

Rosa Galindo Galindo

ARTICULO - FINAL.docx

 Universidad Peruana Union

Detalles del documento

Identificador de la entrega

trn:oid:::29566:596988995

Fecha de entrega

2 jun 2026, 10:39 p.m. GMT-5

Fecha de descarga

2 jun 2026, 10:58 p.m. GMT-5

Nombre del archivo

ARTICULO - FINAL.docx

Tamaño del archivo

512.5 KB

25 páginas

10.351 palabras

60.438 caracteres

8% Similitud general

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para ca...

Filtrado desde el informe

- ▶ Bibliografía
- ▶ Texto citado
- ▶ Texto mencionado
- ▶ Coincidencias menores (menos de 12 palabras)

Fuentes principales

- 6%  Fuentes de Internet
- 3%  Publicaciones
- 5%  Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Marcas de integridad

N.º de alertas de integridad para revisión

No se han detectado manipulaciones de texto sospechosas.

Los algoritmos de nuestro sistema analizan un documento en profundidad para buscar inconsistencias que permitirían distinguirlo de una entrega normal. Si advertimos algo extraño, lo marcamos como una alerta para que pueda revisarlo.

Una marca de alerta no es necesariamente un indicador de problemas. Sin embargo, recomendamos que preste atención y la revise.

Fuentes principales

- 6% Fuentes de Internet
- 3% Publicaciones
- 5% Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Fuentes principales

Las fuentes con el mayor número de coincidencias dentro de la entrega. Las fuentes superpuestas no se mostrarán.

1	Trabajos entregados		
	Dongguk University on 2024-04-03		3%
2	Internet		
	eprints.uad.ac.id		2%
3	Internet		
	www.mdpi.com		1%
4	Internet		
	www.researchgate.net		<1%
5	Internet		
	pure.uva.nl		<1%
6	Internet		
	www.scielo.cl		<1%
7	Internet		
	coek.info		<1%
8	Publicación		
	Nada Sarkis, Nada Jabbour Al Maalouf, Souha Al Geitany. "The Power of Digital En...		<1%
9	Trabajos entregados		
	Universidad San Marcos on 2024-07-14		<1%
10	Internet		
	www.efast.doi.gov		<1%
11	Publicación		
	César Daniel Costa-Ball, María Eugénia Fernández, Urbano Lorenzo-Seva, Lilian D...		<1%

12	Internet	www.frontiersin.org	<1%
13	Publicación	Choque Dextre, Yency Edith. "Modelo estadístico de clasificación y predicción en t...	<1%
14	Trabajos entregados	Corporación Universitaria Minuto de Dios, UNIMINUTO on 2025-09-15	<1%
15	Trabajos entregados	Universidad Cesar Vallejo on 2016-02-28	<1%
16	Trabajos entregados	Universidad Cesar Vallejo on 2018-07-22	<1%
17	Internet	doaj.org	<1%
18	Internet	gredos.usal.es	<1%
19	Internet	hdl.handle.net	<1%
20	Internet	multimedia.elsevier.es	<1%
21	Internet	revistatransformar.cl	<1%

Actitudes hacia la matemática en estudiantes de nivel secundaria: Análisis factorial e invarianza por género

Rosa Aurora Galindo-Galindo¹, Juan Jesús Soria-Quijate¹

¹Universidad Peruana Unión, Carretera Central Km 19.5 Ñaña, Chosica, 150118 Lima Perú

Article Info

Article history:

Received Jun 9, 2018

Revised Nov 20, 2018

Accepted Dec 11, 2018

Keywords:

Actitudes hacia la Matemática, Modelo SEM, AFE y AFC, validación psicométrica, conducta de aprendizaje.

ABSTRACT (10 PT)

Las actitudes hacia la matemática constituyen un componente fundamental del aprendizaje escolar debido a su influencia en la motivación, el compromiso académico y el rendimiento estudiantil. En el contexto peruano, existe limitada disponibilidad de instrumentos psicométricamente validados para evaluar este constructo en educación secundaria. El Math and Me Survey, desarrollado originalmente en un contexto anglosajón, carece de estudios de adaptación cultural y validación empírica en población peruana. El objetivo de este estudio fue adaptar y analizar las propiedades psicométricas del instrumento en estudiantes peruanos de secundaria, evaluando su estructura factorial y pertinencia conceptual. Se empleó un enfoque cuantitativo con diseño instrumental y transversal. La muestra estuvo conformada por 486 estudiantes de primero (secciones A-H) y segundo grado (secciones A-G), 249 mujeres y 237 hombres, con edades entre 12 y 14 años ($M = 12.9$; $DE = 0.80$). El instrumento fue sometido a un proceso de adaptación lingüística y cultural, seguido de un análisis factorial confirmatorio para evaluar su estructura interna. Los resultados evidenciaron un modelo de tres dimensiones: disfrute de la matemática, autopercepciones matemáticas y utilidad percibida. La mayoría de los ítems presentó cargas factoriales estandarizadas superiores a .50 y significativas, respaldando la validez convergente. Las correlaciones interfactoriales indicaron dimensiones relacionadas pero diferenciables. El modelo mostró buen ajuste ($CFI = .998$; $TLI = .932$; $RMSEA = .0001$; $SRMR = .044$; $NFI = .963$). Se concluye que la versión adaptada presenta evidencia de validez estructural y constituye una herramienta pertinente para evaluar actitudes hacia la matemática en estudiantes peruanos de secundaria.

Copyright © 2019 Institute of Advanced Engineering and Science.
All rights reserved.

Corresponding Author:

Rosa Aurora Galindo Galindo,

Universidad Peruana Unión, Carretera Central Km 19.5 Ñaña, Chosica, 150118 Lima Perú

Email: rosagalindo@upeu.edu.pe

1. INTRODUCTION

Las actitudes hacia la matemática constituyen un componente afectivo esencial que influye significativamente en el aprendizaje, la motivación y el rendimiento académico de los estudiantes. Desde edades tempranas, los niños desarrollan percepciones sobre su competencia matemática, su agrado por la asignatura y la utilidad que atribuyen a las matemáticas en la vida cotidiana. Estas creencias y emociones, conocidas como actitudes hacia la matemática, determinan en gran medida la disposición del estudiante para enfrentar desafíos cognitivos y persistir ante las dificultades [1].

Diversos estudios han demostrado que los alumnos que disfrutan de la matemática y poseen una autoeficacia elevada tienden a mostrar mayor compromiso y mejores resultados académicos [2]. Sin embargo, en el contexto latinoamericano y, particularmente, en el sistema educativo peruano, la evidencia



empírica sobre las actitudes hacia la matemática en estudiantes de educación secundaria es todavía limitada, a pesar de los retos que enfrenta el país en el desarrollo del pensamiento lógico-matemático y en el rendimiento reportado por evaluaciones internacionales como PISA o ERCE.

En este sentido, la medición válida y confiable de las actitudes hacia la matemática se vuelve fundamental para diseñar estrategias pedagógicas y políticas educativas que fomenten el interés y la confianza de los estudiantes en esta disciplina. El instrumento Math and Me Survey (M&MS), desarrollado por [3], representa uno de los aportes más sólidos en la evaluación psicométrica de las actitudes hacia la matemática en estudiantes de tercer a sexto grado. Este instrumento mide dos dimensiones principales: la percepción matemática de sí mismo y el disfrute de la matemática, ambas estrechamente relacionadas con el desempeño y la motivación intrínseca. No obstante, el M&MS fue diseñado y validado en un contexto sociocultural distinto al latinoamericano, por lo que resulta necesario realizar procesos de adaptación y validación transcultural que aseguren la pertinencia lingüística y cultural del instrumento en estudiantes peruanos. La diversidad sociolingüística y educativa del Perú, sumada a las diferencias de género y las brechas urbano-rurales, exige una evaluación empírica de las propiedades psicométricas de esta escala en este nuevo contexto.

Por ello, el presente estudio tiene como propósito adaptar el “Math and Me Survey” a la realidad peruana y analizar sus propiedades psicométricas en una muestra de estudiantes de primer y segundo grado de educación secundaria, provenientes de distintas secciones (A–H en primer grado y A–G en segundo grado). Asimismo, se evalúa la invarianza factorial por género [4], con el fin de determinar si el instrumento mide de manera equivalente las actitudes hacia la matemática en varones y mujeres, permitiendo una interpretación justa y comparativa de los resultados.

La investigación busca proporcionar una herramienta válida, confiable y culturalmente pertinente para evaluar las actitudes hacia la matemática en el contexto peruano[1], contribuyendo así al desarrollo de investigaciones educativas y a la mejora de las prácticas pedagógicas orientadas al fortalecimiento del vínculo afectivo y cognitivo de los estudiantes con las matemáticas.

La literatura conceptualiza las actitudes matemáticas como un constructo multidimensional que integra componentes afectivos, cognitivos y conductuales, estrechamente vinculados al rendimiento y la trayectoria académica [5]. En este contexto, la Math and Me Survey fue desarrollada por Adelson y McCoach (2011) con base en modelos de autoconcepto académico y motivación, proponiendo dimensiones centradas en el disfrute y la autopercepción matemática, constructos con respaldo empírico en la literatura motivacional[6]. Sin embargo, aunque el instrumento ha mostrado propiedades psicométricas adecuadas en su versión original y en algunas adaptaciones culturales, existe escasa evidencia en población latinoamericana y particularmente en estudiantes de educación secundaria, etapa evolutiva donde las actitudes tienden a experimentar cambios significativos y diferencias por género [7]. La ausencia de instrumentos validados en el contexto peruano limita la comparabilidad internacional y la calidad de la investigación local. Por ello, la relevancia científica y contextual de adaptar y evaluar la estructura factorial e invarianza del Math and Me Survey en secundaria, contribuye al campo desde una perspectiva psicométrica rigurosa.

