

Actitud hacia la matemática de estudiantes en el curso Métodos Cuantitativos para Administración de Empresas

Wanda Velázquez-Rosado,^{1,A} Wanda Villafañe-Cepeda,^{1,B}
José C. Vega-Vilca,^{1,C} Aniel Nieves-González,^{1,D}

Recibido: 14 marzo 2021 | Revisado: 6 septiembre 2021 | Aceptado: 15 septiembre 2021

¹ Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras, Puerto Rico

^A wanda.velazquez@upr.edu | <https://orcid.org/0000-0002-6796-1936>

^B wanda.villafane1@upr.edu | <https://orcid.org/0000-0003-0495-7734>

^C jose.vega23@upr.edu | <https://orcid.org/0000-0001-5045-5570>

^D aniel.nieves@upr.edu | <https://orcid.org/0000-0001-8736-7283>

RESUMEN

Uno de los posibles factores que explica el alto porcentaje de fracasos en los cursos de matemáticas es la actitud de los estudiantes hacia esta disciplina. La baja actitud hacia la matemática, a su vez, puede afectar el desempeño de los estudiantes en otros cursos cuantitativos de administración de empresas. En este estudio se tradujo y adaptó del inglés al español la versión corta del instrumento *Attitudes Toward Mathematics Inventory*. Se demostró que el instrumento traducido es válido y confiable para evaluar la actitud de los estudiantes hacia la matemática. Se encontró que existen diferencias entre géneros, los varones tienen mejor actitud hacia la matemática que las féminas, respecto a la autoconfianza, y que ambos géneros reconocen el valor de la matemática, pero muestran una baja actitud en términos de disfrute y motivación hacia esta disciplina.

Palabras clave: actitud hacia la matemática, Precálculo, Métodos Cuantitativos, género, análisis factorial confirmatorio

Student's attitude toward mathematics in the course Quantitative Methods for Business Administration

■ ABSTRACT

One of the possible factors that explains the high percentage of failures in mathematics courses is the student's attitude toward mathematics. Moreover, a low attitude towards mathematics may affect the student performance in other quantitative courses in Business Administration. In this study we translated and adapted the short version of the instrument Attitude toward Mathematics Inventory from English to Spanish. We demonstrated the validity and reliability of the translated instrument to measure student's attitude toward mathematics. We found a gender difference: male students have a better attitude than female students regarding self-confidence. Moreover, students of both genders, recognize the value of mathematics, but have a low attitude in terms of enjoyment and motivation.

Keywords: attitude toward mathematics, Precalculus, Quantitative Methods, gender, confirmatory factor analysis

Introducción

La situación de los negocios en la actualidad, en la que la toma de decisiones se fundamenta en el análisis de los datos, requiere que los egresados de las escuelas de administración de empresas posean las destrezas necesarias de razonamiento crítico y lógico matemático. Estas destrezas son de suma importancia para que la toma de decisiones sea acertada y beneficiosa para la empresa. Es por esta razón que las universidades con facultades de administración de empresas requieren que todos sus programas incluyan cursos cuantitativos, tales como precálculo, cálculo y estadística. Aun cuando los estudiantes aprueban estos cursos, se ha encontrado que no pueden transferir el conocimiento adquirido a cursos subsiguientes, como lo son economía y finanzas (Gordon, 2010). Más aún, se ha encontrado que los estudiantes tienen serias dificultades para aprobar cursos cuantitativos.

En el caso particular de la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras (UPRRP), se ha encontrado que existe un alto porcentaje de fracasos de los estudiantes en los cursos cuantitativos,

como lo son precálculo y cálculo. En particular, en el curso Métodos Cuantitativos para Administración de Empresas I (MECU 3031), el por ciento de fracasos se mantuvo en alrededor de un 49% durante el primer semestre y un 52% durante el segundo semestre durante los años académicos del 2002–2003 al 2016–2017.

Varios autores coinciden en señalar que el alto porcentaje de fracasos en las matemáticas incide en que muchos de los estudiantes fracasen en cursos subsiguientes y no tengan éxito en la culminación de su carrera universitaria en el tiempo esperado (Parker, 2005; Vega Vilca y Agosto, 2010; Vega Vilca et al., 2016). Específicamente, Parker (2005) indica que los estudiantes que tenían más éxito en los cursos de matemáticas tenían mayor probabilidad de permanecer en la universidad y graduarse en cuatro años. Esto implica que las matemáticas facilitan el éxito de los estudiantes en su carrera académica.

