.861 y 0.924, superando el criterio recomendado de 0.70, mientras que los valores de AVE se ubicaron entre 0.559 y 0.669, por encima del umbral de 0.50. Estos resultados aportan evidencia de fiabilidad compuesta y validez convergente del modelo de medida [29].

TABLA VIII
VALIDEZ DISCRIMINANTE MEDIANTE EL CRITERIO HTMT

Relación entre dimensiones	HTMT
Ansiedad y Rechazo – Confianza en Habilidades	0.404
Ansiedad y Rechazo – Satisfacción y Disfrute	0.284
Confianza en Habilidades – Satisfacción y Disfrute	0.812

En la Tabla VIII de manera complementaria, se evaluó la validez discriminante mediante el criterio HTMT entre las dimensiones del modelo final. Los valores obtenidos oscilaron entre 0.284 y 0.812, todos inferiores al punto de referencia de 0.85. En consecuencia, los resultados respaldan la diferenciación empírica entre las dimensiones Ansiedad y Rechazo hacia Matemáticas, Confianza en Habilidades Matemáticas y Satisfacción y Disfrute de Matemáticas.

Con el propósito de evaluar la validez estructural del modelo teórico subyacente al instrumento utilizado, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) mediante técnicas de modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM, por sus siglas en inglés). Esta técnica permite contrastar la adecuación empírica de un modelo hipotetizado en función de la relación entre variables observadas (ítems) y constructos latentes (factores), considerando simultáneamente los errores de medición y las covarianzas entre factores [34]. Con el fin de sustentar el comportamiento distribucional de los datos previo al análisis factorial confirmatorio, se calcularon los estadísticos descriptivos de los 16 ítems finales del instrumento.

TABLA IX
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS Y DISTRIBUCIÓN UNIVARIADA DE LOS 16 ÍTEMS FINALES

Ítem	N	Media	DE	Asimetría	Curtosis
Me hace sentir nervioso solo el pensar que tengo que resolver un problema de matemáticas	1067	2.688	1.132	0.366	-0.634
Estudiar matemáticas me hace sentir nervioso	1067	2.767	1.147	0.301	-0.754
Mi mente se queda en blanco o no puedo pensar claramente cuando trabajo en matemáticas	1067	2.677	1.134	0.480	-0.497
Siento un gran estrés en las clases de matemáticas	1067	2.851	1.117	0.268	-0.660
Los cursos de matemáticas son de mis cursos más temidos	1067	2.991	1.169	0.113	-0.751
Tengo un sentimiento de inseguridad cuando trabajo en matemáticas	1067	2.848	1.121	0.269	-0.638
Creo que soy bueno resolviendo problemas de matemáticas	1067	3.601	0.900	-0.288	-0.124
Puedo resolver problemas de matemáticas sin mucha dificultad	1067	3.397	0.931	-0.056	-0.260
Puedo aprender matemáticas fácilmente	1067	3.651	0.908	-0.365	-0.064
Tengo mucha confianza cuando trabajo en algo de matemáticas	1067	3.565	0.908	-0.157	-0.261
Las matemáticas no me asustan para nada	1067	3.546	1.053	-0.313	-0.602
Me gusta resolver nuevos problemas en matemáticas	1067	4.065	0.837	-0.555	-0.158
Las matemáticas son muy interesantes	1067	4.089	0.775	-0.651	0.507
He disfrutado estudiar matemáticas en la universidad	1067	4.169	0.837	-0.998	1.161
Me gustan mucho las matemáticas	1067	3.746	0.944	-0.359	-0.320
Me siento más contento en una clase de matemáticas que en cualquier otra clase	1067	3.307	1.011	0.055	-0.463

En la Tabla IX los valores de asimetría oscilaron entre -0.998 y 0.480, mientras que los valores de curtosis se ubicaron entre -0.754 y 1.161. Estos resultados evidencian un comportamiento distribucional univariado aproximado a la normalidad, lo cual respalda la estimación del modelo mediante máxima verosimilitud considerando el tamaño muestral del estudio.