2. REVIEW LITERATURE

2.1 Actitudes hacia la matemática: concepto y relevancia educativa

Las actitudes hacia la matemática constituyen un constructo multidimensional que integra componentes cognitivos, afectivos y conductuales [8]. Se refieren al conjunto de creencias, sentimientos y predisposiciones que los estudiantes desarrollan frente al aprendizaje y uso de las matemáticas [9]. Estas actitudes influyen directamente en el rendimiento académico, la motivación intrínseca y la persistencia ante las dificultades [6].

En el contexto educativo, las actitudes positivas hacia la matemática se asocian con una mayor participación, autoconfianza y disfrute del aprendizaje, mientras que las actitudes negativas se vinculan con ansiedad

matemática, evitación de tareas y bajo rendimiento (Forgasz et al., 1999, Gómez, 2009). Por tanto, evaluar y comprender las actitudes hacia la matemática resulta esencial para orientar estrategias pedagógicas que promuevan el bienestar emocional y el éxito académico de los estudiantes.

En el caso peruano, estudios recientes [12] evidencian que una proporción considerable de estudiantes de educación secundaria presenta actitudes desfavorables hacia la matemática, lo que repercute en su bajo desempeño en evaluaciones nacionales e internacionales. Estas evidencias justifican la necesidad de contar con instrumentos válidos y confiables que permitan comprender las actitudes matemáticas desde una perspectiva culturalmente contextualizada.

2.2 Percepción matemática de sí mismo (autoeficacia y autoconcepto)

La percepción matemática de sí mismo comprende las creencias del estudiante acerca de su capacidad para aprender y desempeñarse adecuadamente en matemáticas [13]. Este constructo integra dos componentes: la autoeficacia matemática [2] y el autoconcepto académico [6].

La autoeficacia matemática se define como la confianza del estudiante en su habilidad para resolver tareas y problemas matemáticos con éxito [14]. Numerosas investigaciones han demostrado que una autoeficacia elevada predice un mayor esfuerzo, persistencia y logro académico [15]. En cambio, una baja autoeficacia genera evitación, ansiedad y expectativas negativas sobre el aprendizaje.

Por su parte, el autoconcepto matemático hace referencia a las percepciones y valoraciones que el estudiante tiene sobre su competencia en esta área [16]. Según la teoría del aprendizaje social cognitivo [2], ambos constructos están estrechamente relacionados, dado que las experiencias de éxito o fracaso académico moldean las percepciones del estudiante sobre su propia capacidad.

En el contexto peruano, investigaciones locales [17], muestran que los estudiantes con mayor autoconfianza y percepción positiva de sus habilidades matemáticas tienden a obtener mejores resultados y presentan menor ansiedad matemática. Por ello, la medición de esta dimensión es fundamental para identificar factores personales que inciden en el rendimiento y la participación en el aprendizaje de la matemática.

2.3 Disfrute de la matemática (motivación intrínseca y afectividad)

El disfrute de la matemática alude al grado de placer, interés y satisfacción que experimenta el estudiante al realizar actividades relacionadas con las matemáticas (Adelson & McCoach, 2011^a, Panadero & Alonso-Tapia, 2014). Este componente afectivo está estrechamente vinculado con la motivación intrínseca, entendida como la tendencia a realizar una actividad por el gusto o desafío que representa [19].

Los estudiantes que disfrutan la matemática suelen involucrarse activamente, utilizar estrategias de autorregulación y perseverar ante las dificultades [20]. Por el contrario, la falta de disfrute se asocia con el desinterés, la procrastinación y la ansiedad [21]. En países latinoamericanos, investigaciones recientes han evidenciado que el disfrute por la matemática disminuye progresivamente a lo largo de la educación secundaria, siendo más pronunciado en las mujeres [11].

En el Perú, la percepción de la matemática como una asignatura difícil o inaccesible contribuye al desagrado hacia la materia, lo que afecta tanto la participación en clase como la elección de carreras científicas y tecnológicas [22]. Por ello, la comprensión de esta dimensión resulta clave para el diseño de intervenciones educativas que promuevan experiencias de aprendizaje más significativas y emocionalmente positivas.

La escala Math and Me Survey fue diseñada específicamente para medir actitudes hacia las matemáticas en niños entre tercer y sexto grado, centrándose en dos dimensiones principales: disfrute de las matemáticas y autopercepción matemática. El estudio original incluyó procedimientos rigurosos de validación como análisis factorial exploratorio y confirmatorio, análisis de confiabilidad interna y análisis de ítems, estableciendo un punto de referencia para posteriores adaptaciones culturales y educativas [3]. La revisión de literatura especializada sobre actitudes matemáticas destaca explícitamente el uso de la Math and Me Survey como una de las herramientas psicométricas de referencia en estudios cuantitativos de actitudes hacia la matemática, señalando su contribución al campo de la medición afectiva en matemáticas [7].



Adaptaciones culturales de la escala han mostrado su aplicabilidad en diferentes contextos, aunque en niveles educativos distintos del secundario. Por ejemplo, la adaptación turca del instrumento mostró altos coeficientes de consistencia interna ($\alpha > .88$) y replicó la estructura factorial de la escala original, lo que apoya su robustez psicométrica dentro de entornos educativos diversos [23]. Diversas adaptaciones recientes de la Math and Me Survey en contextos hispanohablantes han explorado la estructura factorial de la escala, identificando subdimensiones de auto-concepto matemático y disfrute, aunque también han encontrado retos en la replicación de algunos índices de ajuste confirmatorio que sugieren la necesidad de refinamientos metodológicos cuando se aplica fuera del nivel original de diseño (escolar primaria) [24]. Aunque pocas investigaciones han aplicado directamente la Math and Me Survey en secundaria, la literatura sobre actitudes matemáticas en ese nivel educativo enfatiza tendencias que la escala puede capturar, como diferencias por género, rol del contexto escolar y experiencias de aprendizaje; lo anterior justifica la importancia de adaptar escalas ya validadas para poblaciones de educación secundaria [7].

La escala Math and Me Survey representa un instrumento ampliamente utilizado para evaluar actitudes matemáticas en estudiantes de educación básica, con evidencia empírica sólida respecto a su confiabilidad y estructura factorial en contextos educativos múltiples. Aunque el uso específico en secundaria es todavía limitado, su aplicación en estudios psicométricos y adaptaciones culturales (Turquía, España) demuestra su potencial para medir constructos clave como el disfrute matemático y la autopercepción, los cuales son también centrales en estudios de secundaria y de análisis de invarianza por género. Por ello, su adaptación y validación para estudiantes de secundaria justifica su inclusión como base metodológica en tu estudio, particularmente para responder a brechas identificadas en la literatura reciente.

La elección de adaptar la Math and Me Survey para estudiantes de educación secundaria se sustenta tanto en criterios conceptuales como psicométricos sólidos frente a otras escalas existentes en la literatura. Aunque instrumentos clásicos como la Fennema–Sherman Mathematics Attitude Scales y el Attitudes Toward Mathematics Inventory han sido ampliamente utilizados para evaluar actitudes hacia la matemática en niveles medios y superiores, estos presentan limitaciones prácticas y psicométricas cuando se aplican a poblaciones jóvenes, especialmente por su extensión, complejidad de lectura y número de ítems, lo que puede afectar la calidad de las respuestas y la comprensión de los reactivos en estudiantes adolescentes [3]. Por el contrario, la Math and Me Survey fue desarrollada con un enfoque explícito en la claridad conceptual y comprensibilidad de los ítems, delimitando dos dimensiones teóricamente relevantes disfrute de las matemáticas y autopercepciones matemáticas, que reflejan tanto el componente afectivo como el componente de autoeficacia cognitiva del constructo actitudinal. Su proceso de validación incluyó análisis factorial exploratorio y confirmatorio, evaluación de confiabilidad interna y análisis de validez externa, ofreciendo evidencia psicométrica robusta para su uso en contextos educativos (α consistentes y estructura factorial estable) [24]. Además, esta escala utiliza un lenguaje accesible y una estructura Likert de 5 puntos adecuada para cohortes de escolares, facilitando comparaciones entre subgrupos (por ejemplo, género) mediante análisis de invarianza, lo cual constituye una aportación metodológica relevante para estudios cuantitativos en el nivel de secundaria, donde la investigación sobre actitudes aún carece de instrumentos validados con procedimientos psicométricos actualizados y adaptados culturalmente. Esta adaptación, por tanto, fortalece la medición del constructo al conjugar rigor teórico y solidez estadística, posicionándose como una alternativa eficaz frente a otros instrumentos más tradicionales o con múltiples dimensiones no directamente relacionadas con la experiencia afectiva y cognitiva de las matemáticas en adolescentes.

2.4 Invarianza factorial por género en las actitudes hacia la matemática

Diversos estudios han reportado diferencias de género en las actitudes hacia la matemática, especialmente en la autopercepción y el disfrute [25]. Las investigaciones tienden a mostrar que los varones manifiestan mayor autoconfianza y disfrute, mientras que las mujeres reportan mayores niveles de ansiedad o baja autoeficacia [18].

Sin embargo, es fundamental verificar si los instrumentos utilizados para medir dichas actitudes funcionan de manera equivalente entre hombres y mujeres, a través del análisis de invarianza factorial [26]. Este procedimiento garantiza que las comparaciones entre grupos sean válidas y que las diferencias observadas reflejen verdaderos contrastes actitudinales y no sesgos de medición. En el contexto peruano, aún existen pocos estudios que analicen la estructura factorial de las actitudes hacia la matemática y su invarianza por género, lo cual representa una contribución relevante del presente estudio.

2.5 Conductas de aprendizaje

Las conductas de aprendizaje constituyen el conjunto de acciones, actitudes y estrategias que los estudiantes manifiestan durante los procesos educativos y que reflejan su nivel de compromiso, autorregulación y adaptación al entorno escolar [27]. Estas conductas no solo están vinculadas con el rendimiento académico, sino también con factores socioemocionales, como la disciplina, la motivación intrínseca y la resiliencia [28]. En contextos escolares, las conductas de aprendizaje se observan en la participación activa, la atención sostenida, la gestión del tiempo, la perseverancia ante la dificultad y el cumplimiento de normas y tareas [29]. Desde la perspectiva de los docentes, dichas conductas representan indicadores visibles del grado de autorregulación y de la capacidad del estudiante para manejar la frustración o el fracaso, aspectos estrechamente relacionados con la resiliencia académica [30].