La literatura indica que uno de los factores que puede incidir en el fracaso de los estudiantes en los cursos de matemáticas es la actitud que estos tienen hacia esta disciplina. Específicamente, varios autores coinciden en señalar que existe una relación directa entre la actitud de los estudiantes hacia la matemática y el éxito en esta materia (Gamboa Araya & Moreira-Mora, 2017; Lin & Huang, 2016; Pyzdrowski et al., 2013). El tener actitudes negativas hacia la matemática se traduce en un pobre compromiso con la clase, lo que inevitablemente conduce al fracaso (Mayes et al., 2008).

Debido a que existe una relación directa entre la actitud y el desempeño de los estudiantes en los cursos de matemáticas, es importante desarrollar instrumentos eficaces para determinar la actitud que tienen los estudiantes hacia esta materia. Sin embargo, no existen instrumentos cortos disponibles para medir la actitud de los alumnos hacia la matemática que estén en el idioma español. Precisamente, uno de los objetivos de esta investigación es traducir y adaptar del inglés al español el instrumento *Attitudes Toward Mathematics Inventory*, versión corta. El otro objetivo del estudio es determinar si existen diferencias significativas de género en cuanto a la actitud que tienen los estudiantes hacia la

matemática. Los participantes en el estudio fueron estudiantes de nuevo ingreso matriculados en el curso MECU 3031, el cual es un curso de precálculo con aplicaciones a la administración de empresas.

Actitud hacia la matemática

Durante años, las investigaciones relacionadas con la enseñanza y aprendizaje de las matemáticas apuntan a que un factor importante a considerar en el desempeño de los estudiantes es la actitud que ellos tienen hacia esta disciplina. Tapia y Marsh (2004a) al igual que Lin y Huang (2016), indican que la actitud hacia la matemática se refiere a sentimientos y emociones que tienen los estudiantes hacia esta disciplina. En la definición desarrollada por Tapia y Marsh (2004a), se incluyen cuatro subcategorías o constructos:

1. valor de la matemática, que se refiere a la creencia que tienen los estudiantes respecto a la utilidad, relevancia e importancia de la matemática en sus vidas
2. autoconfianza, que se relaciona con la confianza que tienen los estudiantes respecto a su desempeño en matemática
3. disfrute, que es el grado en que los estudiantes disfrutaban de las clases de matemáticas y de hacer trabajos de matemáticas
4. motivación respecto a seguir estudios en matemáticas

Estos cuatro constructos, también fueron utilizados y adaptados por Lim y Chapman (2013). Precisamente, los mismos se adaptaron en el presente estudio y se acogió la definición de actitud hacia la matemática que establecen Tapia y Marsh (2004a), Lim y Chapman (2013) y Lin y Huang (2016).

Instrumentos para medir actitud hacia la matemática

Uno de los primeros investigadores que desarrolló un instrumento para medir la actitud hacia la matemática fue

Aiken (1974). Este presentó una de las categorías estándar en la medida de actitudes hacia la matemática compuesta de dos subcategorías: valor de la matemática y disfrute de la matemática. En una versión posterior, Aiken (1979) aumentó el número de subcategorías a cuatro: gusto por la matemática, motivación matemática, valor-utilidad de la matemática y miedo a la matemática. Más adelante, Fennema y Sherman (1976) desarrollaron un instrumento para medir las actitudes hacia la matemática el cual consta de nueve subcategorías. Este instrumento ha sido modificado y validado para ser utilizado con estudiantes de otras culturas (Adediwura, 2011).

Tapia y Marsh (2000, 2002, 2004a) desarrollaron el instrumento *Attitudes Toward Mathematics Inventory* (ATMI). El ATMI originalmente fue diseñado para determinar la actitud de los estudiantes de escuela secundaria hacia la matemática (Tapia y Marsh, 2000, 2004a). En un principio el ATMI constaba de 49 ítems y evaluaba seis constructos (o subescalas) respecto a la actitud hacia la matemática: confianza, ansiedad, valor de la matemática, disfrute de la matemática, motivación y expectativa de los padres y maestros. Luego, Tapia y Marsh (2005) combinaron dos de los seis constructos originales para formar un solo constructo. Las subescalas ansiedad y confianza se combinaron y se formó el constructo autoconfianza. Además, eliminaron el constructo sobre la expectativa de los padres y maestros, debido a que encontraron una baja correlación entre el total de los ítems. El ATMI quedó ajustado con 40 ítems y cuatro constructos, estos son: autoconfianza, valor de la matemática, disfrute de la matemática y motivación. Este ATMI con cuatro factores fue utilizado por Tapia y Marsh (2005) en un estudio con 134 estudiantes universitarios americanos para confirmar si el modelo de los cuatro factores era válido y confiable. Encontraron que el modelo de los cuatro factores del instrumento tenía confiabilidad y consistencia interna y era aplicable a estudiantes universitarios.