El modelo propuesto considera una estructura tridimensional basada en los factores identificados previamente en el análisis exploratorio: AR, S, y C. El análisis confirmatorio se implementó utilizando el estimador máxima verosimilitud (ML), dado el tamaño muestral y el comportamiento distribucional univariado de los ítems, conforme a los supuestos requeridos [35].

Para determinar la bondad de ajuste del modelo se consideraron diversos índices complementarios, entre ellos el Chi-cuadrado relativo (χ^2/gl), el Índice de Ajuste Comparativo (CFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI), el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA) y el SRMR (Standardized Root Mean Square Residual), siguiendo las recomendaciones de [36]. Estos indicadores permiten evaluar la plausibilidad del modelo y la consistencia entre la matriz de covarianzas observadas y la esperada según el modelo teórico especificado.

Los resultados del análisis factorial confirmatorio indican que el modelo de medida compuesto por tres factores latentes — AR, C, y S— presenta un ajuste estadísticamente adecuado a los datos observados. El valor de chi-cuadrado fue significativo (χ^2 (101)=499.057;p<0,001), lo cual era esperable dada la sensibilidad de este índice al tamaño muestral; sin embargo, el cociente $\chi^2/gl = 4.941$ es aceptable para modelos con múltiples parámetros [34].

Los índices de error absoluto, RMSEA (0,061) y SRMR (0,037), se encuentran dentro de los rangos recomendados (< 0.08), indicando un error de aproximación aceptable entre la matriz de covarianzas observada y la estimada. Los índices incrementales CFI (0.964), TLI (0.957) y NFI (0.955) superan los umbrales establecidos en la literatura (> 0.95), lo cual respalda la calidad del ajuste del modelo propuesto [36].

Asimismo, los índices relativos a la parsimonia, PNFI (0.804) y PGFI (0.699), reflejan un equilibrio entre la complejidad del modelo y su capacidad explicativa [29]. Los valores de GFI (0.941) y AGFI (0.920) evidencian un ajuste absoluto satisfactorio.