Diversos estudios han demostrado que la disciplina entendida como autocontrol y regulación del comportamiento favorece la adopción de conductas de aprendizaje positivas. [31] encontró que los estudiantes con mayor autoeficacia y autodisciplina mostraban niveles superiores de motivación y resiliencia ante la presión académica. Asimismo, investigaciones recientes señalan que el clima de aula y la percepción del docente sobre la conducta del estudiante influyen significativamente en la manera en que éste internaliza las normas y desarrolla hábitos de estudio eficaces [32].

3. METHOD

3.1. Diseño y participantes

El presente estudio es de tipo instrumental [15], dado que su propósito principal es analizar las propiedades psicométricas de un instrumento adaptado al contexto peruano. Se empleó un diseño no experimental, transversal y cuantitativo, orientado a examinar la estructura factorial y la invarianza por género de la versión adaptada del Math and Me Survey [3] en estudiantes de nivel secundario.

La muestra estuvo conformada por 486 estudiantes peruanos de educación secundaria pertenecientes a una institución educativa pública de la ciudad de Ayacucho. Los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico intencional. Del total de participantes, 249 (51.2%) fueron mujeres y 237 (48.8%) varones, con edades comprendidas entre 12 y 14 años ($M = 12.9$; $DE = 0.8$). La muestra incluyó a estudiantes de primer grado (secciones A–H) y segundo grado (secciones A–G) de secundaria. La participación fue voluntaria, anónima y confidencial, contando con la autorización institucional y el consentimiento informado de los padres o tutores, en cumplimiento con los principios éticos de investigación en seres humanos[33].

La Tabla 1 muestra los resultados sociodemográficos de los participantes, en la que se alcanzó un total de 486 estudiantes, la cual está muy equilibrada por género, siendo 49.6% mujeres y 50.4% varones. Estos participantes en su gran mayoría provienen de Ayacucho (46.9%) y Huamanga (41.8%), representando conjuntamente un 88.7% del total de estudiantes participantes. Asimismo, la tabla revela que el nivel educativo de estos estudiantes se distribuye entre el primer y segundo grado, con mayor representatividad en el 1B con 9.67% y 2B con un 12.55%. En cuanto al acceso a recursos tecnológicos, el 75.5% dispone de internet y el 76.7% cuenta con un teléfono celular, mientras que un 24.5% no tiene acceso a internet y un 23.3% carece de celular. Finalmente, la Tabla 1 también reveló que el 54.1% de los estudiantes recibe apoyo en matemáticas, mientras que el 45.9% no cuenta con este tipo de refuerzo académico.

TABLA 1

Frecuencias por variables sociodemográficas (N=486)

Variables	Categorías	Frequency	Percent
Género	Mujer	241	49.588
	Varón	245	50.412
Lugar de procedencia	Ancash	1	0.206
	Andahuaylas	1	0.206
	Ayacucho	228	46.914

Title of manuscript is short and clear, implies research results (First Author)



	Cerro de Pasco	1	0.206
	Chincha	1	0.206
	Cuzco	2	0.412
	Huamanga	203	41.77
	Huancavelica	5	1.029
	Huanta	5	1.029
	Ica	3	0.617
	Junin	3	0.617
	Lima	15	3.086
	Pisco	2	0.412
	Piura	1	0.206
	San Miguel	1	0.206
	Sarhua	1	0.206
	VRAEM	5	1.029
	Victor Fajardo	1	0.206
	Vinchos	7	1.44
	1A	25	5.144
	1B	47	9.671
	1C	30	6.173
	1D	30	6.173
	1E	30	6.173
	1F	30	6.173
	1G	23	4.733
	1H	29	5.967
	2A	30	6.173
	2B	61	12.551
	2C	30	6.173
	2D	27	5.556
	2E	28	5.761
	2F	29	5.967
	2G	37	7.613
	No	119	24.486
Tiene internet	Si	367	75.514
	No	113	23.251
Cuenta con celular	Si	373	76.749
	No	223	45.885
Tiene apoyo en matemática	Si	263	54.115

3.2. Instrumentos

3.2.1. Math and Me Survey (M&MS)

Se utilizó el Math and Me Survey (M&MS) desarrollado por [3], un cuestionario diseñado originalmente para medir las actitudes hacia la matemática en estudiantes de tercer a sexto grado. El instrumento evalúa dos dimensiones, en primer lugar, la percepción matemática de sí mismo (Mathematical Self-Perceptions) que refiere a las creencias de los estudiantes sobre su capacidad para aprender y desempeñarse en matemáticas y en segundo lugar el disfrute de la matemática (Enjoyment of Mathematics) que refleja el grado de agrado, interés o placer asociado con el aprendizaje matemático. La versión original consta de 18 ítems distribuidos en ambas dimensiones, con formato de respuesta tipo Likert de 5 puntos, que varía desde 1 que significa totalmente en desacuerdo hasta 5 que significa totalmente de acuerdo.

En relación con el proceso de adaptación del Math and Me Survey, se optó por realizar inicialmente una validez de contenido mediante juicio de expertos sin aplicar de forma previa un procedimiento formal de

retro traducción, decisión que responde a criterios metodológicos contextualizados. Si bien la retro traducción es una práctica ampliamente recomendada en adaptaciones transculturales para garantizar equivalencia semántica estricta [34], su pertinencia depende del grado de distancia lingüística y cultural entre la versión original y la población meta. En el presente estudio, los ítems del instrumento original presentan una redacción breve, directa y con bajo nivel de complejidad léxica, centrados en constructos universales como disfrute y autopercepción matemática, lo que reduce el riesgo de ambigüedad semántica sustantiva. Bajo esta premisa, se priorizó un proceso de evaluación cualitativa por expertos en psicometría, educación matemática y lingüística aplicada, quienes analizaron claridad, relevancia, coherencia y adecuación cultural de cada reactivo, siguiendo criterios sistemáticos de validez de contenido [35]. Este enfoque permite no solo verificar equivalencia semántica, sino también asegurar pertinencia contextual y adecuación evolutiva al nivel de secundaria, aspecto que la retro traducción por sí sola no garantiza. Además, la equivalencia funcional del instrumento fue posteriormente examinada empíricamente mediante análisis factorial confirmatorio e invarianza por género, proporcionando evidencia cuantitativa complementaria que respalda la adecuación estructural de la versión adaptada. En consecuencia, la estrategia adoptada responde a una lógica metodológica escalonada, donde la validez de contenido experta y la validación factorial posterior compensan y justifican la ausencia de retro traducción inicial, manteniendo el rigor psicométrico del proceso de adaptación.

El modelo inicial del AFC del instrumento tiene los siguientes índices de ajuste para un modelo de tres factores que son el disfrute de las matemáticas, autopercepciones matemáticas y utilidad percibida de las matemáticas que aportó un $\chi^2(76) = 233.46$, CFI=0.943, TLI= 0.981, RMSEA=0.088 con 27 variables observables donde las ponderaciones de regresión estandarizadas se encontraban todas en el rango deseado entre 0.3 y 0.9, con la excepción de “las matemáticas son divertidas” con 0.939, por el cual este modelo no mostró un buen ajuste.

El modelo final trabajo con dos factores, “autopercepciones matemáticas” y “disfrute de las matemáticas”, y los 18 ítems de esas dos escalas donde el AFC del instrumento tiene los siguientes índices de ajuste para un modelo de tres factores que aportó un $\chi^2(46) = 132.80$, $p < 0.001$, CFI=0.962, TLI= 0.992, RMSEA=0.079 el cual confirman un buen ajuste del modelo.

3.3. Procedimientos

El estudio se ciñe a las pautas establecidas en la investigación con seres humanos en la declaración de Helsinki y las normas de confidencialidad, informando a los participantes sobre la naturaleza del estudio, además del consentimiento informado [36]. La investigación deriva de un proyecto mayor aprobado por el comité de ética de la Universidad Peruana Unión con código 2024-CE-EPG-00073.

El procedimiento del estudio se desarrolló en varias fases secuenciales. En primer lugar, se obtuvo la autorización institucional de la dirección del centro educativo y el consentimiento informado de los padres o tutores, así como el asentimiento de los estudiantes, garantizando el cumplimiento de los principios éticos de investigación con menores de edad. Posteriormente, se realizó el proceso de adaptación lingüística y cultural del instrumento, el cual incluyó revisión por expertos en psicometría y educación matemática, evaluación de claridad semántica, pertinencia conceptual y adecuación al nivel evolutivo de estudiantes de secundaria. Se efectuó una aplicación piloto para verificar comprensión y tiempos de respuesta. Luego, la aplicación definitiva del cuestionario se realizó de manera colectiva en horario escolar, bajo supervisión del equipo investigador, asegurando condiciones estandarizadas de administración. Antes del análisis factorial, se realizó depuración de datos, análisis de valores perdidos, evaluación de supuestos estadísticos y análisis descriptivos preliminares. Finalmente, se procedió al análisis factorial confirmatorio y evaluación de los índices de ajuste del modelo, así como a la estimación de la confiabilidad y correlaciones entre factores, siguiendo criterios internacionales de calidad psicométrica.

En la investigación, el análisis factorial confirmatorio (AFC) se estimó mediante el método de Máxima Verosimilitud Robusta (MLR), considerando la naturaleza ordinal de los ítems tipo Likert y la posible desviación de la normalidad multivariada. Si bien la Máxima Verosimilitud tradicional (ML) es ampliamente utilizada en modelos de ecuaciones estructurales, la evidencia metodológica recomienda el uso de estimadores robustos cuando los datos presentan asimetría o curtosis, a fin de obtener errores estándar y estadísticos de ajuste corregidos [37], [38]. El estimador MLR permite mantener la eficiencia de ML bajo supuestos menos restrictivos, proporcionando índices de ajuste robustos (CFI, TLI, RMSEA y SRMR) y estimaciones

Title of manuscript is short and clear, implies research results (First Author)



consistentes de las cargas factoriales. Asimismo, este método resulta apropiado para tamaños muestrales moderados, como el presente estudio ($N = 486$), garantizando estabilidad en la estimación de parámetros. La elección de este estimador fortalece la rigurosidad psicométrica del estudio al minimizar sesgos derivados de la no normalidad y al asegurar una evaluación más precisa de la estructura interna del instrumento adaptado.