Años más tarde, Lim y Chapman (2013) trabajaron con un instrumento para medir la actitud de los estudiantes hacia la matemática. Los instrumentos existentes hasta ese momento creados

para para medir la actitud hacia la matemática eran muy largos. Por esa razón elaboraron una versión más corta del ATMI, la cual fue una revisión del instrumento creado por Tapia y Marsh (2004a, 2005). La versión corta del ATMI mide cuatro subcategorías: disfrute de la matemática, motivación para hacer matemática, autoconfianza hacia la matemática y valor percibido de la matemática. El instrumento que sometieron a prueba en su estudio tenía 40 ítems. Concluyeron que se podía reducir esta cantidad, ya que 21 de ellos resultaron redundantes. Al final, el instrumento quedó constituido por 19 ítems. Encontraron que la versión corta del ATMI puede completarse en menos de 10 minutos, lo que facilita su administración.

Lin y Huang (2016) realizaron un estudio en el cual tradujeron la versión corta del ATMI (Lim y Chapman, 2013) del idioma inglés al chino. El objetivo principal de su estudio fue desarrollar y determinar la validez de este instrumento para estudiantes universitarios de Taiwán. Además, determinar la invariancia de la medición por género. Como parte de sus resultados, hallaron que el modelo utilizado con algunos ítems excluidos tiene mejores índices de ajuste que el modelo original de Lim y Chapman. Ellos retuvieron 17 ítems de los 19 originales que establecieron Lim y Chapman. Los autores también confirmaron la generalización de la construcción de los cuatro factores que incluye el modelo. Además, concluyeron que tanto el alfa de Cronbach como las subescalas del instrumento modificado fueron satisfactorios y demostraron la validez convergente y discriminante. También, demostraron la invariancia de la medición del instrumento a través del género. Los resultados del estudio de Lin y Huang sugieren que la versión corta del ATMI en el idioma chino es un instrumento confiable, válido y compacto que mide eficientemente las actitudes de los estudiantes hacia la matemática.

De la literatura se desprende que existe una variedad de instrumentos para medir la actitud que tienen los estudiantes hacia la matemática. No obstante, hasta el momento, no existe un instrumento corto en el idioma español que mida este as-

pecto. Precisamente, la presente investigación tiene el objetivo de traducir y adaptar un instrumento corto en español que mida la actitud que tienen los estudiantes universitarios hacia la matemática. Además, el segundo objetivo del estudio es determinar si existen diferencias significativas en cuanto a género, respecto a la actitud hacia la matemática.

Diferencias de género en términos de la actitud hacia la matemática

Los resultados de varias investigaciones apuntan a que la actitud hacia la matemática es afectada por varios factores, tales como aprovechamiento, métodos de enseñanza, escuela de procedencia, raza o género. Algunos de estos estudios indican que los estudiantes varones tienen mejor actitud hacia la matemática que las féminas. Kafui y Suzi (1998) llevaron a cabo un meta análisis para investigar las diferencias en género en cuanto a las actitudes de los estudiantes hacia la matemática para los años 1970 a 1995. Los datos para llevar a cabo el análisis se obtuvieron de 96 estudios, los cuales incluyeron 30,490 estudiantes (15,877 féminas y 14,613 varones), 69 artículos y 27 documentos del Education Resources Information Center. La conclusión principal de este estudio es que existen diferencias significativas en género en cuanto a la actitud hacia la matemática. Específicamente, se encontró que los varones tienen mejores actitudes hacia la matemática.

Reilly et al. (2017) presentaron los resultados de un estudio titulado “2011 Trends in Mathematics and Science Study” [TIMSS]. El TIMSS constituye una evaluación internacional del aprovechamiento, actitudes y creencias de estudiantes de octavo grado. En el estudio participaron 45 países y 261,738 estudiantes. Entre otras cosas se encontró que los varones tenían mejores actitudes hacia la matemática que las féminas. Hallazgos parecidos fueron encontrados por Oppong Asante (2012) y Rojo Robas et al. (2018). Otros estudios, por el contrario, establecen que las féminas tienen mejor actitud hacia la matemática que los varones. Por ejemplo, Yaratan y Kasapoglu

(2012) realizaron una investigación cuyo objetivo fue investigar las diferencias en actitudes, ansiedad y aprovechamiento matemático con respecto al género y la localización de la escuela. Los resultados mostraron diferencias significativas relacionadas con la actitud y el aprovechamiento de matemáticas. Específicamente, las féminas mostraron tener mejor actitud hacia la matemática que los varones.