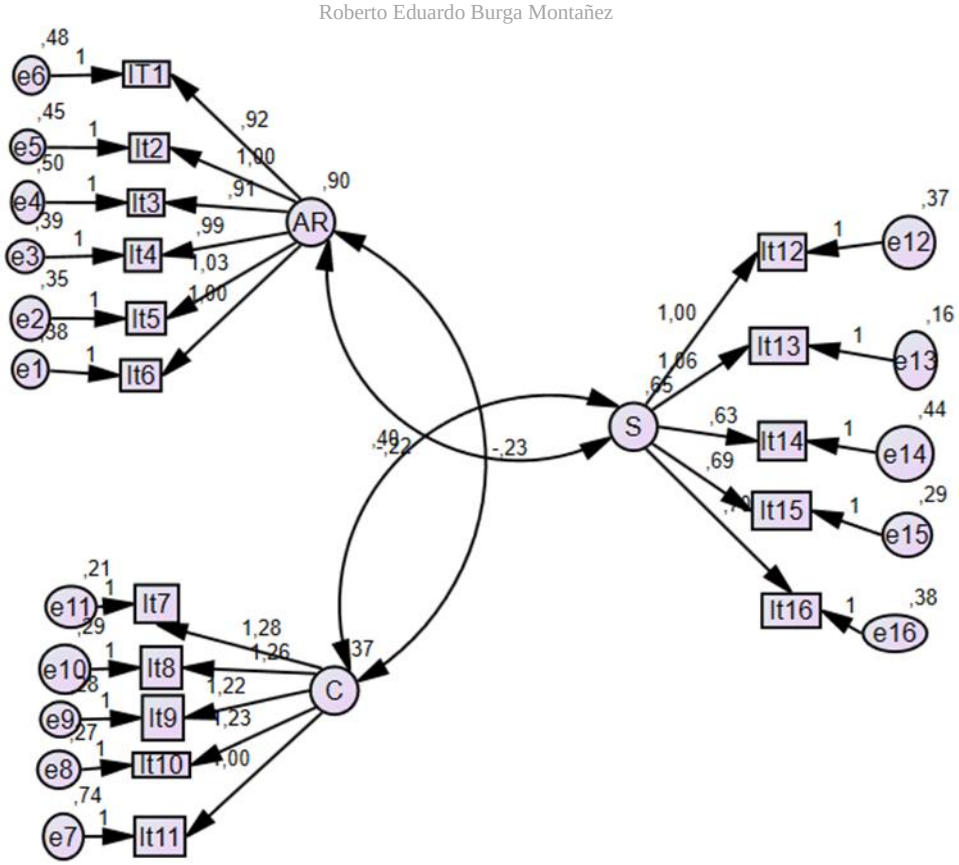

Fig. 1: Modelo de medida trifactorial del CARSD-MAT. La figura muestra el análisis factorial confirmatorio con tres factores latentes: Ansiedad-Rechazo (AR), Confianza (C) y Satisfacción-Disfrute (S). Las flechas unidireccionales representan las cargas factoriales estandarizadas de los ítems observados (It1–It16) sobre su factor. Los círculos e1–e16 indican errores de medición. Las flechas curvas reflejan covarianzas significativas entre factores latentes.

La Tabla X presenta la comparación entre los criterios teóricos de referencia y los resultados obtenidos en el modelo CARSD-MAT. El cociente χ^2/gl fue de 4.941, ubicándose dentro del rango aceptable establecido para modelos de medición. Asimismo, los índices de error absoluto RMSEA (0.061) y SRMR (0.037) se mantuvieron por debajo de los valores máximos recomendados. Los índices de ajuste incremental CFI (0.964), TLI (0.957) y NFI (0.955) superaron el criterio de 0.95, mientras que los índices GFI (0.941) y AGFI (0.920) evidenciaron un ajuste absoluto satisfactorio. Finalmente, los índices de parsimonia PNFI (0.804) y PGFI (0.699) cumplieron con los valores de referencia, lo que respalda la adecuación global del modelo de medida propuesto.

TABLA X
COMPARACIÓN ENTRE CRITERIOS TEÓRICOS Y RESULTADOS DEL MODELO CARSD-MAT

Índice	Referencia teórica	Resultado modelo CARSD-MAT
χ^2/gl	≤ 5	4.941
RMSEA	≤ 0.08	0.061
SRMR	≤ 0.06	0.037
CFI	≥ 0.95	0.964
TLI	≥ 0.95	0.957
NFI	≥ 0.95	0.955
GFI	≥ 0.90	0.941
AGFI	≥ 0.90	0.920
PNFI	≥ 0.80	0.804
PGFI	≥ 0.60	0.699

III. RESULTADOS, ANÁLISIS E INTERPRETACIÓN

Los resultados evidencian la validez psicométrica del CARSD-MAT para evaluar actitudes hacia las matemáticas en universitarios hispanoamericanos. La estructura de tres dimensiones AR, S y C coincide con los modelos propuestos en estudios previos [3], [4], lo que respalda la pertinencia conceptual del instrumento.

El análisis factorial exploratorio permitió depurar el instrumento y aumentar la varianza explicada hasta 68.87%, valor que supera los estándares considerados para escalas educativas [28]. Los indicadores de adecuación muestral también fueron favorables: el KMO se ubicó entre 0.929 y 0.950, y la prueba de Bartlett resultó significativa con $p < 0.001$, lo que confirma que los datos eran adecuados para el análisis factorial [30]. La fiabilidad interna por dimensión fue alta, con valores entre 0.861 y 0.924, superando el umbral recomendado para escalas consolidadas [29], [32]. Estos resultados indican consistencia en la medición de los constructos.

El análisis factorial confirmatorio respaldó la estructura teórica del instrumento. Aunque el índice chi-cuadrado fue significativo, el cociente chi-cuadrado/gl (4.941) se mantuvo dentro de rangos aceptables, considerando la sensibilidad de este indicador al tamaño de la muestra [34]. Los índices de ajuste incremental (CFI = 0.964, TLI = 0.957, NFI = 0.955) y de error absoluto (RMSEA = 0.061, SRMR = 0.037) mostraron un

ajuste adecuado, de acuerdo con Hu y Bentler [36], y los índices de parsimonia (PNFI = 0.804, PGFI = 0.699) reflejaron equilibrio entre simplicidad y poder explicativo.