3.4. Análisis de datos

En la fase preliminar, se evaluó la validez de contenido considerando tres aspectos clave para cada ítem como la relevancia que es la importancia y esencialidad para el constructo en estudio, así mismo la coherencia que es el grado de alineación con el concepto que se pretende medir y la claridad que es la facilidad de comprensión y univocidad del enunciado. Para ello, se utilizó una escala de 1 a 5, donde 1 representa la ausencia total de la característica evaluada y 5 indica su presencia absoluta. Para cuantificar estos criterios, se calculó el coeficiente V de Aiken [39] con intervalos de confianza al 95%, empleando un software desarrollado específicamente en MS Excel®. Este coeficiente varía entre 0 y 1, donde valores cercanos a 1 reflejan un alto grado de relevancia, coherencia y claridad en los ítems evaluados. Se consideraron adecuados aquellos ítems con un V de Aiken ≥ 0.70 a nivel de muestra, mientras que, a nivel poblacional, se aceptaron aquellos cuyo límite inferior del intervalo de confianza superó 0.59 [40].

Los datos obtenidos fueron codificados y depurados para garantizar su consistencia, eliminando casos con valores perdidos, respuestas inconsistentes o atípicas. Se comprobó la normalidad de las variables mediante los coeficientes de asimetría y curtosis, aceptando valores dentro del rango ± 2 [41]. Posteriormente, se evaluó la adecuación de los datos para realizar el análisis factorial mediante el índice KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) y la prueba de esfericidad de Bartlett, considerándose aceptables valores KMO superiores a .70 y significancia $p < .05$ [42] [43].

Antes de proceder al análisis confirmatorio, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con el propósito de identificar la estructura subyacente de las variables observadas y comprobar empíricamente la agrupación de los ítems en los factores teóricos esperados. Esta fase exploratoria permitió determinar el número de dimensiones que mejor representaban la variable “actitudes hacia la matemática”, garantizando la validez de constructo antes de aplicar el modelo de ecuaciones estructurales. El AFE se ejecutó utilizando el método de extracción de ejes principales (Principal Axis Factoring), dado que los datos no mostraron normalidad multivariada estricta, y con una rotación oblimin para permitir correlaciones entre los factores, en coherencia con el enfoque teórico del estudio. Se retuvieron aquellos ítems con cargas factoriales $\geq .40$ y comunalidades superiores a .30, siguiendo los criterios propuestos por [43] y [44].

Se reportan los valores descriptivos: media, desviación estándar, asimetría y curtosis, índices de dificultad y de discriminación, con el fin de conocer la distribución de las puntuaciones obtenidas. Para el análisis factorial confirmatorio (AFC) de los instrumentos se utilizó el método de máxima verosimilitud robustos (MLR), por la ausencia de normalidad multivariada [45], se reportan varias estructuras sugeridas (factores correlacionados, bifactorial y unidimensional). Los criterios aceptables son: CFI y TLI $> .95$, RMSEA $< .080$, SRMR $< .060$ [46] y pesos factoriales superiores a .50 [47].

El proceso de análisis estadístico se realizó utilizando el paquete “lavaan” y “semTools” [48] en la versión del software R. 4.5.2 (R Core Team, 2024), así como el software AMOS.

4. RESULTS AND DISCUSSION

4.1. Análisis descriptivos de las variables en estudio

La Tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos por ítems. Por ejemplo, el ítem “Las matemáticas son útiles” obtuvo un puntaje promedio igual a 4.22 con una SD igual a 0.925, el ítem “Saber matemáticas me ayudará a conseguir un buen trabajo cuando crezca” alcanzó buenos estadísticos ($M=4.19$, $SD=1.037$); asimismo, el ítem “Las matemáticas nos rodean en nuestra vida cotidiana” logró puntajes adecuados ($M=4.00$, $SD=0.977$) y el ítem “Muchos trabajos usan matemáticas” logró puntajes positivos ($M=3.90$, $SD=0.959$). Asimismo, se identificó que existe una actitud positiva hacia el aprendizaje, esto se refleja con el ítem “Usaré las matemáticas de muchas maneras cuando crezca” ($M=3.87$) y el ítem “Espero aprender nuevas matemáticas” ($M=3.82$), lo que evidencia una buena disposición futura hacia su aplicación. Por otro lado, se destaca que los ítems asociados a rechazo de las matemáticas presentan las menores puntuaciones, por ejemplo, el ítem “La gente no necesita saber matemáticas” logró una $M=1.91$ y una $SD=1.11$, y el ítem “Odio las matemáticas” ($M=2.14$, $SD=1.00$), lo cual sugiere un bajo nivel de rechazo explícito hacia la disciplina.

La Tabla 2 presenta también los resultados de distribución de los datos, donde la mayoría de los ítems presentan valores de asimetría (skewness) negativos, lo cual, las respuestas a los ítems tienden hacia los valores altos de la escala. Asimismo, algunos ítems presentan curtosis positiva alta, como “Las matemáticas son útiles” (kurtosis=2.257) y “Saber matemáticas me ayudará a conseguir un buen trabajo” (kurtosis=1.882), indicando una concentración de respuestas en las opciones más altas. Además, las respuestas a los ítems han sido del 1 al 5 como máximo.

TABLA 2
Análisis descriptivos de los ítems

Ítems	M	SD	Sk	Ku	Min	Max
3. Me encantan las matemáticas.	3.348	1.009	-0.207	-0.183	1	5
5. Las matemáticas son divertidas.	3.352	1.006	-0.383	-0.206	1	5
24. Resolver problemas de matemáticas es divertido.	3.296	1.013	-0.213	-0.317	1	5
16. Odio las matemáticas.	2.142	1	0.693	0.072	1	5
12. Me gusta estudiar matemáticas.	3.335	0.966	-0.369	0.012	1	5
30. Las matemáticas son aburridas.	2.329	1	0.445	-0.356	1	5
20. Me gusta hacer acertijos matemáticos.	3.356	1.013	-0.339	-0.361	1	5
29. Disfruto jugando juegos de matemáticas.	3.397	1.096	-0.477	-0.48	1	5
8. Espero aprender nuevas matemáticas.	3.819	1.036	-0.896	0.338	1	5
26. Resuelvo problemas de matemáticas por mi cuenta "solo por diversión".	3.093	1.083	-0.126	-0.657	1	5
19. Las matemáticas me resultan fáciles.	2.909	1.059	0.108	-0.464	1	5
10. Las matemáticas son muy difíciles para mí.	2.765	1.121	0.066	-0.739	1	5
6. Hacer matemáticas es fácil para mí.	2.994	1.016	-0.141	-0.469	1	5
11. Puedo resolver problemas matemáticos.	2.747	1.112	0.097	-0.749	1	5
23. Las matemáticas me resultan confusas.	2.874	1.104	-0.017	-0.798	1	5
17. Entiendo matemáticas.	3.405	1.039	-0.339	-0.371	1	5
4. No puedo hacer matemáticas por mi cuenta.	2.599	1.046	0.1	-0.71	1	5
2. Soy muy bueno en matemáticas.	2.84	1.053	-0.006	-0.454	1	5
28. No puedo resolver la mayoría de los problemas de matemáticas.	2.772	1.053	0.084	-0.524	1	5
15. Puedo decir si mis respuestas en matemáticas tienen sentido.	3.253	0.982	-0.433	-0.269	1	5
25. Puedo resolver problemas de matemáticas que toman mucho tiempo para terminar.	3.068	1.098	-0.135	-0.683	1	5
21. Uso las matemáticas fuera de la escuela.	3.599	1.064	-0.6	-0.214	1	5
7. Usaré las matemáticas de muchas maneras cuando crezca.	3.874	1.051	-0.893	0.417	1	5
27. Las matemáticas nos rodean en nuestra vida cotidiana.	4.002	0.977	-1.11	1.102	1	5
9. Solo uso las matemáticas en la clase de matemáticas.	2.453	1.16	0.585	-0.449	1	5
22. La gente no necesita saber matemáticas.	1.912	1.11	1.303	1.031	1	5
18. Muchos trabajos usan matemáticas.	3.903	0.959	-0.818	0.477	1	5
13. Uso las matemáticas en otras materias en la escuela.	3.658	0.969	-0.665	0.173	1	5
1. Las matemáticas son útiles.	4.224	0.925	-1.466	2.257	1	5
14. Saber matemáticas me ayudará a conseguir un buen trabajo cuando crezca.	4.185	1.037	-1.48	1.882	1	5

Nota. Mean (M), Std. Deviation (SD), Skewness (Sk), Kurtosis (Ku), Minimum (Min), Maximum (Max)

Estructura interna de los modelos

En la Tabla 3 se observan modelos de dos factores, tres factores y cuatro factores. Con la finalidad de no variar la cantidad de factores se propuso un modelo con tres factores mejorado con cargas factoriales superiores a $\lambda > 0.50$). Este modelo con tres factores arrojó una solución en la que explicó el 45.9% de la



varianza total. Mostrando una adecuada validez estructural inicial, con cargas factoriales sólidas y coherencia conceptual.