Varios estudios indican que no existen diferencias significativas respecto a género y actitud de los estudiantes universitarios hacia la matemática. Por ejemplo, Tapia y Marsh (2004b) investigaron el efecto de las variables ansiedad y género con respecto a la actitud hacia la matemática. Como parte de los resultados de la investigación, los autores encontraron que la variable género no tenía efecto respecto a la actitud hacia la matemática.

En resumen, los resultados de algunas investigaciones apuntan a que los estudiantes varones tienen mejor actitud hacia la matemática que las féminas (Kafui & Suzi, 1998; Opong Asante, 2012; Reilly et al., 2017; Rojo Robas et al., 2018). Por el contrario, otros estudios indican que las féminas tienen mejor actitud que los varones (Tapia & Marsh, 2004b; Yaratan & Kasapoglu, 2012). Algunos indican que no existen diferencias significativas en cuanto a género, respecto a la actitud hacia la matemática (Kamoru & Gbolagade Ramon, 2017; Karjanto, 2017). Precisamente, uno de los objetivos del presente estudio es determinar si existen diferencias significativas en cuanto a género, respecto a la actitud hacia la matemática de los estudiantes de nuevo ingreso matriculados en el curso MECU 3031 de la UPRRP durante el segundo semestre 2019-2020. Esta diferencia se determinará mediante la administración del instrumento versión corta del ATMI y el análisis de los resultados.

Metodología

La investigación conllevó tres fases. La primera fase incluyó el proceso de traducción y adaptación del instrumento versión

corta del ATMI del inglés al español y un estudio piloto. La segunda fase incluyó la administración del instrumento traducido y adaptado al español. En la tercera fase se analizaron los datos recopilados como parte del proceso de determinar la validez y confiabilidad del instrumento traducido. Además, se determinaron las diferencias de género en cuanto a la actitud hacia la matemática.

Participantes

En el estudio participaron estudiantes matriculados en el curso MECU 3031 de la Facultad de Administración de Empresas (FAE) de la UPRRP durante el año académico 2019-2020. En la primera fase del estudio (estudio piloto) participaron ocho estudiantes y en la segunda fase participaron 179 estudiantes.

Instrumento

En la investigación se utilizó la versión corta del instrumento ATMI que desarrollaron Lim y Chapman (2013). Esta versión corta del ATMI tiene cuatro subcategorías que incluyen: disfrute de la matemática (cinco ítems); motivación para hacer matemática (cuatro ítems); autoconfianza hacia la matemática (cinco ítems); y valor percibido de la matemática (cinco ítems). Estas subcategorías junto con sus códigos se describen en la Tabla 1. La versión corta del ATMI incluye en total 19 preguntas. Las respuestas se evaluaron usando una escala de Likert de cinco puntos. Las respuestas en el instrumento oscilaban desde: muy en desacuerdo (1); en desacuerdo (2); neutral (3); de acuerdo (4); y muy de acuerdo (5).

Tabla 1

Subcategorías del instrumento versión corta del ATMI con sus respectivos ítems

Subcategorías	Descripción de la subcategoría	Ítems	Código
Disfrute Enjoyment (ENJ)	Disfrute de la matemática	1. Disfruté de estudiar matemática en la escuela superior.	ENJ1
		2. Me gusta resolver problemas de matemática.	ENJ2
		3. Realmente me gusta mucho la matemática.	ENJ3
		4. Me siento más feliz en un curso de matemática que en cualquier otro.	ENJ4
		5. La matemática es una disciplina muy interesante.	ENJ5
Motivación Motivation (MOT)	Motivación para hacer matemática	6. Estoy confiado(a) en que podría aprender matemática avanzada.	MOT1
		7. Estoy dispuesto(a) a tomar más cursos de matemática de los requeridos.	MOT2
		8. Mi intención es tomar tantos cursos de matemática como pueda durante mis estudios universitarios.	MOT3
		9. Me atraen los retos que ofrece la matemática.	MOT4

Autoconfianza Self confidence (SC)	Autoconfianza hacia la matemática	10. Estudiar matemática me pone nervioso(a).	SC1
		11. Los cursos de matemática me causan mucho estrés.	SC2
		12. Me pongo nervioso(a) de tan solo pensar en resolver un problema de matemática.	SC3
		13. En mi clase de matemática siempre estoy confundido(a).	SC4
		14. Me siento inseguro(a) cuando estudio matemática.	SC5
Valor Value (VAL)	Valor percibido de la matemática	15. La matemática es una disciplina muy útil y necesaria.	VAL1
		16. La matemática es importante en la vida diaria.	VAL2
		17. La matemática es una de las disciplinas más importantes que la gente estudia.	VAL3
		18. Los cursos de matemática que tome en la universidad serán muy útiles independientemente de lo que decida estudiar en el futuro.	VAL4
		19. Tener un conocimiento profundo de matemática me ayudará en mi vida profesional.	VAL5

Fuente: Elaboración propia.