La dimensión AR presentó las cargas factoriales más altas, reflejando su peso emocional en las actitudes negativas, como han señalado estudios previos [5]. La dimensión C se comportó como un indicador de autoeficacia, en línea con Bandura [14]. Desde una perspectiva pedagógica, estas configuraciones no solo representan dimensiones psicométricas, sino formas en que el sujeto se comprende y se posiciona frente al saber matemático, lo cual permite interpretar las actitudes como expresiones de construcción de sentido en la experiencia educativa [37]. La eliminación de ítems proyectivos o hipotéticos respondió a su bajo rendimiento y a su posible susceptibilidad al sesgo de deseabilidad social; con ello, se fortalecieron la validez interna y la utilidad educativa del instrumento [25].

En conjunto, los resultados muestran que el CARSD-MAT es un instrumento útil para el diagnóstico y la investigación, ya que permite identificar perfiles actitudinales y orientar intervenciones educativas que consideren el componente afectivo en el aprendizaje de las matemáticas.

IV. CONCLUSIONES

Los resultados ofrecen pruebas en favor de la validez psicométrica del CARSD-MAT, una herramienta elaborada para evaluar las actitudes hacia las matemáticas en un contexto universitario. Así, la aplicación de un procedimiento que pasó por juicio de expertos, análisis factorial exploratorio (AFE) y análisis factorial confirmatorio (AFC) dio paso a una estructura formada por tres dimensiones de los factores AR, S y C. Además, respaldan la consistencia interna y la validez estructural de la herramienta. Las tres dimensiones mostraron altos niveles de fiabilidad y los índices de ajuste favorecieron un modelo que se ajusta tanto desde la perspectiva estadística como teórica. De este modo, se puede indicar que el CARSD-MAT se configura como una herramienta válida para evaluar perfiles actitudinales en estudiantes universitarios y para guiar e intervenir con la educación basada en evidencias. Por otro lado, la depuración de ítems ha permitido mejorar la precisión semántica y la adaptación cultural de la herramienta, reforzando así su uso en los contextos hispanoparlantes donde hay pocos instrumentos validados en español para evaluar las actitudes hacia las matemáticas. El estudio tiene limitaciones que vale la pena reconocer: el muestreo por conveniencia hace difícil extender los hallazgos más allá de la muestra, y como el diseño es transversal, no se pueden establecer causas. El uso exclusivo de escalas Likert también es un problema, ya que algunos participantes responden lo que creen que se espera de ellos y no todos interpretan los ítems de la misma forma.

V. RECOMENDACIONES

Se recomienda utilizar el instrumento CARSD-MAT, en muestras universitarias más extensas y variadas en función de los estudiantes de otras universidades, de otras regiones y de otros niveles de formación. Esto podría contribuir a incrementar la validez externa del instrumento y comprobar que el modelo de tres dimensiones se mantiene en otro contexto educativo. Por otro lado, en el caso de llevarse a cabo estudios futuros comparando los resultados en función de variables como el género, la facultad, el semestre y la evaluación en las asignaturas de matemáticas, se podría lograr identificar a estudiantes que presenten niveles más elevados de ansiedad, niveles menores de confianza o niveles bajos de satisfacción hacia las matemáticas, facilitando el diseño de las estrategias de intervención pedagógicas más adecuadas.

Por último, el instrumento CARSD-MAT se recomienda que pueda ser utilizado como herramienta de diagnóstico y seguimiento institucional, con la posibilidad de que su implementación pudiera contribuir a la detección temprana de las actitudes negativas hacia las matemáticas y a definir acciones de acompañamiento académico, del fortalecimiento de la confianza, y de la promoción de experiencias de enseñanza-aprendizaje más positivas.