La Tabla 3 muestra que el Factor 1 hace referencia a la Actitud positiva hacia las matemáticas (Afectivo), en la que destacan los ítems que reflejan el agrado, disfrute y satisfacción al interactuar con las matemáticas, como “Me encantan las matemáticas” ($\lambda=0.556$), “Las matemáticas son divertidas” ($\lambda=0.648$), “Resolver problemas de matemáticas es divertido” ($\lambda=0.664$), y “Disfruto jugando juegos de matemáticas” ($\lambda=0.810$). En cuanto al Factor 2 hace referencia a la Autoeficacia percibida en matemáticas (Cognitivo), en la que destacan los ítems que expresan confianza en la capacidad para resolver problemas, comprender conceptos y desempeñarse en matemáticas, como el ítem “Las matemáticas me resultan fáciles” ($\lambda=0.804$), “Puedo resolver problemas matemáticos” ($\lambda=0.785$) y “Soy muy bueno en matemáticas” ($\lambda=0.712$). Finalmente, el Factor 3 revela el valor y utilidad percibida de las matemáticas (Instrumental), en la que los ítems con mayor relevancia que dan cuenta de la percepción de las matemáticas como herramienta útil en la vida diaria y en el ámbito laboral, están, “Las matemáticas nos rodean en nuestra vida cotidiana” ($\lambda=0.843$), “Las matemáticas son útiles” ($\lambda=0.749$) y “Saber matemáticas me ayudará a conseguir un buen trabajo cuando crezca” ($\lambda=0.618$).

2

International Journal of Evaluation and Research in Education (IJERE)

Vol. 8, No. 1, March 2019, pp. xx~xx

ISSN: 2252-8822, DOI: 10.11591/ijere.v8.i1.ppxx-xx



101

TABLA 3

Análisis factorial de los modelos de Matemática y Yo

Ítems	4 FACTORES				3 FACTORES			2 FACTORES		3 FACTORES $\lambda > 0.5$			Unicidad
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2	Factor 3	
3. Me encantan las matemáticas.	0.566				0.355	0.556		0.753			0.556		0.285
5. Las matemáticas son divertidas.	0.674					0.648		0.704			0.648		0.322
24. Resolver problemas de matemáticas es divertido.	0.704					0.664		0.722			0.664		0.392
16. Odio las matemáticas.	-0.572					-0.601		-0.561			-0.601		0.577
12. Me gusta estudiar matemáticas.	0.613					0.590		0.670			0.590		0.433
30. Las matemáticas son aburridas.	-0.672					-0.709		-0.542			-0.709		0.504
20. Me gusta hacer acertijos matemáticos.	0.659					0.617		0.416			0.617		0.579
29. Disfruto jugando juegos de matemáticas.	0.859					0.810		0.400			0.810		0.476
8. Espero aprender nuevas matemáticas.	0.467					0.424		0.417	0.325				0.533
26. Resuelvo problemas de matemáticas por mi cuenta "solo por diversión".		0.349			0.315			0.473					0.696
19. Las matemáticas me resultan fáciles.		0.687			0.804			0.803		0.804			0.406
10. Las matemáticas son muy difíciles para mí.		-0.304		0.452	-0.541			-0.660		-0.541			0.643
6. Hacer matemáticas es fácil para mí.		0.640			0.774			0.821		0.774			0.438
11. Puedo resolver problemas matemáticos.		0.692			0.785			0.720		0.785			0.492
23. Las matemáticas me resultan confusas.				0.575	-0.349			-0.435					0.828

Journal homepage: <http://iaescore.com/journals/index.php/IJERE>

20

102



ISSN: 2252-8822

17. Entiendo matemáticas.	0.584			0.694				0.690		0.694		0.372
4. No puedo hacer matemáticas por mi cuenta.			0.552					-0.349				0.853
2. Soy muy bueno en matemáticas.	0.577			0.712				0.766		0.712		0.424
28. No puedo resolver la mayoría de los problemas de matemáticas.			0.570	-0.423				-0.419				0.845
15. Puedo decir si mis respuestas en matemáticas tienen sentido.	0.515			0.444				0.496				0.649
25. Puedo resolver problemas de matemáticas que toman mucho tiempo para terminar.	0.717			0.666				0.591		0.666		0.586
21. Uso las matemáticas fuera de la escuela.		0.586					0.599	0.623		0.599		0.491
7. Usaré las matemáticas de muchas maneras cuando crezca.		0.597					0.613	0.713		0.613		0.411
27. Las matemáticas nos rodean en nuestra vida cotidiana.		0.830					0.843	0.807		0.843		0.415
9. Solo uso las matemáticas en la clase de matemáticas.					-0.352			-0.341				0.820
22. La gente no necesita saber matemáticas.		-0.483					-0.462	-0.540				0.720
18. Muchos trabajos usan matemáticas.		0.689					0.706	0.665		0.706		0.609
13. Uso las matemáticas en otras materias en la escuela.		0.679					0.696	0.696		0.696		0.513
1. Las matemáticas son útiles.		0.741					0.749	0.821		0.749		0.387
14. Saber matemáticas me ayudará a conseguir un buen trabajo cuando crezca.		0.604					0.618	0.712		0.618		0.518
Cumulative	0.157	0.304	0.431	0.496	0.176	0.329	0.459	0.27	0.42	0.176	0.329	0.459

International Journal of Evaluation and Research in Education (IJERE)

Vol. 8, No. 1, March 2019, pp. xx~xx

ISSN: 2252-8822, DOI: 10.11591/ijere.v8.i1.ppxx-xx



101

Luego del AFE se aplicó a cada modelo identificado el análisis AFC, identificándose que todos los modelos son adecuados mediante el estimador de Mínimos Cuadrados Ponderados con Media y Varianza Ajustadas (WLSMV) el cual es adecuado cuando se tiene datos ordinales como es este caso [49]. Sin embargo, se identificó que, de todos los modelos, el modelo con tres factores con las mejores cargas factoriales tiene mejor fiabilidad y Average Variance Extracted (AVE).

En la Tabla 4 se muestran los estimadores de cada uno de los indicadores del mejor modelo. Siguiendo la estructura previa [3], está estuvo compuesto por las dimensiones de Disfrute, Autopercepciones y Utilidad percibida. Los resultados mostraron que todas las cargas estandarizadas fueron estadísticamente significativas ($p < .001$) con valores que oscilaron entre $\lambda > 0.476$ y $\lambda < 0.838$, lo que evidencia una adecuada validez convergente [4]. Las cargas factoriales más elevadas se observaron en los ítems vinculados a la dimensión disfrute de las matemáticas, “Me encantan las matemáticas” ($\lambda = 0.838$) y “Las matemáticas son divertidas” ($\lambda = 0.805$), lo que refuerza la consistencia de esta dimensión afectiva. Además, se observa los valores del estadístico z, que oscilaron entre $z > 9.619$ y $z < 39.779$, y los estrechos intervalos de confianza al 95%, respaldan la precisión y solidez de las estimaciones obtenidas.

2

International Journal of Evaluation and Research in Education (IJERE)

Vol. 8, No. 1, March 2019, pp. xx~xx

ISSN: 2252-8822, DOI: 10.11591/ijere.v8.i1.ppxx-xx



101

TABLA 4

Validación de la estructura interna de los modelos y sus estimadores

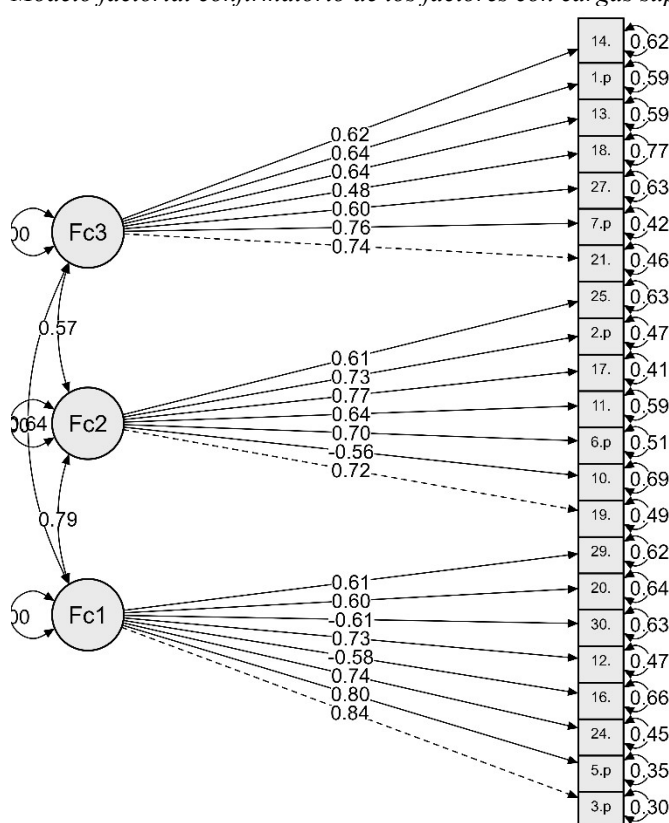
Factor	Indicator	Std. estimate	Std. Error	z-value	p	95% Confidence Interval	
						Lower	Upper
Factor 1 (Disfrute)	3. Me encantan las matemáticas.	0.838	0.021	39.779	< .001	0.797	0.879
	5. Las matemáticas son divertidas.	0.805	0.021	37.542	< .001	0.763	0.847
	24. Resolver problemas de matemáticas es divertido.	0.745	0.038	19.488	< .001	0.670	0.819
	16. Odio las matemáticas.	-0.580	0.043	-13.357	< .001	-0.665	-0.495
	12. Me gusta estudiar matemáticas.	0.731	0.031	23.251	< .001	0.670	0.793
	30. Las matemáticas son aburridas.	-0.611	0.041	-14.879	< .001	-0.692	-0.531
	20. Me gusta hacer acertijos matemáticos.	0.596	0.040	14.766	< .001	0.517	0.675
	29. Disfruto jugando juegos de matemáticas.	0.613	0.039	15.914	< .001	0.538	0.689
	19. Las matemáticas me resultan fáciles.	0.717	0.041	17.540	< .001	0.637	0.797
	10. Las matemáticas son muy difíciles para mí.	-0.556	0.044	-12.561	< .001	-0.642	-0.469
Factor 2 (Autopercepciones)	6. Hacer matemáticas es fácil para mí.	0.700	0.038	18.435	< .001	0.626	0.774
	11. Puedo resolver problemas matemáticos.	0.644	0.040	15.921	< .001	0.565	0.723
	17. Entiendo matemáticas.	0.770	0.028	27.651	< .001	0.715	0.824
	2. Soy muy bueno en matemáticas.	0.728	0.035	20.726	< .001	0.659	0.797
	25. Puedo resolver problemas de matemáticas que toman mucho tiempo para terminar.	0.610	0.041	15.059	< .001	0.531	0.690
Factor 3 (Utilidad percibida)	21. Uso las matemáticas fuera de la escuela.	0.737	0.035	20.749	< .001	0.667	0.806
	7. Usaré las matemáticas de muchas maneras cuando crezca.	0.763	0.031	24.368	< .001	0.702	0.824
	27. Las matemáticas nos rodean en nuestra vida cotidiana.	0.605	0.050	12.013	< .001	0.506	0.703
	18. Muchos trabajos usan matemáticas.	0.476	0.050	9.619	< .001	0.379	0.573
	13. Uso las matemáticas en otras materias en la escuela.	0.641	0.038	16.844	< .001	0.566	0.715
	1. Las matemáticas son útiles.	0.643	0.045	14.437	< .001	0.556	0.731
	14. Saber matemáticas me ayudará a conseguir un buen trabajo cuando crezca.	0.619	0.043	14.452	< .001	0.535	0.703

