AIEM
AVANCES DE INVESTIGACIÓN EN EDUCACIÓN MATEMÁTICA
Revista de la Sociedad Española de Investigación en Educación Matemática
ISSN-e 2254-4313 | (2026) 30, 33-51 | aiem.es
seiem.es

Validez de la Abbreviated Math Anxiety Scale en Estudiantes de Educación Primaria en Perú

Validity of the Abbreviated Math Anxiety Scale in Primary Education Students in Peru

Alexandra Jiménez-Jiménez @ [1], Mafalda Ortiz-Moran @ [2], José Livia-Segovia @ [2]

[1] Universidad Distrital Francisco José de Caldas (Colombia)
[2] Universidad Nacional Federico Villarreal (Perú)

Resumen ∞ Se evaluaron las propiedades psicométricas de la Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) en 379 niños de una escuela primaria pública en Lima, Perú, con el objetivo de determinar sus evidencias de validez estructural, de criterio y confiabilidad. Tras retener sus 9 reactivos, el Análisis Factorial Confirmatorio respaldó un modelo bidimensional (ansiedad por el aprendizaje y ansiedad por la evaluación) con excelentes índices de ajuste (χ^2/gl = 0,79, p = ,76; CFI = 1,0; TLI = 1,0; RMSEA = ,00 [IC 90 % ,00, ,02]; SRMR = ,037), demostrando además invarianza según el sexo. Las puntuaciones correlacionaron significativamente con la ansiedad general (r = ,90; p < ,01), aportando evidencia de validez relacionada con otras variables. La consistencia interna osciló entre ,68 y ,84, observándose los coeficientes más bajos en el factor de ansiedad por la evaluación. Se concluye que la AMAS es un instrumento válido, invariante y confiable para medir este constructo.

Palabras clave ∞ Ansiedad matemática; Educación Matemática; Educación primaria; Psicometría.

Abstract ∞ The psychometric properties of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) were evaluated in 379 children from a public primary school in Lima, Peru, aiming to determine its evidence of structural validity, criterion validity, and reliability. After retaining its 9 items, Confirmatory Factor Analysis supported a bidimensional model (learning anxiety and evaluation anxiety) with excellent fit indices (χ^2/df = 0.79, p = .76; CFI = 1.0; TLI = 1.0; RMSEA = .00 [90 % CI .00, .02]; SRMR = .037), also demonstrating invariance across sex. Scores correlated significantly with general anxiety (r = .90; p < .01), providing validity evidence related to other variables. Internal consistency ranged between .68 and .84, with lower coefficients observed in the evaluation anxiety factor. It is concluded that the AMAS is a valid, invariant, and reliable instrument to measure this construct.

Keywords ∞ Math anxiety; Psychometrics; Elementary education; Mathematical education.

Jiménez-Jiménez, A., Ortiz-Moran, M. y Livia-Segovia, J. (2026). Validez de la Abbreviated Math Anxiety Scale en estudiantes de Educación Primaria en Perú. *AIEM-Avances de Investigación en Educación Matemática, 30,* 33-51. https://doi.org/10.35763/aiem30.6949

CC BY
© de la autoría

1. Introducción

La Ansiedad por las Matemáticas (AM) es una emoción negativa con impacto adverso en el rendimiento y disposición hacia el aprendizaje matemático, al estar vinculada a su proceso de enseñanza-aprendizaje (Goldin, 2014). Es necesario conocer sus efectos a mediano y largo plazo en el aula para gestionarla efectivamente y disminuir sus consecuencias, dado que afecta globalmente a un número significativo de estudiantes (Foley et al., 2017; Gunderson et al., 2017; Ramirez et al., 2018). Diversas perspectivas teóricas la definen como un constructo multidimensional (Bessant, 1995; Gunderson et al., 2017; Hembree, 1990). Así, la teoría cognitiva señala que los estudiantes con AM la atribuyen a factores internos e incontrolables por creencias negativas sobre sus habilidades y rumiación de errores (Ashcraft y Ridley, 2005).

La teoría sociocultural indica que el desarrollo de la AM se asocia a experiencias de aula poco significativas, bajas expectativas de padres y maestros, y falta de modelos positivos (Bush, 1989; Harper y Daane, 1998; Uusimaki y Nason, 2004). Por su parte, la teoría de la autoeficacia atiende las creencias del estudiante sobre su capacidad para el éxito, asociando la baja autoeficacia a una mayor propensión a la AM (Bursal y Paznokas, 2006; Hollingsworth y Knight-McKenna, 2018). Finalmente, la teoría del aprendizaje social propone que la AM se adquiere por observación e imitación de terceros (Ramirez et al., 2018).

En el Perú, la investigación sobre AM en educación primaria es escasa, acentuando la necesidad de validar instrumentos precisos como la escala AMAS, reconocida internacionalmente por sus propiedades psicométricas. Este estudio evalúa la validez factorial de la AMAS en niños peruanos de primaria y explora su relación con la ansiedad general y la autoevaluación matemática. Aunque validada para diversas edades y regiones, su aplicación en primaria es limitada, especialmente en el contexto sudamericano donde faltan estudios de validación en este grupo demográfico.

Por otra parte, la revisión del currículo peruano evidencia que, como señala el Consejo Nacional de Educación (CNE) en su Proyecto Educativo Nacional (PEN 2036), el proceso educativo busca el desarrollo de una ciudadanía plena que permita aprender, crecer y prosperar en libertad, construyendo proyectos personales y colectivos en una sociedad democrática, justa e inclusiva que valore la diversidad (CNE, 2020).

1.1. La ansiedad por las matemáticas

El análisis documental define la AM como un constructo multidimensional (Adeyemi, 2015; Aiken, 1976; Bessant, 1995; Bursal y Paznokas, 2006; Caviola et al., 2017; Gunderson et al., 2017; Haase y Krinzinger, 2019; Hembree, 1990; Hopko et al., 2003; Primi et al., 2020; Ramirez et al., 2018; Sloan et al., 1997; Sorvo et al., 2017; Uusimaki y Nason, 2004). Este constructo es influenciado por factores de diferenciación individual, propiciando su estudio desde múltiples enfoques (Ramirez et al., 2018). Su persistencia en personas muy ansiosas puede extenderse, en promedio, hasta por 20 años, influyendo fuertemente en decisiones educativas y la vida

cotidiana (Hollingsworth y Knight-McKenna, 2018; Richardson y Suinn, 1972). Debido a su prevalencia y manifestaciones de malestar, nerviosismo y tensión, o emociones como aprensión y miedo, suele abordarse como un rasgo emocional, descrito incluso como transcultural (Cipora et al., 2017). Los rasgos emocionales caracterizan el modo estable en que un individuo experimenta sus sentimientos frente a otros (Goldin, 2014).

La AM es un fenómeno complejo influenciado por factores que afectan a estudiantes y profesores (Maloney y Beilock, 2012), tales como experiencias escolares negativas, presión parental y un ambiente de aula no democrático o poco solidario (Harper y Daane, 1998; Hembree, 1990; Sloan et al., 1997). Asimismo, sus orígenes pueden ligarse a estilos de enseñanza rígidos y poco comprensibles; problema que se agrava si los docentes experimentan AM, pues tienden a transmitir sus miedos a los alumnos, perpetuando un ciclo que afecta el rendimiento académico (Bush, 1989; Morton y Dykeman, 2019; Ramirez et al., 2018).