VI. AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a la Facultad de Ciencias Básicas y Biomédicas de la Universidad Simón Bolívar por el apoyo administrativo y técnico brindado para la realización de esta investigación.

VII. REFERENCIAS

[1] I. M. Gómez-Chacón, Afectos y creencias en el aprendizaje de las matemáticas. Madrid, España: Editorial Narcea, 2000.
[2] X. Ma and N. Kishor, “Assessing the relationship between attitude toward mathematics and achievement in mathematics: A meta-analysis,” Journal for Research in Mathematics Education, vol. 28, no. 1, pp. 26–47, 1997.
[3] M. S. Hannula, “Affect in mathematics education,” in Encyclopedia of Mathematics Education. Dordrecht, The Netherlands: Springer, 2014, pp. 23–27.
[4] D. B. McLeod, “Research on affect in mathematics education: A reconceptualization,” in Handbook of Research on Mathematics Teaching and Learning, D. A. Grouws, Ed. New York, NY, USA: Macmillan, 1992, pp. 575–596.
[5] G. Ramirez, S. T. Shaw, and E. A. Maloney, “Math anxiety: Past research, promising interventions, and a new interpretation framework,” Educational Psychologist, vol. 53, no. 3, pp. 145–164, 2018, doi: 10.1080/00461520.2018.1447384.
[6] A. H. Closas, S. N. Gatica, and J. A. Renaudo, “Validación de un cuestionario sobre actitudes hacia las matemáticas de estudiantes preuniversitarios,” Épsilon-Revista de Educación Matemática, vol. 30, no. 1, pp. 9–24, 2013.
[7] C. Barroso, C. M. Ganley, A. L. McGraw, E. A. Geer, S. A. Hart, and M. C. Daucourt, “A meta-analysis of the relation between math anxiety and math achievement,” Psychological Bulletin, vol. 147, no. 2, pp. 134–168, 2021.
[8] A. Suherman and T. Vidákovich, “Adaptation and validation of students’ attitudes toward mathematics to Indonesia,” Eurasia Journal of Mathematics, Science and Technology Education, vol. 18, no. 8, art. em2143, 2022.