Journal homepage: <http://iaescore.com/journals/index.php/IJERE>

Resultado del AFC se obtuvo la Figura 1, donde se observan cargas estandarizadas estadísticamente significativas, las cuales oscilan entre 0.48 y 0.84, lo que evidencia una adecuada validez convergente del modelo. Además, las correlaciones entre los factores son moderadas y altas, lo que refleja relaciones consistentes entre las dimensiones teóricas planteadas [13], pero sin llegar a la colinealidad. La Figura 1 muestra que la dimensión disfrute y las autopercepciones alcanzaron una correlación alta ($r=0.79$), seguido por una correlación moderadamente alta entre disfrute y utilidad percibida ($r=0.64$), y con una correlación moderada entre la autopercepción y la utilidad percibida ($r=0.57$).

FIGURA 1

Modelo factorial confirmatorio de los factores con cargas superiores a 0.5



La Tabla 4 muestran los resultados de la validez convergente, donde los valores del Average Variance Extracted (AVE) oscilaron entre $AVE > 0.425$ y $AVE < 0.483$, valores ligeramente por debajo del umbral recomendado de 0.50 [35]. Además, los valores de Heterotrait-Monotrait Ratio (HTMT) se encuentran por debajo del punto de corte recomendado de 0.85 [50], lo que indica que los constructos son empíricamente distintos entre sí y no presentan problemas de solapamiento. Sin embargo, los valores del AVE se consideran aceptables dado que las cargas factoriales fueron significativas y superiores a 0.60 en la mayoría de los casos, y la fiabilidad compuesta resultó adecuada [4], donde la fiabilidad interna, como los coeficientes de omega (ω) y alfa de Cronbach (α) muestran niveles aceptables a buenos, desatancándose en lo global, en el que el instrumento alcanzó una fiabilidad total elevada con $\omega=0.867$ y $\alpha=0.841$, lo que respalda su uso como herramienta válida y fiable.



TABLA 4

Correlación de factores, varianza explicada y fiabilidad

Factor	AVE	Heterotrait-monotrait ratio			Fiabilidad	
		Factor 1	Factor 2	Factor 3	Coefficient ω	Coefficient α
Factor 1	0.483	1			0.673	0.526
Factor 2	0.455	0.775	1		0.755	0.677
Factor 3	0.425	0.615	0.542	1	0.819	0.836
Fiabilidad total					0.867	0.841

Nota. Average variance extracted (AVE)

Como se precisó en la estructura inicial AFE, se identificaron cuatro modelos factoriales con diferentes estructuras (dos, tres y cuatro factores), así como un modelo de tres factores con saturaciones mayores a 0.50. Los índices de bondad de ajuste obtenidos de cada modelo se presentan en la Tabla 5. Los resultados indican que el modelo de tres factores con saturaciones superiores a 0.50 presenta los mejores indicadores de ajuste, donde se obtuvo un $\chi^2=182.612$, $gl=206$, $p=0.878$, con un valor no significativo que indica ajuste adecuado entre el modelo y la matriz de datos observados, además, los índices incrementales de ajuste son excelentes, con CFI=1, TLI=1.002, IFI=1.002, NFI=0.983 y RNI=1.002, todos por encima del umbral recomendado de 0.95 y los índices de error son óptimos, con RMSEA=0.000 (intervalo ideal <0.05) y SRMR=0.044 (valor aceptable <0.08).

TABLA 5

Índices de bondad de ajuste de los 4 modelos identificados

Modelos	χ^2	gl	p	CFI	TLI	NFI	IFI	RNI	RMSEA	SRMR
4 factores	346.92 2	371	0.81	1	1.002	0.977	1.002	1.002	0	0.046
3 factores	399.60 6	374	0.174	0.998	0.998	0.974	0.998	0.998	0.012	0.05
2 factores	555.78 1	404	< .001	0.99	0.989	0.964	0.99	0.99	0.028	0.057
3 factores $\lambda > 0.5$	182.61 2	206	0.878	1	1.002	0.983	1.002	1.002	0	0.044

Invarianza por género

Se evaluó la invarianza factorial del modelo de tres factores ($\lambda > 0.50$) en función del género (mujeres y varones), siguiendo las recomendaciones metodológicas establecidas en la literatura existente (Yue et al., 2025; Lv et al., 2025), con el propósito de determinar si el modelo es equivalente entre los grupos. Para ello, en la Tabla 6 se muestran los resultados del modelo que cumple satisfactoriamente con los criterios de invarianza en todos los niveles. Por ejemplo, el modelo configural presentó un ajuste excelente ($\chi^2=300.320$; $gl=412$; CFI=1.000; TLI=1.012; RMSEA=0.036), lo cual sugiere que la estructura factorial es equivalente en ambos grupos sin restricciones. Además, la invarianza métrica mostró cambios triviales ($\Delta CFI=0.000$; $\Delta RMSEA=0.000$), indicando que las cargas factoriales son invariantes entre mujeres y varones. Por su parte, el nivel de invarianza escalar también se sostiene ($\Delta CFI=0.000$; $\Delta RMSEA=0.000$), lo que permite comparar las medias latentes entre géneros. Finalmente, se obtuvo una invarianza estricta ($\Delta CFI=0.000$; $\Delta RMSEA=0.000$), lo que indica que las varianzas y errores de medición son equivalentes entre grupos. Además, hay que destacar que los valores de cambio en los índices de ajuste ($\Delta CFI \leq 0.01$; $\Delta RMSEA \leq 0.015$) se encuentran dentro de los umbrales aceptables [9], lo que respalda la estabilidad y equivalencia del modelo entre mujeres y varones.

TABLA 6

Niveles de invarianza por género con el modelo de 3 factores $\lambda > 0.5$

Nivel	X^2	ΔX^2	gl	Δgl	p	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	RMSEA	Δ RMSEA
Estructural	736.167	...	481.000	...	< .001	0.975	...	0.976	...	0.047	...
Configural	300.320	435.847	412.000	69.000	1.000	1.000	0.025	1.012	0.036	0.000	0.047
Metrica	372.700	72.380	431.000	19.000	0.980	1.000	0.000	1.006	0.006	0.000	0.000
Escalar	386.193	13.493	450.000	19.000	0.987	1.000	0.000	1.006	0.000	0.000	0.000
Residual (Estricta)	402.098	15.905	472.000	22.000	0.991	1.000	0.000	1.007	0.001	0.000	0.000



5. DISCUSIÓN

La investigación tuvo como objetivo analizar la estructura factorial y las propiedades psicométricas de una versión adaptada del Math and Me Survey en estudiantes peruanos de educación secundaria, así como evaluar su invarianza factorial por género. Los resultados obtenidos aportan evidencia empírica relevante sobre la multidimensionalidad de las actitudes hacia la matemática en el contexto peruano y permiten contrastar estos hallazgos con investigaciones previas realizadas en otros contextos culturales. Los análisis factoriales confirmatorios evidenciaron una estructura tridimensional conformada por los factores Disfrute de la matemática, Autopercepciones matemáticas y Utilidad percibida, con cargas factoriales estandarizadas mayoritariamente superiores a .50 y estadísticamente significativas. Este resultado coincide parcialmente con el estudio original de Adelson y McCoach (2011), quienes inicialmente identificaron tres factores, aunque posteriormente optaron por un modelo bifactorial al excluir la dimensión de utilidad percibida debido a su menor estabilidad psicométrica en estudiantes estadounidenses de primaria. En contraste, los hallazgos del presente estudio sugieren que, en estudiantes peruanos de secundaria, la percepción de la utilidad de la matemática constituye una dimensión diferenciada y empíricamente consistente.

Esta diferencia puede explicarse desde una perspectiva sociocultural y evolutiva. De acuerdo con la teoría del valor expectativa [16], el valor asignado a una asignatura, particularmente su utilidad instrumental; tiende a incrementarse conforme los estudiantes avanzan en su escolaridad y comienzan a vincular el aprendizaje con metas académicas y laborales futuras. En este sentido, la emergencia de un factor de utilidad percibida en la muestra peruana podría reflejar una mayor conciencia del rol de la matemática en la vida cotidiana y en el acceso a oportunidades educativas y laborales, tal como han señalado estudios previos en contextos latinoamericanos [52].

Asimismo, los resultados obtenidos en el factor Disfrute de la matemática son congruentes con investigaciones que destacan la relevancia del componente afectivo en el aprendizaje matemático. Las cargas factoriales elevadas en ítems relacionados con el agrado, el interés y el disfrute confirman que esta dimensión representa un aspecto central de la actitud matemática, tal como lo plantean [8] y [53]. Estudios previos han demostrado que el disfrute se asocia positivamente con la participación activa en clase y la persistencia ante tareas desafiantes [54], lo cual refuerza la validez teórica de este factor en el contexto peruano.