Por otra parte, la AM se manifiesta en procesos específicos como la resolución de problemas aritméticos bajo presión o la explicación pública de ideas matemáticas, situaciones que provocan respuestas emocionales intensas que interfieren con el procesamiento de información (Anderson et al., 2018; Ashcraft, 2002; Bessant, 1995). Finalmente, factores intelectuales y de personalidad, como la falta de confianza, dudas cognitivas, actitudes negativas y estilos de aprendizaje desalineados con la enseñanza tradicional, aumentan la ansiedad y disminuyen el desempeño (Bekdemir, 2010; Bursal y Paznokas, 2006; Uusimaki y Nason, 2004).

1.2. Instrumentos para medir AM

La investigación en torno a la AM lleva más de 60 años (Ashcraft, 2019; Cipora et al., 2019). Se ha abordado desde disciplinas como neuropsicología, psicología, neurociencia y educación matemática, siendo esta última la que debe dar cuenta de su evolución y formas de abordar en el aula de clase. A pesar de la investigación extensa, no se ha logrado resolver cuál es la estructura factorial de este constructo, del cual sí se ha logrado identificar que no es de naturaleza unidimensional, más bien es multidimensional (Cipora et al., 2019; Haase y Krinzinger, 2019). Definir su estructura depende de las necesidades específicas de investigación que se estén enfocando. Por esto, para medir la AM es crucial seleccionar cuidadosamente los instrumentos para su adecuada medición (Cipora et al., 2019). No se mencionan en el documento, ya que se prioriza el utilizado en este estudio para realizar la validación.

1.3. Estudios de validez con el AMAS de Hopko y colaboradores

Debido a su potencial de réplica en diversos contextos lingüísticos, culturales, edades y formas de administración (Cipora et al., 2019), la AMAS es de las escalas de AM más utilizadas. Este estudio la seleccionó para validar su estructura bifactorial en niños de 3.° a 6.° grado en Perú, considerando que su formato corto de 9 ítems optimiza el tiempo de aplicación en el aula. Las propiedades psicométricas de la AMAS han demostrado solidez en diversos contextos culturales e idiomas (Cipora

et al., 2019), como el inglés estadounidense (Ferguson et al., 2015; Hopko et al., 2003), iraní (Vahedi y Farrokhi, 2011), español en México (Brown y Macías, 2016), italiano (Caviola et al., 2017; Primi et al., 2020), alemán (Dietrich et al., 2015; Schillinger et al., 2018) y polaco (Cipora et al., 2015, 2017); habiéndose traducido además al francés, chino y ruso.

1.4. Objetivo

Evaluar las propiedades psicométricas de la escala de ansiedad por las matemáticas AMAS e identificar su estructura interna y la validez de criterio, así como la consistencia de las puntuaciones, en una muestra de estudiantes peruanos.

2. Método

2.1. Muestra

La muestra estuvo constituida por 379 estudiantes del nivel primaria de una entidad pública de la zona urbana de Lima. En el sistema educativo peruano el nivel básico comprende desde primero a sexto grado, es de carácter obligatorio, con un currículo nacional estandarizado. Los participantes en su mayoría provenían de familias de nivel socioeconómico medio-bajo y cursaban los cursos en español. Sus edades oscilaban entre 8 y 13 años, con una media de edad de 10,3 y una desviación estándar de 1,3. Este número de estudiantes representó la matrícula de los grados 3.° a 6.° de la institución educativa participante. En el caso del tercer grado, el porcentaje de participantes correspondió al 25,8 %, los estudiantes de cuarto grado fueron el 23,2 %, quinto grado 20,3 % y sexto grado 30,6 %. El número de niñas a quienes se les aplicó el instrumento fue de 189 (49,8 %) y el número de niños 190 (50,20 %).

2.2. Instrumento

La Escala Abreviada de Ansiedad matemática —AMAS— es una prueba que está conformada por 9 elementos que la hacen un instrumento excelente y eficiente, ya que se desarrolló como una alternativa más corta que la escala MARS (Math Anxiety Rating Scale), desarrollada por Richardson y Suinn (1972). Se menciona que es uno de los cuestionarios más utilizados para evaluar la AM, por lo que se está perfilando como el sustituto de los instrumentos de AM de longitud completa. Por ende, se considera que se está proyectando como la prueba preferida para el trabajo futuro sobre la AM (Ashcraft y Ridley, 2005). Ha demostrado ser una medida válida y fiable en varios países y grupos de edad (Caviola et al., 2017; Martín-Puga et al., 2022; Primi et al., 2020). El AMAS evalúa la AM en situaciones académicas relacionadas con las matemáticas (Sadiković et al., 2018). El cuestionario incluye dos subescalas que evalúan dos dimensiones: ansiedad en situaciones de aprendizaje con contenido matemático (ansiedad por el aprendizaje AM-Az), y ansiedad de prueba en situaciones en las que se evalúan las matemáticas (Ansiedad por la evaluación AM-Ev) (Primi, et al., 2020). Su estructura factorial se ha replicado en varias adaptaciones. Además de la estructura original, varios estudios recientes han demostrado que un modelo de dos factores, en el que un elemento se carga en ambos, puede

proporcionar un mejor ajuste a los datos (Cipora et al., 2015, 2017; Schillinger et al., 2018).

Los 9 ítems del cuestionario se puntúan en una escala tipo Likert del 1 al 5, teniendo en cuenta que las puntuaciones más altas indican una AM más severa (Caviola et al., 2017). El AMAS es un estudio que surge como respuesta a algunas limitaciones metodológicas de los estudios previos, entre ellas: muestras de tamaño pequeño, falta de análisis test-retest y los problemas de validez de los datos, razón por la que desarrollaron su escala utilizando una muestra grande y representativa (Hopko et al., 2003).

Inicialmente, la aplicación de este estudio en Estados Unidos mostró que los ítems se distribuyen sobre los dos factores o subescalas así: para AM-Az los ítems 1, 3, 6, 7 y 9, que proporciona un máximo de 25 puntos para una alta AM-Az, mientras que para AM-Ev los ítems serán 2, 4, 6 y 8, que podrá puntuar un máximo de 20 puntos para una alta AM-Ev. Estos mismos resultados fueron validados en Italia y Reino Unido por dos equipos: el equipo de Primi y sus colaboradores en el año 2020 y el equipo de Caviola y sus colaboradores en 2017. Sin embargo, varios estudios recientes informaron un modelo en el que un elemento se carga en ambos factores. Por ejemplo, en los estudios de Italia realizados por Cipora y colaboradores (2015, 2017); en el estudio en Austria realizado por Schillinger y colaboradores; y en el estudio realizado en España por el equipo de Martín-Puga y colaboradores en 2022. La revisión permitió concluir que estos modelos se han utilizado en muestras con adultos, pero aún son escasas las pruebas en niños y adolescentes.

La ausencia de una validación de apariencia formal en este estudio y de contenido por jueces se justifica debido a que se utilizó la versión adaptada al castellano por Martín-Puga et al. (2022), la cual ya cuenta con evidencias de validez y fiabilidad en contextos similares al de la presente muestra.

El Inventario de Ansiedad Estado y Rasgo (STAIC) (Spielberger et al., 1973, 2024) mide la ansiedad, estado y rasgo; es decir, la ansiedad como una respuesta emocional y la ansiedad arraigada en la personalidad. Dispone de 20 ítems, ha sido diseñado para ser administrado en niños y adolescentes escolares. La versión en español refiere una fiabilidad por consistencia interna para ansiedad estado de ,76 y para ansiedad rasgo de ,85, valores que se corroboraron en un estudio en Lima, evidenciando validez de criterio con la escala de neuroticismo de Eysenck para niños (Céspedes Condoma, 2015).