[9] S. C. Sebial et al., "Development and validation of the Mathematics Attitude Scale (MAS) for high school students in the Southern Philippines," International Journal of Innovation, Creativity and Change, vol. 8, no. 2, pp. 146–167, 2019.
[10] C. León-Mantero, J. C. Casas-Rosal, C. Pedrosa-Jesús, and A. Maz-Machado, "Measuring attitude towards mathematics using Likert scale surveys: The weighted average," PLOS ONE, vol. 15, no. 10, art. e0239626, 2020.
[11] S. Zamir, Z. Yang, H. Wenwu, and U. Sarwar, "Assessing the attitude and problem-based learning in mathematics through PLS-SEM modeling," PLOS ONE, vol. 17, no. 5, art. e0266363, 2022.
[12] T. C. Mutohir, T. Lowrie, and S. M. Patahuddin, "The development of a student survey on attitudes towards mathematics teaching-learning processes," Journal on Mathematics Education, vol. 9, no. 1, pp. 1–14, 2018.
[13] S. Srikoon and P. Thonjeang, "Construct validity of attitudes towards mathematics questionnaire," Journal of Physics: Conference Series, vol. 1340, no. 1, art. 012019, 2019.
[14] A. Bandura, Self-efficacy: The Exercise of Control. New York, NY, USA: Macmillan, 1997.
[15] B. Hoffman and G. Schraw, "Self-efficacy and academic success in STEM education: A meta-analysis," Educational Psychology Review, vol. 22, no. 1, pp. 1–16, 2010.
[16] S. J. Spencer, C. M. Steele, and D. M. Quinn, "Stereotype threat and women's math performance," Journal of Experimental Social Psychology, vol. 35, no. 1, pp. 4–28, 1999.
[17] C. Good, J. Aronson, and M. Inzlicht, "Reducing the effects of stereotype threat on African American college students by shaping theories of intelligence," Journal of Experimental Social Psychology, vol. 44, no. 2, pp. 399–411, 2008.
[18] S. Kim, J. Keller, and E. Loh, "A longitudinal study of the effects of attitudes toward mathematics on academic achievement," Educational Psychology, vol. 35, no. 4, pp. 412–431, 2015.
[19] M. Orozco-Guzmán, J. Villanueva-Cantillo, F. M. Acuña, S. O. Castro, and E. S. Malo, "Factors that promote positive attitudes towards mathematics in higher education students," Journal of Physics: Conference Series, vol. 1514, no. 1, art. 012027, 2020.
[20] J. Roschelle, M. Bakia, and Y. Toyama, "Digital mathematics learning: The impact of technology on student attitudes," Computers & Education, vol. 95, pp. 175–189, 2016.
[21] E. Auzmendi, Las actitudes hacia la matemática-estadística en las enseñanzas medias y universitarias: características y medición. Bilbao, España: Mensajero, 1992.
[22] M. A. Cazorla, J. F. Silva, C. M. M. Vendramini, and A. M. Brito, "Actitudes hacia la estadística en estudiantes universitarios: Validación de una escala," Boletín de Educación Matemática, vol. 13, no. 1, pp. 203–212, 1999.
[23] E. Fennema and J. Sherman, Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales: Instruments Designed to Measure Attitudes Toward the Learning of Mathematics by Females and Males. Madison, WI, USA: University of Wisconsin Research and Development Center for Cognitive Learning, 1976.
[24] M. Tapia and G. E. Marsh II, "Un instrumento para medir las actitudes hacia las matemáticas," Intercambio Académico Trimestral, vol. 8, no. 2, pp. 16–21, 2004.
[25] M. Evangelopoulou, N. Jiménez-Fanjul, and M. J. Madrid, "Classroom-based mathematics anxiety among students in Greek secondary education: A perspective from math teachers," Operations Research Forum, vol. 4, no. 4, art. 74, 2023.
[26] C. H. Lawshe, "A quantitative approach to content validity," Personnel Psychology, vol. 28, no. 4, pp. 563–575, 1975, doi: 10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x.
[27] T. Rutherford-Hemming, "Determining content validity and reporting a content validity index for simulation scenarios," Nursing Education Perspectives, vol. 36, no. 6, pp. 389–393, 2015, doi: 10.5480/15-1644.
[28] A. B. Costello and J. W. Osborne, "Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis," Practical Assessment, Research, and Evaluation, vol. 10, no. 1, art. 7, 2005.
[29] J. F. Hair, W. C. Black, B. J. Babin, and R. E. Anderson, Multivariate Data Analysis, 8th ed. Boston, MA, USA: Cengage Learning, 2019.
[30] A. Field, Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics, 5th ed. London, U.K.: SAGE Publications, 2018.
[31] L. R. Fabrigar, D. T. Wegener, R. C. MacCallum, and E. J. Strahan, "Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research," Psychological Methods, vol. 4, no. 3, pp. 272–299, 1999, doi: 10.1037/1082-989X.4.3.272.
[32] D. George and P. Mallery, Reliability Statistics. Boston, MA, USA: Pearson Education, 2003.
[33] H. F. Kaiser, "An index of factorial simplicity," Psychometrika, vol. 39, no. 1, pp. 31–36, 1974.
[34] R. B. Kline, Principles and Practice of Structural Equation Modeling, 4th ed. New York, NY, USA: Guilford Press, 2015.
[35] T. A. Brown, Confirmatory Factor Analysis for Applied Research, 2nd ed. New York, NY, USA: Guilford Publications, 2015.
[36] L. Hu and P. M. Bentler, "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives," Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, vol. 6, no. 1, pp. 1–55, 1999, doi: 10.1080/10705519909540118.
[37] M. Pallarès Piquer, J. V. Villalobos, J. D. Hernández Albarracín, and I. Cabero Fayos, "Pedagogía con carácter: aproximación a la disciplina pedagógica como campo de reflexión del sujeto de la educación a partir de Ricoeur," Bajo Palabra, no. 24, pp. 525–546, 2020.