Primera fase: traducción, adaptación del instrumento y estudio piloto

Uno de los objetivos de la presente investigación es la traducción y adaptación del instrumento versión corta del ATMI del idioma inglés al español. Esta etapa se denominó primera fase de la investigación. Para ello, primeramente, se obtuvo el permiso de los autores tanto del ATMI (Tapia & Marsh, 2004a) como de la versión corta del ATMI (Lim & Chapman, 2013). La versión corta del ATMI en el idioma inglés se presenta en el Anejo.

Como parte del proceso de traducción y adaptación del instrumento se verificaron tres dimensiones: (a) equivalencia semántica, es decir, que el significado de cada pregunta sea similar en ambos idiomas (Behling & Law, 2000; Bravo et al., 1993); (b) equivalencia de contenido, esto es, que el contenido de cada pregunta sea pertinente a la población bajo estudio (Bravo et al., 1993); y (c) equivalencia técnica, la cual implica obtener un efecto similar cuando la misma estrategia evaluadora se utiliza en diferentes culturas.

Para obtener equivalencia semántica, equivalencia de contenido y equivalencia técnica del instrumento se combinaron estrategias de traducción recomendadas por varios especialistas en el área (Behling & Law, 2000; Bravo et al., 1993; Brislin et al., 1973; Chávez & Canino, 2005; Collazo, 2005; Hambleton, 2005; Muñiz et al., 2013; Prieto, 1992). En particular, se integraron las estrategias de la traducción independiente, la retrotraducción, el uso de un comité bilingüe y estudio piloto. La traducción independiente fue realizada por traductores profesionales familiarizados con la comunidad universitaria y la cultura puertorriqueña. Según varios autores, el uso de traductores familiares con la comunidad y cultura ayuda a mejorar la calidad de la traducción del instrumento (Bravo et al., 1993; Collazo, 2005; Prieto, 1992). El trabajo del comité bilingüe ayudó a minimizar errores en la traducción, según establecido en la teoría de errores en la traducción y adaptación de un instrumento (Zhao et al., 2018). Tanto la equivalencia de contenido como la equivalencia técnica del instrumento fue verificada por el comité bilingüe y corroborada por los resultados del estudio piloto.

Para medir la equivalencia semántica de las versiones en inglés y español del instrumento, se utilizó la técnica de retrotraducción. Como parte del proceso de retrotraducción, se llevaron a cabo varias etapas. Primero, un traductor profesional tradujo el instrumento de la versión original (inglés) al español. Los investigadores le indicaron al traductor que la traducción debería retener el significado de las palabras originales y que pudieran ser entendidas por estudiantes universitarios de primer año. Esta traducción fue verificada por los investigadores y luego discutida con el traductor. Finalmente, esta versión tuvo un solo cambio de palabra, de la palabra “de” por “que”. Segundo, la versión traducida por el profesional y revisada por los investigadores, fue retrotraducida del español al inglés por otro traductor profesional.

Tercero, se constituyó un comité de expertos bilingües. Este comité estaba compuesto por tres profesores universitarios: uno de ellos es profesor de inglés con doctorado en aprendizaje del lenguaje, el otro tiene un doctorado en currículo y enseñanza en el área de matemáticas y el tercero tiene un doctorado en psicología educativa con especialidad en medición educativa y es experto en el área de medición y evaluación. El comité bilingüe, junto con los investigadores, se reunió para revisar las tres versiones del instrumento (original en inglés, traducción al español y retrotraducción al inglés). En la reunión se distribuyó un documento que contenía las tres versiones de cada ítem del instrumento. Se compararon las tres versiones de cada ítem para determinar la equivalencia semántica. Se realizaron modificaciones subsecuentes de la versión en español, según fue necesario, para retener la equivalencia semántica de la versión original del instrumento. Además, el comité evaluó la equivalencia de contenido del instrumento; esto es, si el contenido de cada pregunta era pertinente o no a la población de estudiantes universitarios. También, el comité bilingüe evaluó la equivalencia técnica; es decir, el obtener un efecto semejante cuando se utiliza la misma estrategia en diferentes culturas. Estas equivalencias fueron corroboradas en el estudio piloto.