2.3. Procedimiento

Se decidió validar el cuestionario AMAS para Perú, utilizando la versión traducida al español y presentada por Delgado et al. (2021).

Para recoger la información in situ, se consiguió permiso para aplicación del cuestionario Hopko en una institución educativa oficial ubicada en Lima. Esta institución brinda formación en educación básica primaria, desde grado primero hasta grado sexto. Su matrícula estudiantil al realizar la medición alcanzaba los 687 estudiantes, de los cuales, 484 cursaban los grados tercero a sexto, que fue el grupo

seleccionado en el estudio. Se escogió este grupo porque la literatura indica que es a partir del grado tercero cuando se va evidenciando la presencia de AM y va aumentando con la edad (Dowker et al., 2012; Sorvo et al., 2017). Además, porque se espera que en estos grados los estudiantes hayan alcanzado un nivel de fluidez lectora que les facilita la comprensión, lo cual facilita que respondan el cuestionario sin la intervención del profesor, eliminando posibles sesgos al responder.

La aplicación se realizó curso por curso en su respectiva jornada (en este caso, turno mañana y turno tarde), tomo en promedio 30 minutos en grado tercero, 25 minutos en grado cuarto y entre 18 y 20 minutos en los grados quinto y sexto. De los 484 estudiantes que formaban el grupo seleccionado para la medición, presentaron la prueba 379 estudiantes, ya que la asistencia al colegio durante el período en que se aplicaron los cuestionarios fue fluctuante por un pico de enfermedad respiratoria. Los investigadores aplicaron el cuestionario directamente en cada curso. Para ello, se llevó el instrumento impreso en una hoja al aula. Además del cuestionario AMAS, se añadió una pregunta dirigida a identificar cómo se autoevalúan los estudiantes en su desempeño en matemáticas, con el propósito de comparar la relación entre el grado de AM (baja, media, alta) y su autoevaluación (muy bueno, bueno, ni bueno ni malo, malo y muy malo). Además, de acuerdo con Dowker et al. (2012), la AM no se relaciona de forma real con el rendimiento en matemáticas, pero la autoevaluación sí, y la relación entre la autoevaluación y el rendimiento real parece desarrollarse entre los grados tercero y quinto, lo que sugiere que las actitudes y el rendimiento pueden estar cada vez más vinculados con la edad (p. 1). Simultáneamente, se realizó la aplicación del cuestionario de ansiedad general (AG), con el propósito de confirmar que AG y AM son dos constructos diferentes.

Para iniciar la aplicación en cada aula, el investigador brindó al grupo la explicación de las razones por las que es necesario atender desde el aula el problema de la AM y además ofreció pautas para marcar con los datos personales y la manera como se diligenciaban los cuestionarios. Para el caso del cuestionario AMAS se indicó a los niños que cada una de las 9 preguntas que se encontraban en la tabla debían leerse anteponiendo la pregunta "¿cómo te sientes si, ...?". Durante la aplicación, el investigador verificaba que los estudiantes completaran toda la información de identificación, ya que uno de los compromisos adquiridos con las directivas de la institución educativa fue que, si se encontraban cuestionarios que arrojaran valores de suma que indicaran algún tipo de riesgo para el estudiante, tanto en AM como en AG, se reportarían de inmediato al grupo de psicología, para que pudiera recibir el apoyo necesario. Seguidamente, los cuadernillos diligenciados fueron recopilados y sistematizados según el curso, grado y turno, con el apoyo de algunos estudiantes de pregrado de la Universidad ubicada en Lima, para después realizar el estudio psicométrico.

3. Análisis de datos

Este estudio tenía tres objetivos principales: (a) analizar el comportamiento de los ítems, (b) evaluar la estructura interna del instrumento y (c) investigar la confiabilidad de la escala. Para lograr el segundo objetivo, primero se realizó un análisis de redes para explorar la estructura factorial. Luego se realizó un análisis factorial

confirmatorio para determinar si se retenía la solución obtenida del análisis factorial confirmatorio del análisis de redes. Debido a la naturaleza ordinal de los ítems, el AFC se realizó utilizando el estimador DWLS con una matriz de correlación policórica.

Se utilizó el análisis gráfico exploratorio (EGA) para determinar la estructura dimensional de los ítems. Específicamente, se adoptó el modelo gráfico gaussiano con correlaciones policóricas, estableciéndose una red, que se estimó utilizando la contracción absoluta mínima gráfica (GLASSO). Se emplearon varios índices de ajuste para el AFC para comparar la bondad de ajuste del modelo propuesto, incluido el índice de ajuste comparativo (CFI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR).

El análisis factorial confirmatorio multigrupo se efectuó con el estimador DWLS para examinar la invarianza de acuerdo con el sexo. Se compararon secuencialmente una serie de modelos anidados restringiendo los parámetros del modelo para que fueran iguales en todos los géneros en cada prueba de invariancia. El modelo configuracional se estimó primero estimando libremente todos los parámetros, seguido del modelo con restricciones de igualdad en los umbrales en todos los géneros, lo que sugiere proporciones equivalentes para cada categoría de respuesta. Posteriormente, el modelo se estimó con umbrales y cargas iguales, lo que indica una medida similar para los constructos en todos los géneros.

La confiabilidad se examinó utilizando medidas de consistencia interna. La consistencia interna en cada punto temporal se evaluó con base en el ω de McDonald. El Alfa ordinal y la confiabilidad compuesta. Los análisis se efectuaron con el paquete estadístico JASP 0.17.1.0.

4. Resultados

4.1. Propiedades psicométricas de AMAS en Perú

4.1.1. Análisis de ítems

El análisis de frecuencia de respuesta señala que todas las alternativas han sido usadas. Así mismo, se observan los indicadores estadísticos de cada ítem, en términos de media, desviación estándar, asimetría y curtosis. La puntuación media más baja fue 3,1583 en el ítem 8 (¿Cómo te sientes al enterarte que tienes un examen sorpresa en la clase de matemáticas?), mientras que la puntuación más alta fue en los ítems 1, 3 y 9. Respecto a los índices de asimetría y curtosis, muestran una distribución normal, ya que los valores están entre [-2, +2]. En relación con el índice de homogeneidad se encontró que todos los ítems establecen correlaciones superiores a ,20, por lo tanto, contribuyen a medir el constructo. Las comunalidades de varios ítems tienen puntajes inferiores a ,50, que indican la proporción de la varianza explicada por los factores comunes en una variable (Tabla 1).