Por otro lado, el factor de Autopercepciones matemáticas mostró cargas factoriales robustas en ítems relacionados con la percepción de competencia, facilidad y comprensión de las matemáticas. Estos hallazgos son consistentes con la teoría de la autoeficacia de [2], la cual postula que las creencias sobre la propia capacidad influyen de manera directa en el esfuerzo, la motivación y el rendimiento académico. Investigaciones previas han reportado resultados similares, señalando que los estudiantes con mayor autoconfianza matemática presentan actitudes más positivas y menor ansiedad hacia la asignatura [14]. En el contexto peruano, [17] también encontraron que la autoeficacia matemática es un predictor significativo del desempeño académico en secundaria.

Cabe destacar que los ítems redactados en sentido negativo presentaron cargas factoriales negativas pero de magnitud adecuada, lo que indica que estos reactivos funcionan correctamente tras su recodificación. No obstante, la literatura advierte que los ítems inversos pueden introducir efectos de método y dificultades de comprensión, especialmente en estudiantes más jóvenes [13]. Aunque la edad de la muestra podría mitigar este efecto, se recomienda evaluar en futuras investigaciones la posible presencia de factores de método asociados a la formulación de los ítems.

En cuanto a las correlaciones interfactoriales, se observaron relaciones moderadas a altas entre disfrute, autopercepciones y utilidad percibida, lo que sugiere que estas dimensiones, si bien distinguibles, se encuentran conceptualmente interrelacionadas. Este patrón coincide con estudios previos que han evidenciado una fuerte asociación entre la autoeficacia matemática y el disfrute de la asignatura [6] [55], así como con investigaciones que destacan el rol mediador del valor percibido en la motivación académica [16].

En conjunto, los resultados del presente estudio amplían la evidencia empírica sobre la medición de las actitudes hacia la matemática en contextos no anglosajones y resaltan la importancia de realizar adaptaciones transculturales rigurosas de los instrumentos psicométricos. Tal como señalan [56] y [14], las diferencias culturales y educativas pueden influir en la estructura factorial de los constructos psicológicos, lo que justifica la necesidad de validar empíricamente los modelos antes de su aplicación comparativa.

Finalmente, desde una perspectiva aplicada, la identificación de tres dimensiones claramente definidas sugiere que las intervenciones educativas en el contexto peruano deberían abordar no solo el fortalecimiento de la autoeficacia y el disfrute por la matemática, sino también la explicitación de su utilidad práctica y social.

Este enfoque integral podría contribuir a mejorar las actitudes hacia la matemática y, en consecuencia, el rendimiento académico y la permanencia estudiantil en áreas científicas y tecnológicas.

6. CONCLUSION

El presente estudio tuvo como objetivo adaptar y validar el Math and Me Survey en estudiantes peruanos de educación secundaria, analizando su estructura factorial y sus propiedades psicométricas en el contexto nacional. Los resultados obtenidos a partir del análisis factorial confirmatorio permiten concluir que el instrumento presenta una estructura interna sólida y teóricamente coherente, conformada por tres dimensiones diferenciadas pero interrelacionadas: disfrute de la matemática, autopercepciones matemáticas y utilidad percibida.

En primer lugar, el modelo estructural confirmado evidenció que todos los ítems retenidos presentaron cargas factoriales estandarizadas adecuadas ($\geq .50$ en su mayoría) y estadísticamente significativas, lo que respalda la validez convergente de los factores evaluados. Asimismo, las correlaciones interfactoriales observadas indican que, si bien las dimensiones representan constructos distinguibles, estas se encuentran conceptualmente vinculadas, reflejando la naturaleza multidimensional de las actitudes hacia la matemática en estudiantes de secundaria.

En particular, el factor de disfrute de la matemática emergió como una dimensión relevante del constructo actitudinal, confirmando que el componente afectivo desempeña un rol central en la relación del estudiante con la matemática. De manera complementaria, el factor de autopercepciones matemáticas mostró una representación consistente de las creencias de competencia y autoeficacia, lo que refuerza la importancia de las percepciones personales en el aprendizaje matemático. Ambos factores replican hallazgos ampliamente reportados en la literatura internacional, fortaleciendo la validez externa del instrumento adaptado.

Un hallazgo especialmente relevante de esta investigación fue la consolidación empírica del factor de utilidad percibida, el cual se mantuvo como una dimensión independiente en el modelo estructural, a diferencia de lo reportado en la versión original del instrumento. Este resultado sugiere que, en el contexto peruano, la percepción del valor instrumental y funcional de la matemática constituye un componente significativo de las actitudes estudiantiles, posiblemente influenciado por factores socioculturales, educativos y vocacionales propios de la educación secundaria. En este sentido, la adaptación realizada no solo replica, sino que amplía el modelo teórico original, evidenciando la importancia de considerar el contexto cultural en los procesos de validación psicométrica.

En conjunto, los resultados permiten concluir que la versión peruana del Math and Me Survey es un instrumento válido y conceptualmente pertinente para evaluar las actitudes hacia la matemática en estudiantes de educación secundaria. Su estructura factorial proporciona información relevante para la investigación educativa y ofrece una herramienta útil para el diagnóstico de aspectos afectivos, cognitivos y valorativos asociados al aprendizaje matemático.

Se concluye, desde una perspectiva aplicada, los hallazgos de esta investigación resaltan la necesidad de promover prácticas pedagógicas que fortalezcan simultáneamente el disfrute, la autoconfianza y la percepción de utilidad de la matemática. Abordar estas dimensiones de manera integrada podría contribuir a mejorar las actitudes hacia la asignatura y, en consecuencia, favorecer el aprendizaje y la permanencia de los estudiantes en trayectorias académicas vinculadas a las matemáticas y las ciencias.

REFERENCES (10 PT)

- [1] S. Ursini, J. Gabriel, and S. Ruiz, *Actitudes hacia las matemáticas Qué son Cómo se miden Cómo se evalúan*. México, 2019.
- [2] A. Bandura, "On the functional properties of perceived self-efficacy revisited," Jan. 2012. doi: 10.1177/0149206311410606.
- [3] J. L. Adelson and D. B. McCoach, "Development and psychometric properties of the math and me survey: Measuring third through sixth graders' attitudes toward mathematics," Oct. 2011. doi: 10.1177/0748175611418522.
- [4] J. F. Hair, W. C. Black, B. J. Babin, and R. E. Anderson, "MULTIVARIATE DATA ANALYSIS EIGHTH EDITION," 2019. [Online]. Available: www.cengage.com/highered
- [5] MARKKU S. HANNULA, "ATTITUDE TOWARDS MATHEMATICS: EMOTIONS, EXPECTATIONS AND VALUES," 2002.
- [6] A. J. Martin and H. W. Marsh, "Academic resilience and its psychological and educational correlates: A construct validity approach," *Psychol. Sch.*, vol. 43, no. 3, pp. 267–281, Mar. 2006, doi: 10.1002/pits.20149.
- [7] R. Wen and A. K. Dubé, "A Systematic Review of Secondary Students' Attitudes Towards Mathematics and its Relations With Mathematics Achievement," *J. Numer. Cogn.*, vol. 8, no. 2, pp. 295–325, Jul. 2022, doi: 10.5964/jnc.7937.
- [8] A. Barron, "Evaluación de la Actividad Docente y Actitud hacia la Matemática en Estudiantes del 5to Grado de Educación Secundaria de la Institución Educativa Santa Magdalena Sofía – Chiclayo," Universidad Enrique Guzmán y Valle, Lima Perú, 2019.
- [9] W. Yue, Y. Chen, and X. Ma, "A structural equation model of psychological capital, self-directed learning, and learned helplessness: Implications for postgraduate nursing education," *Nurse Educ. Today*, vol. 151, Aug. 2025, doi: 10.1016/j.nedt.2025.106748.
- [10] H. J. Forgasz, G. C. Leder, and P. L. Gardner, "The Fennema-Sherman Mathematics as a Male Domain Scale Reexamined," 1999.
- [11] I. Gómez, "Actitudes Matemáticas: propuestas para la transición del bachillerato a la universidad," p. 29, Dec. 2009.
- [12] Minedu, "Ministerio de Educación, Plataforma del Estado Peruano." Accessed: Jul. 05, 2025. [Online]. Available: <https://www.gob.pe/minedu>
- [13] J. L. Adelson and D. B. McCoach, "Development and psychometric properties of the math and me survey: Measuring third through sixth graders' attitudes toward mathematics," Oct. 2011. doi: 10.1177/0748175611418522.
- [14] F. Pajares and M. David Miller, "Role of Self-Efficacy and Self-Concept Beliefs in Mathematical Problem Solving: A Path Analysis," 1994.
- [15] M. Ato, J. J. López, and A. Benavente, "Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología," *Anales de Psicología*, vol. 29, no. 3, pp. 1038–1059, 2013, doi: 10.6018/analesps.29.3.178511.
- [16] J. S. Eccles, "Development During Adolescence," p. 12, Feb. 1993.
- [17] I. Andrade-Valles, S. Facio-Arciniega, A. Quiroz –Guerra, L. Alemán-de la Torre, M. Flores-Ramírez, and M. Rosales-González, "Atitude, hábitos de estudo e rendimento académico: Abordagem desde a teoria da ação racional," *Enfermería Universitaria*, vol. 15, no. 4, Nov. 2018, doi: 10.22201/eneo.23958421e.2018.4.533.
- [18] E. Panadero and J. Alonso-Tapia, "¿Cómo autorregulan nuestros alumnos? Revisión del modelo cíclico de Zimmerman sobre autorregulación del aprendizaje," *Anales de Psicología*, vol. 30, no. 2, pp. 450–462, 2014, doi: 10.6018/analesps.30.2.167221.
- [19] R. M. Ryan and E. L. Deci, "Self-Determination Theory and the Facilitation of Intrinsic Motivation, Social Development, and Well-Being," vol. 55, no. 1, pp. 68–78, Jan. 2000, doi: 10.1037/110003-066X.55.1.68.
- [20] S. Hobden and C. Mitchell, "Maths and me: Using mathematics autobiographies to gain insight into the breakdown of mathematics learning," *Education as Change*, vol. 15, no. 1, pp. 33–46, 2011, doi: 10.1080/16823206.2011.566572.
- [21] A. M. Megreya, E. E. A. Hassanein, A. A. Al-Emadi, and D. Szűcs, "Math anxiety mediates the association between gender and STEM-related attitudes: Evidence from a large-scale study," *Acta Psychol. (Amst.)*, vol. 253, Mar. 2025, doi: 10.1016/j.actpsy.2025.104689.
- [22] UMC MINEDU, "Evaluaciones de logros de aprendizaje," Lima Perú, Jun. 2018.