Cuarto, como próxima etapa, se llevó a cabo un estudio piloto para evaluar la comprensión de las instrucciones del instrumento

y determinar el significado de los ítems traducidos. Este estudio piloto se llevó a cabo durante el primer semestre 2019-2020. En el estudio piloto participaron ocho estudiantes de primer año de la FAE de la UPRRP (cuatro féminas y cuatro varones). Este estudio piloto permitió evaluar varios aspectos en el proceso de traducción y adaptación del instrumento: (a) observar las reacciones de los estudiantes que contestaron el instrumento; (b) asegurar que los ítems e instrucciones eran correctamente comprendidos por los estudiantes universitarios; (c) registrar el tiempo necesario para completar el instrumento; y (d) recoger información sobre posibles errores de contenido o formato que se pueden corregir antes de proseguir con la fase operacional.

En la fase del estudio piloto, los investigadores llevaron a cabo entrevistas individuales con cada participante. En las entrevistas, se les explicó en lo que consistía el proceso, se les entregó la Hoja de Consentimiento Informado, luego se recogieron los datos demográficos de los participantes y se les pidió que leyeran las instrucciones y que contestaran cada ítem del instrumento. Se les preguntó si entendían las instrucciones y se les solicitó que explicaran lo que entendían por cada ítem y si consideraban que estaban claros. Además, se les preguntó si entendían la escala del instrumento (escala Likert) y si encontraban apropiado el formato y el tamaño de letra utilizado en el mismo. Los participantes hicieron los siguientes comentarios o recomendaciones: (a) el ítem número tres decía: “En verdad me gusta mucho la matemática”, indicaron que la frase “En verdad” no se oye profesional, le resta seriedad al instrumento. Recomendaron sustituirlo por la oración: “Realmente me gusta mucho la matemática”; (b) el ítem cuatro decía: “Soy más feliz en un curso de matemática que en cualquier otro” y recomendaron a cambiarlo a “Me siento más feliz en un curso de matemática que en cualquier otro”; e(c) hicieron varias recomendaciones relacionadas con el formato y presentación del instrumento. Específicamente recomendaron que se eliminara el cuadriculado que estaba en cada encasillado y que se modificaran las instrucciones para que se entendieran mejor. Los investigadores aceptaron las sugerencias y cambiaron las instrucciones de “Haz una marca de cotejo (✓) que indique el grado de

acuerdo o desacuerdo con cada aseveración” por “Haz una marca de cotejo (✓) que indique tu opinión con respecto a cada aseveración desde “Muy en desacuerdo (1)” hasta “Muy de acuerdo (5)”. Les tomó alrededor de 10 minutos completar el instrumento. Finalmente, el instrumento traducido al español de la versión corta del ATMI quedó con los 19 ítems que muestra la Tabla 1.

Segunda fase: recopilación de datos

La versión corta del ATMI, que fue traducido y adaptado al español, se administró durante el segundo semestre 2019-2020. Participaron 179 estudiantes de primer año matriculados en el curso MECU 3031 en la FAE de la UPRRP. Tomó alrededor de 10 minutos completar el instrumento. Los datos se recopilaron para llevar a cabo el análisis estadístico correspondiente para determinar: (a) la validez y confiabilidad del instrumento traducido y (b) las diferencias en la actitud de los estudiantes hacia la matemática respecto a la variable género.

Tercera fase: análisis de datos

En la tercera fase se analizaron los datos recopilados como parte del proceso de determinar la validez y confiabilidad del instrumento traducido. Además, se analizaron los datos para determinar si existían diferencias significativas en cuanto al género respecto a la actitud de los estudiantes hacia la matemática. Para cumplir con estos objetivos se llevaron a cabo varios análisis: estadísticas descriptivas; análisis y selección de ítems; análisis factorial exploratorio; análisis factorial confirmatorio; validez convergente y validez discriminante; y medición de invarianza.

Estadísticas descriptivas

Se transformaron las puntuaciones de los ítems de autoconfianza (negativas) a puntuaciones (positivas) con el mismo significado de los demás ítems de la versión corta del ATMI, que fue traducido y adaptado al español. La Tabla 2 muestra el promedio y la desviación estándar de las contestaciones en escala Likert de 5 puntos, de la versión corta del ATMI en español, para el total y por género. La desviación estándar de las puntuaciones en cada

ítem fue alrededor de uno. El cálculo del sesgo estuvo en el rango de -0.80 a 0.67 y los valores de curtosis en el rango de -1.29 a 0.42. La prueba de Shapiro-Wilks demostró la no normalidad de los datos. Se destacan los promedios más altos de respuesta en los ítems de valoración, en particular VAL1: “la matemática es una disciplina muy útil y necesaria” y VAL2: “la matemática es importante en la vida diaria”. También se distingue el promedio más bajo de respuesta en motivación, específicamente en MOT3: “mi intención es tomar tantos cursos de matemática como pueda durante mis estudios universitarios”.