Tabla 1. Características descriptivas de los ítems de la Escala AMAS

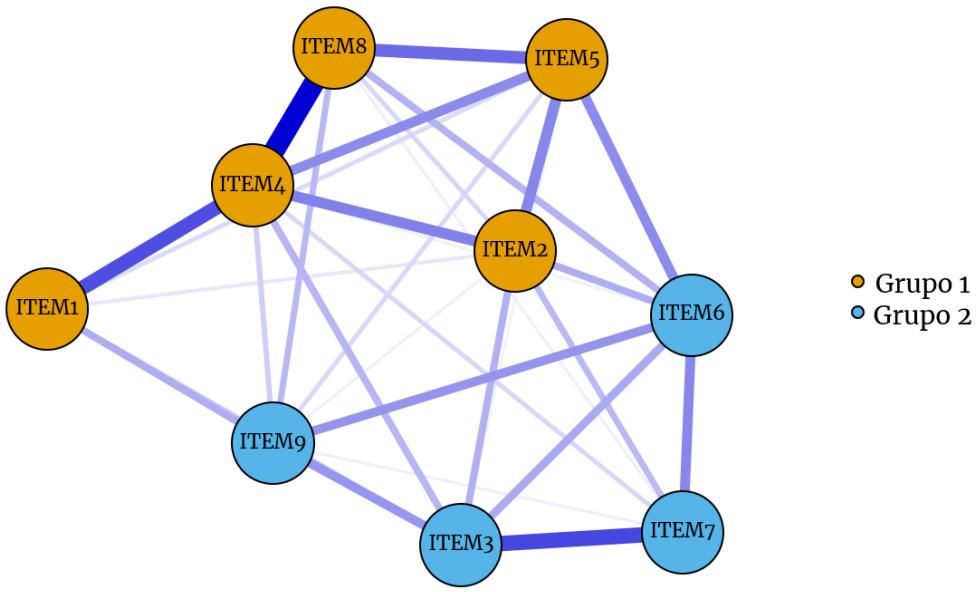
Ítems	1	2	3	4	5	Media	DE	g1	g2	IHC	h^2
1	1,8	2,9	16,1	35,1	44,1	4,1662	,92657	-1,119	1,131	,407	,268
2	3,2	6,1	34,8	32,2	22,7	3,6623	,99572	-,430	-,068	,588	,491
3	,8	2,6	20,1	30,1	46,4	4,1873	,89929	-,860	,126	,513	,394
4	3,7	9,5	28,8	26,1	31,9	3,7309	1,11809	-,504	-,535	,707	,638
5	7,9	17,4	33,5	23,2	17,9	3,2586	1,17363	-,139	-,759	,614	,522
6	3,7	5,8	32,2	32,2	26,1	3,7124	1,03337	-,530	-,075	,553	,444
7	1,6	2,9	19,0	38,3	38,3	4,0871	,90870	-,917	,740	,435	,304
8	14,8	14,2	31,7	19,0	20,3	3,1583	1,30981	-,146	-,983	,615	,527
9	2,6	6,1	13,2	25,3	52,8	4,1953	1,05102	-1,263	,859	,471	,338

Nota. FR=frecuencia de respuesta; M=media; DE=desviación estándar; g1=coeficiente de asimetría; g2=coeficiente de curtosis; IHC=índice de homogeneidad; h2=comunalidades.

4.1.2. Análisis de estructura interna

Con respecto a la conexión entre los ítems, se grafica un análisis de redes, observándose en la Figura 1 que los 9 ítems conforman una red estimada por dos agrupaciones compactas, ansiedad por el aprendizaje de las matemáticas AM-Az (grupo 1) y ansiedad por la evaluación de las matemáticas AM-Ev (Grupo 2). En el grupo AM-Az, se observan conexiones fuertes entre los ítems 8 y 4, y menos fuertes con los ítems 1, 5 y 2. Así mismo, en el grupo AM-Ev, entre los ítems 3 y 7 obtienen mayor fuerza de conexión y menor fuerza con los ítems 6 y 9.

Figura 1. Estructura dimensional de los ítems según el análisis gráfico exploratorio



El análisis factorial confirmatorio se efectuó con el estimador DWLS (mínimos cuadrados ponderados diagonalmente), utilizando una matriz de correlación policórica. Se corroboraron dos factores cuyos índices de ajuste fueron óptimos (x^2 = 20,55, gl,26, p = ,76; CMIN = 0,79; CFI = 1,0; RMSEA = ,99; SRMR = ,037;

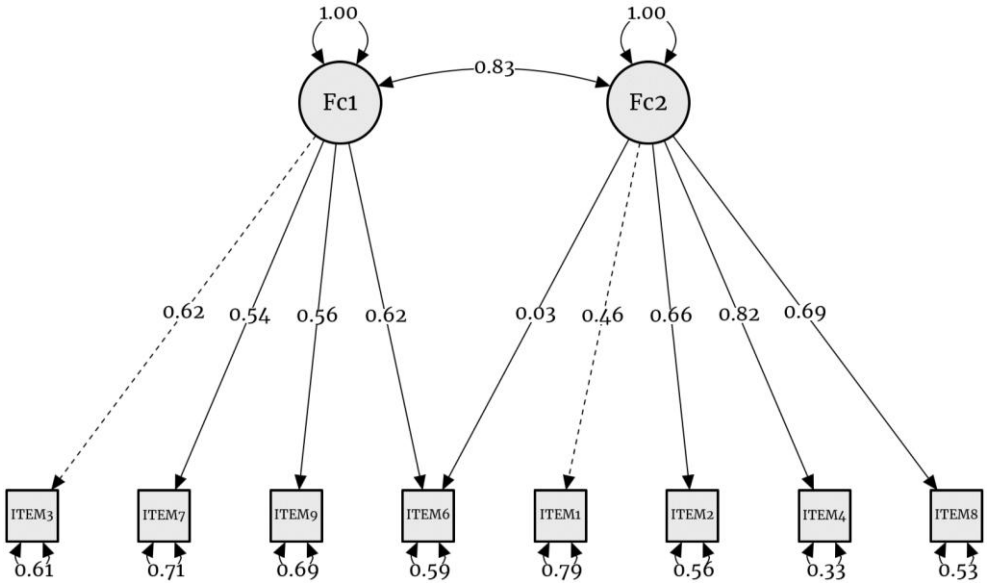
TLI = 1,0; GFI = ,99), tal como lo establecen Hu y Bentler (1999), presentados en la Tabla 2.

Tabla 2. Modelos evaluados y medidas de ajuste de la estructura de la escala AMAS

Modelos	$\chi 2$ = Chi-cuadrado	CMIN/DIF	CFI	TLI	RMSEA	GFI	SRMR
Unidimensional	x^2/gl 87,29(27), p≤,001	3,2	,93	,91	,07(,05-,09)	,98	,043
Bidimensional	x^2/gl 20,55(26), p=,76	0,79	1,0	1,0	,00(,00-,02)	,99	,037

En la Figura 2 se observa que la estructura interna quedó conformada por 9 ítems con cargas factoriales entre 0,46 a 0,80 y dos factores: 5 para MA-Ev con los ítems 1, 2, 4, 5, 8, y 4 para AM-Az, con los ítems 3, 6, 7, 9.

Figura 2. Estimaciones estandarizadas del modelo de dos factores de la escala AMAS



Comparación por sexo. Para examinar posibles diferencias de acuerdo con el sexo, en las respuestas al AMAS y de sus factores, se realizó comparación de muestras independientes. Los resultados mostraron que el sexo de los participantes no establece diferencias significativas respecto de la AM, aspecto que se corrobora con el tamaño del efecto (Tabla 3).