- [23] M. C. Aktas and S. Tabak, "Turkish adaptation of Math and Me survey: A validity and reliability study," *European Journal of Educational Research*, vol. 7, no. 3, pp. 707–714, Jul. 2018, doi: 10.12973/eu-jer.7.3.707.
- [24] J. Paz-Albo and A. Hervás-Escobar, "Spanish adaptation of the Math and Me Survey in primary education: Measuring second and fourth graders' attitudes toward mathematics," *Cogent Education*, vol. 10, no. 1, 2023, doi: 10.1080/2331186X.2023.2204707.
- [25] Santiago. Cueto, Fernando. Andrade, and Juan. León, *Las actitudes de los estudiantes peruanos hacia la lectura, la escritura, la matemática y las lenguas indígenas*. Grupo de Análisis para el Desarrollo, 2003.
- [26] J. L. Chao, P. A. McDermott, M. W. Watkins, A. R. Drogalis, F. C. Worrell, and T. E. Hall, "The Learning Behaviors Scale: National standardization in Trinidad and Tobago," *Int. J. Sch. Educ. Psychol.*, vol. 6, no. 1, pp. 35–49, Jan. 2018, doi: 10.1080/21683603.2016.1261055.
- [27] V. H. Grozev, M. J. Easterbrook, and D. C. Jessop, "Discipline identification, identity incompatibility, belonging and their association with deep approaches to learning and academic self-efficacy during COVID-19 in the UK," *European Journal of Psychology of Education*, vol. 39, no. 2, pp. 785–812, Jun. 2024, doi: 10.1007/s10212-023-00735-z.
- [28] M. Te Wang and J. S. Eccles, "School context, achievement motivation, and academic engagement: A longitudinal study of school engagement using a multidimensional perspective," *Learn. Instr.*, vol. 28, pp. 12–23, 2013, doi: 10.1016/j.learninstruc.2013.04.002.
- [29] M. I. Soler Sánchez, M. Meseguer de Pedro, and M. García Izquierdo, "Propiedades psicométricas de la versión española de la escala de resiliencia de 10 ítems de Connor-Davidson (CD-RISC 10) en una muestra multiocupacional," *Rev. Latinoam. Psicol.*, vol. 48, no. 3, pp. 159–166, Sep. 2016, doi: 10.1016/j.rlp.2015.09.002.
- [30] M. Jimenez, "RESILIENCIA ACADÉMICA, RENDIMIENTO ACADÉMICO Y FACTORES PROTECTORES EN ESTUDIANTES DE NIVEL SOCIOECONÓMICO BAJO: REVISIÓN SISTEMÁTICA," Mar. 2023.
- [31] J. Rabal and M. Gonzalez, "La influencia de la inteligencia emocional y la resiliencia en el desempeño académico de aspirantes a docentes," Oct. 2023.
- [32] G. L. Díaz Wong, Y. E. Romero Castillo, and Y. J. Huayta-Franco, "Capacidad de resiliencia en estudiantes de secundaria. Una revisión sistemática," *IGOVERNANZA*, vol. 4, no. 15, pp. 336–354, Sep. 2021, doi: 10.47865/igob.vol4.2021.141.
- [33] American Psychological Association, "ETHICAL PRINCIPLES OF PSYCHOLOGISTS AND CODE OF CONDUCT," Jun. 2017.
- [34] L. Gibran Juárez-Hernández and S. Tobón, "Análisis de los elementos implícitos en la validación de contenido de un instrumento de investigación Analysis of the elements implicit in the validation of the content of a research instrument," 2018.
- [35] J. Moral de la Rubia, "Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la Varianza Media Extraída," 2019. [Online]. Available: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=297261276003>
- [36] Asociación Médica Mundial, "Manual de Políticas de la AMM," Buenos Aires, 2019.
- [37] M. W. Browne and R. Cudeck, "Alternative Ways of Assessing Model Fit," *Sociol. Methods Res.*, vol. 21, no. 2, pp. 230–258, 1992, doi: 10.1177/0049124192021002005.
- [38] M. W. Browne and R. Cudeck, "Alternative Ways of Assessing Model Fit," *Sociol. Methods Res.*, vol. 21, no. 2, pp. 230–258, 1992, doi: 10.1177/0049124192021002005.
- [39] C. M. Soto and J. L. Segovia, "Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken," 2009. [Online]. Available: <http://revistas.um.es/analesps>
- [40] R. D. Penfield and P. R. Giacobbi, "Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index," 2004, *Lawrence Erlbaum Associates Inc.* doi: 10.1207/s15327841mpee0804_3.
- [41] J. B. Vertti, *ANÁLISIS MULTIVARIADO*, Primera. México: Universidad Autónoma de Aguascalientes, 2019. [Online]. Available: www.uaa.mx/direcciones/dgdv/editorial/
- [42] Kline R.B, *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, 4th ed., vol. 4. New York NY London: The Guilford Press A Division of Guilford Publications, Inc, 2015.
- [43] J. F. Hair, W. C. Black, B. J. Babin, and R. E. Anderson, "MULTIVARIATE DATA ANALYSIS EIGHTH EDITION," 2019.
- [44] L. T. Hu and P. M. Bentler, "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives," *Structural Equation Modeling*, vol. 6, no. 1, pp. 1–55, 1999, doi: 10.1080/10705519909540118.

Title of manuscript is short and clear, implies research results (First Author)

- [45] S. Finney and C. DiStefano, "Finney-DiStefano-non-normal-and-categorical-data-in-structural-equation-modeling," 2006.
- [46] P. M. Bentler, "Comparative Fit Indexes in Structural Models," *Psychol. Bull.*, vol. 2, pp. 238–246, Mar. 1990.
- [47] Kline R.B, *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, 4th ed., vol. 4. New York NY London: The Guilford Press A Division of Guilford Publications, Inc, 2015.
- [48] Y. Rosseel, "Journal of Statistical Software lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling," 2012. [Online]. Available: <http://www.jstatsoft.org/>
- [49] W. Guo, J. Wang, N. Li, and L. Wang, "The impact of teacher emotional support on learning engagement among college students mediated by academic self-efficacy and academic resilience," *Sci. Rep.*, vol. 15, no. 1, Dec. 2025, doi: 10.1038/s41598-025-88187-x.
- [50] J. Henseler, C. M. Ringle, and M. Sarstedt, "A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling," *J. Acad. Mark. Sci.*, vol. 43, no. 1, pp. 115–135, Jan. 2015, doi: 10.1007/s11747-014-0403-8.
- [51] J. Lv, K. Wang, F. Chen, and A. Bicer, "A CAVE Survey for Measuring Mathematics Attitudes Based on the Characteristics of Students in Mainland China," *Behavioral Sciences*, vol. 15, no. 4, Apr. 2025, doi: 10.3390/bs15040412.
- [52] G. Meza-Cascante *et al.*, "Actitud hacia la matemática: percepción de la actitud de padres 4 Actitud hacia la matemática: percepción de la actitud de padres," p. 12, Feb. 2019.
- [53] E. Londoño-Velasco *et al.*, "Percepción de estudiantes frente a procesos de enseñanza-aprendizaje durante pandemia por la covid-19," *Educación y Educadores*, vol. 24, no. 2, pp. 199–217, Sep. 2021, doi: 10.5294/edu.2021.24.2.2.
- [54] M. Fenech, "Beliefs, emotions, and goals: Relating high school students' achievement goal profiles to their distinct attitudes toward mathematics," *Mathematics Education Research Journal*, 2025, doi: 10.1007/s13394-025-00541-4.
- [55] J. F. Hair, W. C. Black, B. J. Babin, and R. E. Anderson, "MULTIVARIATE DATA ANALYSIS EIGHTH EDITION," 2019. [Online]. Available: www.cengage.com/highered
- [56] T. Delahunty, A. N. í. Shúilleabháin, and L. Waters, "Unpacking the motivational variables which impact engagement in Lesson Study: Mathematics teaching self-efficacy and attitudes towards self-development," *Irish Educational Studies*, vol. 44, no. 2, pp. 241–260, 2025, doi: 10.1080/03323315.2023.2263437.

BIOGRAPHIES OF AUTHORS (No border, 10 PT)

	Rosa Aurora Galindo Galindo, Obstetrician and mathematics teacher, Evaluator of Indigenous Languages - Quechua Chanka registered with the (EDLO) - MINEDU, facilitator in workshops on the use of educational materials, worked in the Intercultural Bilingual Education Program as a Regional Pedagogical Specialist - MINEDU, Coordinator and teacher at the High Performance School of Ayacucho, Head of the Second Specialty Thematic Block - UNSCH, Professor at the "Nuestra Señora de Lourdes" Higher Pedagogical Institute, Pedagogical Coordinator and teacher at the IEPE "San Ramón" in Ayacucho. She can be contacted by email at: waytita2410@gmail.com
	Soria Quijaite Juan Jesús, PhD in Systems Engineering, Master in University Teaching and Educational Management, master's in applied mathematics and specialist in Statistics for Research. Statistical consultant at the Ministry of Production Cite Agroindustrial, research professor at the Peruvian Union University, member of the global network of researchers AUTHOR AID, member of the Network of Teachers of Latin America and the Caribbean, member of the National System of Science, Technology and Technological Innovation RENACYT (CONCYTEC) at Level III, thesis advisor with the approaches of the scientific method, good practices of PMBOK version 7 and systems thinking in different specialties of undergraduate and graduate universities. He can be contacted at email: jesussoria@upeu.edu.pe. (9 pt).

Title of manuscript is short and clear, implies research results (First Author)