Tabla 2

Promedio y desviación estándar de respuestas en la versión corta del ATMI total y por género

	Total (n = 139)		Hombres (n = 77)		Mujeres (n = 62)	
	mean	sd	mean	sd	mean	sd
ENJ1	3.04	1.25	3.09	1.23	2.97	1.29
ENJ2	3.23	1.15	3.38	1.16	3.05	1.12
ENJ3	2.97	1.16	3.08	1.16	2.84	1.16
ENJ4	2.43	1.11	2.53	1.20	2.31	0.98
ENJ5	3.69	0.96	3.75	0.83	3.61	1.11
MOT1	3.18	1.25	3.18	1.21	3.18	1.30
MOT2	2.47	1.20	2.55	1.22	2.37	1.18
MOT3	2.04	0.97	2.05	0.96	2.02	1.00
MOT4	2.97	1.17	3.00	1.15	2.94	1.20
SC1	2.75	1.40	3.03	1.37	2.40	1.38
SC2	2.31	1.25	2.49	1.32	2.08	1.12
SC3	3.19	1.24	3.47	1.19	2.84	1.22
SC4	3.24	1.00	3.27	1.02	3.19	0.99
SC5	3.09	1.27	3.31	1.25	2.81	1.25
VAL1	4.21	0.81	4.29	0.72	4.11	0.91
VAL2	4.01	0.93	4.00	0.87	4.02	1.00
VAL3	3.80	0.91	3.84	0.86	3.74	0.97
VAL4	3.52	1.06	3.56	0.94	3.47	1.20
VAL5	3.76	1.04	3.87	1.03	3.63	1.04

Fuente: Elaboración propia.

Análisis y selección de ítems

Según el análisis correlacional ítem-constructo (Likert, 1932/1976), se verificó que todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas ($p < 0.01$). Las correlaciones más altas estuvieron en el rango de 0.57 y 0.85, solo hubo dos correlaciones relativamente bajas, aunque estadísticamente significativas, 0.51 y 0.49, pertenecientes a los ítems que fueron descartados ENJ5 y SC4, respectivamente.

Según el análisis de ítems basado en la consistencia interna (McIver & Carmines, 1981), se verificó la significancia estadística ($p < 0.01$) en cada comparación de promedios del 25% de puntuaciones superior versus el 25% inferior de las respuestas dentro de cada ítem. Este resultado permitió afirmar que cada ítem discriminó entre estudiantes con respuesta alta y baja y, por lo tanto, es un buen indicador de la actitud que se está midiendo. Todos los ítems del instrumento traducido resultaron con gran poder discriminante y ningún ítem fue eliminado por este motivo.

Análisis factorial exploratorio (Exploratory factor analysis, EFA)

Después del análisis y selección de ítems se removieron 2 ítems del instrumento traducido y se retuvieron 17 ítems, distribuidos de la siguiente forma: 4 ítems de disfrute (*enjoyment*), 4 ítems de motivación (*motivation*), 4 ítems de autoconfianza (*self-confidence*) y 5 ítems de valor (*value*). Para verificar la consistencia interna se estimó el coeficiente alfa de Cronbach, este fue igual a 0.906. El coeficiente de alfa de Cronbach para los constructos de disfrute, motivación, autoconfianza y valor fue 0.897, 0.823, 0.875 y 0.846, respectivamente.

La pertinencia del análisis factorial resultó muy alentadora con un valor de $KMO=0.87$ y asimismo la prueba de esfericidad de Bartlett resultó altamente significativa ($=1490.8$, $p < 0.01$). Se realizó un análisis factorial exploratorio con fines de demostrar la validez de contenido, es decir demostrar la relación perfecta que tienen los ítems con sus respectivos constructos. El análisis factorial fue realizado mediante componentes principales con rotación varimax y se observó que cada ítem tiene alto coeficiente

(loadings) dentro del factor al que pertenece, que ningún ítem tiene coeficiente más alto en otro factor y que el modelo factorial con cuatro factores explica el 72% de la variabilidad total. La Tabla 3 muestra los coeficientes del análisis factorial exploratorio, con lo que se puede ratificar la pertinencia de usar 17 ítems distribuidos en los cuatro constructos.