Tabla 3. Comparación de la ansiedad matemática y sus dimensiones según género

	Sexo	Media	Desviación típica	T	Sig	d
AMAS	Femenino	20,44	6,640	1,663	0,097	0,17
	Masculino	19,37	5,875			
Factor1	Femenino	14,71	4,885	1,543	0,124	0,15
	Masculino	13,96	4,589			
Factor2	Femenino	5,73	2,204	1,456	0,146	0,15
	Masculino	5,41	2,067			

4.1.3. Invarianza de la medida según el género

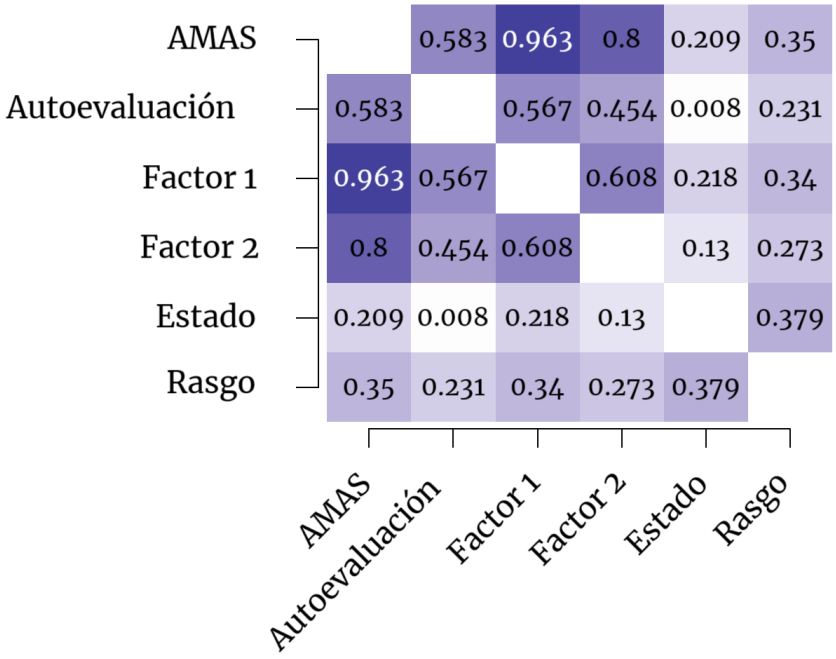
En la Tabla 4, se evalúa en el modelo de dos factores la invarianza de medición del AMAS de acuerdo con el sexo, donde se encontró que los índices (CFI = 1,00; RMSEA = ,045; SRMR = 0,00) en la invarianza de configuración (M1) fueron adecuados. Luego se probó el modelo de invarianza métrica (M2) donde los grupos masculino y femenino fueron iguales obteniendo buen ajuste, resultando que el ΔCFI fue < 0,00, el ΔRMSEA fue <0,00 y el $\Delta\chi^2$ fue no significativo (p > ,05). De igual manera, en el modelo de invarianza escalar (M3), en comparación con el M2, los índices no presentaron cambios significativos. Finalmente, en el modelo de invarianza estricta (M4) en comparación con el M3, el ΔCFI fue < 0,01 y el ΔRMSEA fue < 0,015 y el $\Delta\chi^2$ fue no significativo (p > ,05). Estos valores señalan la invarianza de la medición del AMAS según el sexo (Chen, 2007; Cheung y Rensvold, 2002)

Tabla 4. Invarianza de medición del AMAS según el género

Invarianza	χ2(gl)	CMIN	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCMIN	ΔCFI	ΔRMSEA
Configural	29,58(52)	0,56	1,00	0,00	0,045	-	-	-
Métrica	40,21(59)	0,68	1,00	0,00	0,052	0,12	0,00	0,00
Escalar	50,01(66)	0,75	1,00	0,00	0,052	0,07	0,00	0,00
Estricta	40,21(59)	0,68	1,00	0,00	0,052	-0,07	0,00	0,00

En cuanto a la validez relacionada con otras variables, en la Figura 3 se observan los coeficientes de correlación de los puntajes totales del AMAS y cada factor con la pregunta de autoevaluación: "¿Cómo te autoevalúas en matemáticas?", así como con las pruebas de ansiedad estado y rasgo, observándose coeficientes positivos con valores establecidos entre ,20 a ,58.

Figura 3. Validez relacionada con otras variables entre el AMAS y variables criterio



En cuanto al análisis de fiabilidad, en la Tabla 5 se registraron los coeficientes de consistencia interna, obteniendo las medidas del coeficiente alfa ordinal, así como el omega de McDonald y la fiabilidad compuesta, tanto para la escala como para el factor 1, que obtiene coeficientes mayores a ,70, teniendo el factor 2 valores por debajo de este valor (Tabla 5). Para este análisis se tomó en cuenta los parámetros establecidos por Hair et al. (2019), donde los valores recomendados deben ser ≥ 0,70 y en estudios exploratorios son aceptables los coeficientes entre ,60 y ,70.

Tabla 5. Confiabilidad de consistencia interna de la Escala AMAS

Áreas	Alfa ordinal	Omega de McDonald	Confiabilidad compuesta
Factor 1	,84 (IC95 %=,77-,80)	,80 (IC95 %=,77-,84)	,85
Factor 2	,68 (IC95 %=,62-,72)	,68 (IC95 %=,62-,73)	,69
Escala	,83 (IC95 %=,81-,85)	,84 (IC95 %=,82-,86)	,89

5. Discusión

Se evaluaron las propiedades psicométricas del AMAS en una muestra de estudiantes peruanos de tercero a sexto grado, siendo este es el primer estudio instrumental realizado con dicho instrumento en la educación básica primaria.

Los resultados del análisis de los ítems del AMAS revelan una variabilidad considerable en las respuestas de los estudiantes, lo que sugiere que el instrumento está discriminando adecuadamente entre los estudiantes. Todos los ítems presentan distribución normal. Asimismo, tuvieron un índice de homogeneidad corregido igual o mayor de ,30, con un promedio de ,54. En general, el índice de homogeneidad sugiere una buena consistencia en las respuestas de los estudiantes. Las comunalidades estuvieron entre ,26 y ,63, lo cual quiere decir que significa que entre el 26 % y el 63 % de la varianza de esa variable es explicada por los factores comunes del modelo.

El análisis de la validez factorial del AMAS implicó probar dos modelos descritos previamente en estudios de esta escala: modelos de un factor y de dos factores. El modelo factorial de dos factores mostró el mejor ajuste a los datos empíricos. Así, la estructura del cuestionario queda descrita por dos escalas: AM-Az y AM-Ev. En este modelo las escalas se correlacionaron con la escala general de AM. Esta estructura factorial ha sido descrita en otros estudios, tanto en niños como en adultos (Cohen y Limbers, 2022; Sadiković et al., 2018). Dado que el modelo no solo demostró un buen ajuste empírico a los datos, sino que también fue consistente con conceptos teóricos de una estructura de dos factores, y que el modelo de factores correlacionados fue respaldado por otros estudios (Martín-Puga et al., 2022), fue seleccionado como el más adecuado. Por tanto, los resultados obtenidos de la muestra de niños peruanos concuerdan con los resultados de estudios realizados en otros países como Estados Unidos, España, Italia y México. En este caso, las puntuaciones de los ítems se distribuyeron de la manera esperada. El constructo latente de ansiedad por aprender matemáticas, medido por la subescala AM-Az, incluyó los ítems

3, 6, 7 y 9. El constructo latente de ansiedad ante los exámenes de matemáticas, descrito por la subescala AM-Ev, constaba de los ítems 1, 2, 4, 5 y 8.

La consistencia interna de la AMAS fue alta, según se evaluó mediante el coeficiente alfa de Cronbach y otros coeficientes. Este resultado sugiere que la AMAS se puede aplicar en niños de 8 a 12 años, siendo las puntuaciones precisas. Estos aspectos se han corroborado con diversos estudios (Brown y Macías, 2016; Caviola et al., 2017; Cipora et al., 2015, 2017; Ferguson et al., 2015; Hopko et al., 2003; Primi et al., 2014; Schillinger et al., 2018; Vahedi y Farrokhi, 2011, entre otros).

Sin embargo, los resultados revelan una fiabilidad robusta para el Factor 1 y la escala global. No obstante, el Factor 2 presentó coeficientes más modestos (Alfa Ordinal = ,68; Omega = ,68; CC = ,69). Aunque estos valores se encuentran muy cercanos al umbral crítico de ,70 y pueden considerarse aceptables en etapas de investigación temprana o exploratoria (Hair et al., 2019), su magnitud sugiere que los reactivos que componen esta dimensión presentan una menor covariación entre sí, en comparación con el resto del instrumento. Esta variabilidad podría estar vinculada a una mayor heterogeneidad en el contenido de los ítems del Factor 2 o a una sensibilidad particular de la muestra hacia los conceptos evaluados en dicha área, lo que requiere una interpretación cautelosa de las puntuaciones derivadas de este factor específico.

La validez de criterio de la AMAS se evaluó mediante dos escalas. Uno de ellos fue el STAIC, una escala que se utiliza clásicamente en investigación para evaluar la ansiedad rasgo. Un estudio anterior de Cipora et al. (2015) ha demostrado que la ansiedad rasgo y AMAS están correlacionadas. Esto es consistente con nuestros hallazgos de que las puntuaciones AMAS y STAI-T se correlacionaron en $r = 0{,}32–0{,}38$, que es débil, pero significativa, además, las magnitudes de correlación en las dos investigaciones son similares. Otra escala, la dificultad percibida en matemáticas, también mostró correlaciones débiles ($r = 0{,}22–0{,}27$) pero significativas con las puntuaciones de AMAS. Una posible explicación de la correlación débil puede ser que la escala de dificultad percibida en matemáticas incluye no solo el componente de ansiedad sino también otros constructos (en particular, la autoestima). Sin embargo, se esperaba que las correlaciones fueran positivas y mostraran una relación directa entre los constructos. En general, los resultados obtenidos respaldan la validez de constructo de la AMAS sobre la base de correlaciones positivas significativas entre AMAS y STAIC, AMAS y la escala de dificultad percibida en matemáticas.

A pesar de la relevancia teórica de la autoevaluación como variable de estudio, se hace necesario establecer que su abordaje, mediante una única pregunta abierta, constituye una limitación metodológica en términos de validez de criterio. Si bien este criterio permite capturar la narrativa genuina del participante sin los sesgos de una escala cerrada, su alcance es estrictamente exploratorio. Los resultados derivados de esta pregunta ofrecen un aspecto subjetivo de valoración cualitativa de la situación actual, pero no poseen la robustez psicométrica necesaria para establecer inferencias causales o diagnósticas definitivas.

Una evaluación de las diferencias por sexo mostró que las niñas y los niños no establecen diferencias significativas para el puntaje total (AMAS) y para cada uno

de los factores. Esto es consistente con estudios previos sobre este tema como Primi et al. (2020), Sadiković et al. (2018) o Vahedi y Farrokhi (2011), quienes señalan que AMAS se puede utilizar como medida válida para su uso entre estudiantes, sin discriminar el sexo al que pertenecen. Sin embargo, no es consistente con otros estudios que sí hallaron diferencias de género para la AM medida con AMAS, como es el caso de Martín-Puga et al. (2022) y de Szczygiel (2020). Estos últimos señalan que, en general, las mujeres y las niñas reportan mayor AM, señalando que este hallazgo también se aplica a la ansiedad rasgo y a tipos específicos de ansiedad, como la ansiedad ante los objetos y ante los exámenes, que había sido reportada en estudios que no utilizaron AMAS, como Dowker et al. (2012) y Hembree (1990). La AM también es más pronunciada en las mujeres. Además, las manifestaciones extremas de ansiedad asociadas con el desarrollo de trastornos de ansiedad también se observan con mayor frecuencia en las mujeres. Estas diferencias se explican, por un lado, por razones biológicas (McLean y Anderson, 2009), sociales y culturales, estas dos últimas contribuciones pueden dar lugar a diferencias transnacionales en el mismo, en el caso en el que se hayan realizado los estudios con el mismo instrumento (Martín-Puga et al., 2022). Empero, el constructo de AM para este estudio, en sí no difirió entre niños y niñas, hallazgo que está respaldado por la invariancia de género demostrada. Nuestros resultados indican invariancia configural entre géneros, lo que significa que el modelo que describe AMAS es adecuado para ambos sexos.

Una posible limitación de este estudio puede ser la falta de evaluaciones de la confiabilidad test-retest. Investigaciones futuras podrían desarrollar normas para esta escala. Otra limitación está relacionada con el déficit de mediciones en pruebas adaptadas a Perú que pueden utilizarse para la validación externa. Por lo tanto, la dirección futura de la investigación puede incluir el desarrollo de otros instrumentos para la estimación de AM, Para fortalecer líneas futuras de mejora, también se hace necesaria una revisión de los ítems del factor 2. Por ejemplo, un análisis semántico y cualitativo de las preguntas podría identificar posibles ambigüedades en su redacción que pueda afectar la consistencia interna, así como replicar el estudio en muestra más amplias y diversas.

Como una limitación del estudio, se reconoce la ausencia de una validación de apariencia formal mediante juicio de expertos para la versión traducida. No obstante, la robustez de los análisis psicométricos posteriores y la consistencia de las respuestas sugieren que la comprensión de los ítems por parte de los participantes fue adecuada. Futuras investigaciones deberían incluir un proceso de validación cualitativa para perfeccionar la equivalencia lingüística del instrumento.

En resumen, las propiedades psicométricas de AMAS sugieren que puede utilizarse para medir la AM en niños peruanos de entre 8 y 12 años. Esto fue confirmado por la consistencia interna y validez factorial. En el presente estudio no se observaron diferencias de género, similares a las reportadas anteriormente. Se demostró la invariancia de género, lo que sugiere que el constructor de AM en niños es similar. En general, los resultados obtenidos son consistentes con informes sobre puntajes AMAS en otros países. Esto amplía nuestro conocimiento sobre el constructo de la AM en poblaciones de todo el mundo y sugiere oportunidades para

utilizar el AMAS en estudios transculturales. En general, estos hallazgos contribuyen a la mejora de la educación matemática.

Referencias

Adeyemi, A. (2015). *Investigating and overcoming mathematics anxiety in in-service elementary school teachers* [Tesis doctoral, Universidad de Windsor]. Electronic Theses and Dissertations, 5463. https://scholar.uwindsor.ca/etd/5463

Aiken, L. R. (1976). Update on attitudes and other affective variables in learning mathematics. *Review of Educational Research Spring*, *46*(2), 293–311. https://doi.org/10.3102/00346543046002293

Anderson, R. K., Boaler, J. y Dieckmann, J. A. (2018). Achieving elusive teacher change through challenging myths about learning: A blended approach. *Education Sciences*, *8*(3), 98. https://doi.org/10.3390/educsci8030098

Ashcraft, M. H. (2002). Math anxiety: Personal, educational, and cognitive consequences. *Current Directions in Psychological Science, 11*(5), 181–185. https://doi.org/10.1111/1467-8721.00196

Ashcraft, M. H. (2019). Cognitive and motivational underpinnings of mathematical learning difficulties: A discussion. En A. Fritz, V. G. Haase y P. Räsänen (Eds.), *International handbook of mathematical learning difficulties* (pp. 569–588). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-97148-3_30

Ashcraft, M. H. y Ridley, K. S. (2005). Math anxiety and its cognitive consequences. En J. I. D. Campbell (Ed.), *Handbook of mathematical cognition* (pp. 315–327). Psychology Press. https://doi.org/10.4324/9780203998045

Bekdemir, M. (2010). The pre-service teachers' mathematics anxiety related to depth of negative experiences in mathematics classroom while they were students. *Educational Studies in Mathematics, 75*(3), 311–328. https://doi.org/10.1007/s10649-010-9260-7

Bessant, K. C. (1995). Factors associated with types of mathematics anxiety in college students. *Journal for Research in Mathematics Education*, *26*(4), 327–345. http://www.jstor.org/stable/749478

Brown, J. L. y Macías Sifuentes, L. (2016). Validation study of the Abbreviated Math Anxiety Scale: Spanish adaptation. *Journal of Curriculum and Teaching*, *5*(2), 76–82. https://doi.org/10.5430/jct.v5n2p76

Bursal, M. y Paznokas, L. (2006). Mathematics anxiety and preservice elementary teachers' confidence to teach mathematics and science. *School Science and Mathematics*, *106*, 173–180. https://doi.org/10.1111/j.1949-8594.2006.tb18073.x

Bush, W. S. (1989). Mathematics anxiety in upper elementary school teachers. *School Science and Mathematics*, *89*, 499–509. https://doi.org/10.1111/j.1949-8594.1989.tb11952.x

Caviola, S., Primi, C., Chiesi, F. y Mammarella, I. C. (2017). Psychometric properties of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) in Italian primary school children. *Learning and Individual Differences*, *55*, 174–182. https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.03.006

Céspedes Condoma, E. (2015). *Propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad Estado y Ansiedad Rasgo en niños y adolescentes de Lima Sur* [Tesis de licenciatura, Universidad Autónoma del Perú]. Repositorio Institucional de la Universidad Autónoma del Perú.

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *14*(3), 464–504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9*(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5

Cipora, K., Artemenko, C. y Nuerk, H. -C. (2019). Different ways to measure math anxiety. En I. C. Mammarella, S. Caviola y A. Dowker (Eds.), *Mathematics anxiety* (pp. 20–41). Routledge. https://www.taylorfrancis.com/chapters/edit/10.4324/9780429199981-2/different-ways-measure-math-anxiety-krzysztof-cipora-christina-artemenko-hans-christoph-nuerk

Cipora, K., Szczygieł, M., Willmes, K. y Nuerk, H. -C. (2015). Math anxiety assessment with the Abbreviated Math Anxiety Scale: Applicability and usefulness: Insights from the Polish adaptation. *Frontiers in Psychology, 6*, 1833. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01833

Cipora, K., Willmes, K., Szwarc, A. y Nuerk, H. -C. (2017). Normas y validación de las versiones en línea y de papel y lápiz de la Escala Abreviada de Ansiedad Matemática (AMAS) para adolescentes y adultos polacos. *Revista de Cognición Numérica*, *3*(3), 667–693. https://doi.org/10.5964/jnc.v3i3.121

Cohen, L. A. y Limbers, C. A. (2022). Factor structure and gender invariance of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) in middle school students. *Trends in Psychology, 30*, 788–807. https://doi.org/10.1007/s43076-022-00167-6

Consejo Nacional de Educación. (2020). *Proyecto Educativo Nacional al 2036: El reto de la ciudadanía plena*. https://hdl.handle.net/20.500.12799/7265

Delgado, G. A., Villafaña, C. M. y Ávila, M. M. (2021). *Validación de un instrumento cuantitativo para medir la ansiedad a las matemáticas en niños de primaria* [Presentación de ponencia]. 4.º Congreso Nacional de Investigación sobre Educación Normal, Hermosillo, Sonora, México. https://www.researchgate.net/publication/356065116_Validacion_de_un_instrumento_cuantitativo_para_medir_la_ansiedad_a_las_matematicas_en_ninos_de_primaria

Dietrich, J. F., Huber, S., Moeller, K. y Klein, E. (2015). The influence of math anxiety on symbolic and non-symbolic magnitude processing. *Frontiers in Psychology*, *6*, Article 1621. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01621

Dowker, A., Ashcraft, M. y Krinzinger, H. (2012). The development of attitudes and emotions related to mathematics. *Child Development Research*, 238435. https://doi.org/10.1155/2012/238435

Ferguson, A. M., Maloney, E. A., Fugelsang, J. y Risko, E. F. (2015). On the relation between math and spatial ability: The case of math anxiety. *Learning and Individual Differences*, *39*, 1–12. https://doi.org/10.1016/j.lindif.2015.02.007

Foley, A. E., Herts, J. B., Borgonovi, F., Guerriero, S., Levine, S. C. y Beilock, S. L. (2017). The math anxiety-performance link: A global phenomenon. *Current Directions in Psychological Science*, *26*(1), 52–58. https://doi.org/10.1177/0963721416672463

Goldin, G. A. (2014). Perspectives on emotion in mathematical engagement, learning, and problem solving. En L. Linnenbrink-Garcia y R. Pekrun (Eds.), *International handbook of emotions in education* (pp. 391- 414). Taylor & Francis.

Gunderson, E. A., Park, D., Maloney, E. A., Beilock, S. L. y Levine, S. C. (2017). Reciprocal relations among motivational frameworks, math anxiety, and math

achievement in early elementary school. *Journal of Cognition and Development*, *19*(1), 21–26. https://doi.org/10.1080/15248372.2017.1421538

Haase, V. G. y Krinzinger, H. (2019). Adding all up: Mathematical learning difficulties around the world. En A. Fritz, V. G. Haase y P. Räsänen (Eds.), *International handbook of mathematical learning difficulties* (pp. 311–325). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-97148-3_20

Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2019). *Primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Sage. https://eli.johogo.com/Class/CCU/SEM/_A%20Primer%20on%20Partial%20Least%20Squares%20Structural%20Equation%20Modeling_Hair.pdf

Harper, N. W. y Daane, C. J. (1998). Causes and reduction of math anxiety in preservice elementary teachers. *Action in Teacher Education, 19*(4), 29–38. https://doi.org/10.1080/01626620.1998.10462889

Hembree, R. (1990). The nature, effects, and relief of mathematics anxiety. *Journal for Research in Mathematics Education, 21*(1), 33–46. https://doi.org/10.2307/749455

Hollingsworth, H. L. y Knight-McKenna, M. (2018). "I am now confident": Academic service-learning as a context for addressing math anxiety in preservice teachers. *Journal of Early Childhood Teacher Education, 39*(4), 312–327. https://doi.org/10.1080/10901027.2018.1514337

Hopko, D. R., Mahadevan, R., Bare, R. L. y Hunt, M. K. (2003). The Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) construction, validity, and reliability. *Assessment*, *10*, 178–182. https://doi.org/10.1177/1073191103010002008

Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Maloney, E. A. y Beilock, S. L. (2012). Math anxiety: Who has it, why it develops, and how to guard against it. *Trends in Cognitive Sciences*, *16*(8), 404–406. https://doi.org/10.1016/j.tics.2012.06.008

Martín-Puga, M. E., Justicia-Galiano, M. J., Gómez-Pérez, M. M. y Pelegrina, S. (2022). Psychometric properties, factor structure, and gender and educational level invariance of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) in Spanish children and adolescents. *Assessment*, *29*(3), 425–440. https://doi.org/10.1177/1073191120980064

McLean, C. P. y Anderson, E. R. (2009). Brave men and timid women? A review of the gender differences in fear and anxiety. *Clinical Psychology Review*, *29*(6), 496–505. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.05.003

Morton, H. L. y Dykeman, C. (2019). *Mathematics anxiety and math instructional time in first-year elementary school teachers.* PsyArXiv. https://doi.org/10.31234/osf.io/9krmh

Primi, C., Busdraghi, C., Tomasetto, C., Morsanyi, K. y Chiesi, F. (2014). Measuring math anxiety in Italian college and high school students: Validity, reliability and gender invariance of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS). *Learning and Individual Differences*, *34*, 51–56. https://doi.org/10.1016/j.lindif.2014.05.012

Primi, C., Donati, M. A., Izzo, V. A., Guardabassi, V., O'Connor, P. A., Tomasetto, C. y Morsanyi, K. (2020). The Early Elementary School Abbreviated Math Anxiety Scale (the EES-AMAS): A new adapted version of the AMAS to measure math anxiety in young children. *Frontiers in Psychology, 11*, 10–14. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01014

Ramirez, G., Shaw, S. T. y Maloney, E. A. (2018). Math anxiety: Past research, promising interventions, and a new interpretation framework. *Educational Psychologist*, *53*(3), 145–164. https://doi.org/10.1080/00461520.2018.1447384

Richardson, F. C. y Suinn, R. M. (1972). The Mathematics Anxiety Rating Scale: Psychometric data. *Journal of Counseling Psychology, 19*(6), 551–554. https://doi.org/10.1037/h0033456

Sadiković, S., Milovanović, I. y Oljača, M. (2018). Another psychometric proof of the Abbreviated Math Anxiety Scale Usefulness: IRT analysis. *Primenjena Psihologija*, *11*(3), 301–323.

Schillinger, F. L., Vogel, S. E., Diedrich, J. y Grabner, R. H. (2018). Math anxiety, intelligence, and performance in mathematics: Insights from the German adaptation of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS-G). *Learning and Individual Differences*, *61*, 109–119. https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.11.014

Sloan, T. R., Vinson, B., Haynes, J. y Gresham, R. (1997, November). A comparison of pre-and post-levels of mathematics anxiety among preservice teacher candidates enrolled in a mathematics methods course. [Paper presentation]. *Annual Meeting of the Midsouth Educational Research Association, Nashville, TN, United States*. https://eric.ed.gov/?id=ED417137

Sorvo, R., Koponen, T., Viholainen, H., Aro, T., Räikkönen, E., Peura, P., Dowker, A. y Aro, M. (2017). Math anxiety and its relationship with basic arithmetic skills among primary school children. *British Journal of Educational Psychology*, *87*(3), 309–327. https://doi.org/10.1111/bjep.12151

Spielberger, C. D., Edwards, C. D., Lushene, R., Montuori, J. y Platzek, D. (2024). *State-Trait Anxiety Inventory for Children.* Hogrefe TEA Ediciones.

Spielberger, C. D., Edwards, C. D., Montouri, J. y Lushene, R. (1973). *State-Trait Anxiety Inventory for Children.* Consulting Psychologists Press.

Szczygiel, M. (2020). Gender, general anxiety, math anxiety and math achievement in early school-age children. *Issues in Educational Research, 30*, 1126–1142.

Uusimaki, L. y Nason, R. (2004). Causes underlying pre-service teachers' negative beliefs and anxieties about mathematics. En M. J. Høines y A. B. Fuglestad (Eds.), *Proceedings of the 28th Conference of the International Group for the Psychology of Mathematics Education* (Vol. 4, pp. 369–376). PME. https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED489664.pdf

Vahedi, S. y Farrokhi, F. (2011). A confirmatory factor analysis of the structure of abbreviated math anxiety scale. *Iran Journal of Psychiatry, 6*(2), 47–53. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/22952521/

∞

Alexandra Jiménez-Jiménez

Universidad Distrital Francisco José de Caldas (Colombia)
ajimenezj@udistrital.edu.co | https://orcid.org/0009-0006-7007-076X
Contribución: Conceptualización, investigación, visualización, administración del proyecto, redacción – borrador original.

Mafalda Ortiz-Moran

Universidad Nacional Federico Villarreal (Perú)
mortiz@unfv.edu.pe | https://orcid.org/0000-0002-6272-1183
Contribución: Análisis formal, validación, curación de datos, redacción – revisión y edición.

José Livia-Segovia

Universidad Nacional Federico Villarreal (Perú)
joselivia@unfv.edu.pe | https://orcid.org/0000-0003-2226-3349
Contribución: Conceptualización, curación de datos, análisis formal, metodología, supervisión.

Recibido: 7 de junio de 2024
Aceptado: 8 de junio de 2026

Validity of the Abbreviated Math Anxiety Scale in Primary Education Students in Peru

Alexandra Jiménez-Jiménez [1], Mafalda Ortiz-Moran [2], José Livia-Segovia [2]

[1] Universidad Distrital Francisco José de Caldas (Colombia)
[2] Universidad Nacional Federico Villarreal (Perú)

Introduction: Math anxiety (MA) is a negative emotion that adversely impacts academic performance and learning disposition, being intrinsically linked to the teaching-learning process (Goldin, 2014). Globally, it affects a significant number of students (Foley et al., 2017; Gunderson et al., 2017; Ramirez et al., 2018), and is explained by approaches such as Cognitive Theory, which suggests that students with MA develop negative beliefs and ruminate on their past errors (Ashcraft & Ridley, 2005). In Peru, research on MA in primary education is scarce, underscoring the need to validate precise tools such as the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS). This study aligns with the National Educational Project (PEN 2036), which aims for the development of full and inclusive citizenship (CNE, 2020). Therefore, the objective of this research was to determine the structural validity, criterion validity, and reliability evidence of the AMAS scale within the Peruvian context.

Method: An instrumental, cross-sectional design study was conducted. The sample consisted of 379 children from a public primary school in Lima, Peru, enrolled in the 3rd, 4th, 5th, and 6th grades. The primary instrument evaluated was the AMAS scale, a short 9-item measure widely used internationally due to its psychometric properties (Cipora et al., 2019). Additionally, to assess criterion validity, a general anxiety scale was administered. Data were analyzed using Confirmatory Factor Analysis (CFA) to contrast the internal structure, employing robust estimators. Furthermore, factorial invariance across the participants' sex was evaluated.

Results: Exploratory Graph Analysis (EGA) initially identified two latent communities within the item network, corresponding to learning anxiety (Group 1) and evaluation anxiety (Group 2). Subsequently, Confirmatory Factor Analysis (CFA) definitively corroborated this bidimensional structure, exhibiting excellent global fit indices ($\chi^2/df = 0.79$, $p = .76$; $CFI = 1.0$; $TLI = 1.0$; $RMSEA = .00$ [90% CI .00, .02]; $SRMR = .037$). Likewise, multigroup analysis demonstrated the factorial invariance of the instrument across sex, ensuring an equivalent measurement between boys and girls. Regarding criterion validity, AMAS scores correlated directly and significantly with general anxiety ($r = .90$; $p < .01$). Finally, the internal consistency of the factors ranged between .68 and .84, with lower coefficients observed in the evaluation anxiety dimension.

Conclusions: It is concluded that the AMAS scale possesses solid evidence of internal structural validity, criterion validity, and adequate levels of reliability for use among Peruvian primary school students. By confirming its invariance and two-factor structure, the instrument establishes itself as a brief, effective, and metrically robust tool for psychological evaluation and early detection of math anxiety in the classroom.