Tabla 3

Coefficientes del análisis factorial exploratorio

	VAL	SC	MOT	ENJ	Comunalidad
ENJ1				0.81	0.73
ENJ2				0.76	0.82
ENJ3				0.70	0.80
ENJ4				0.69	0.79
MOT1			0.60		0.54
MOT2			0.82		0.75
MOT3			0.72		0.61
MOT4			0.60		0.76
SC1		0.86			0.80
SC2		0.84			0.78
SC3		0.79			0.71
SC5		0.75			0.72
VAL1	0.76				0.65
VAL2	0.89				0.79
VAL3	0.77				0.65
VAL4	0.74				0.66
VAL5	0.61				0.64

Fuente: Elaboración propia.

Análisis factorial confirmatorio (Confirmatory factor analysis, CFA)

Para verificar la validez de la estructura factorial del instrumento traducido, reducido a 17 ítems, y, por consiguiente, la validez de las deducciones teóricas inferidas del mismo, se llevó a cabo el análisis factorial confirmatorio. El modelo factorial fue estimado con 17 ítems y comparado con el modelo factorial estimado de 19 ítems. Ambos modelos fueron evaluados por los siguientes in-

dicadores: la razón χ^2/DF , esto es, Chi square (χ^2) y sus grados de libertad (DF), Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI), Akaike Information Criterion (AIC), Bayesian Information Criterion (BIC), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) y Standardized Root Mean Square Residual (SRMR).

En la Tabla 4 se observa que los mejores indicadores son para el modelo de 17 ítems. Además, la prueba de diferencia de chi square: $\Delta\chi^2=324.06-242.44 = 81.62$ con $146 - 113 = 33$, grados de libertad, da un valor $p=0.000$ con lo que se rechaza la hipótesis de modelos equivalentes. Los mejores indicadores y la prueba estadística indican que el modelo de 17 ítems es el más apropiado.

Tabla 4

Comparación de modelos CFA

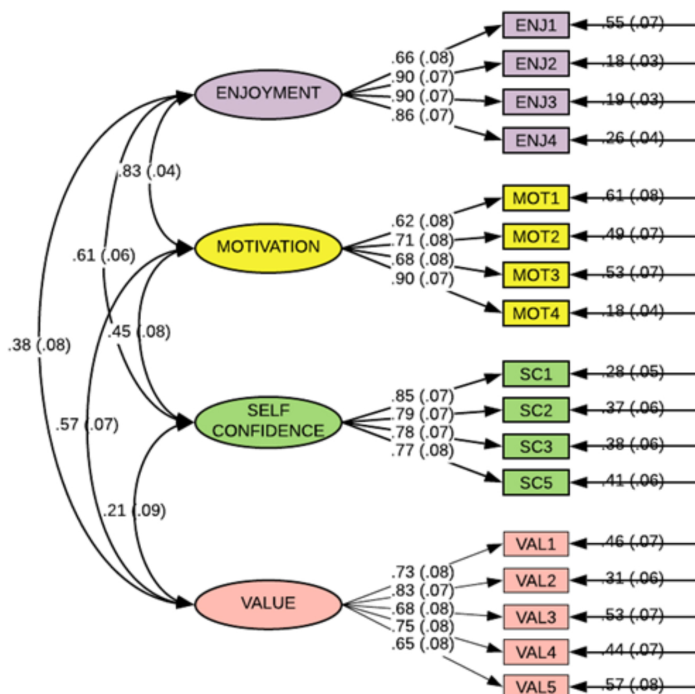
Indicador de ajuste	Nivel aceptable de ajuste	Modelo de 17 ítems	Modelo de 19 ítems
χ^2	valor	242.440	324.060
DF	valor	113	146
χ^2/DF	< 5	2.145	2.220
CFI	> 0.9	0.910	0.887
LTI	> 0.9	0.892	0.868
AIC	valor mínimo	5435.472	6141.660
BIC	valor mínimo	5552.851	6270.777
RMSEA	< 0.08	0.091	0.094
SRMR	< 0.08	0.070	0.077

Fuente: Elaboración propia.

Todos los resultados se resumen en la Figura 1, la cual presenta los parámetros estimados del modelo factorial de la versión corta del ATMI traducida al español. La Figura 1 muestra además los coeficientes (*loadings*) de cada ítem que cargan en cada uno de los constructos, las correlaciones entre los cuatro constructos fueron significativas ($p<0.01$) y los errores estándar que están en paréntesis.

Figura 1

Análisis factorial confirmatorio de cuatro factores y 17 ítems



Validez convergente y validez discriminante

La validez convergente de un modelo factorial confirmatorio evalúa la asociación lineal aceptable entre dos constructos cualesquiera, la cual es una forma de medir que las correlaciones entre constructos sean suficientemente significativas. Esto se logra calculando el *Average Variance Extracted* (AVE) y el *Composite Reliability* (CR). El nivel aceptable de estos indicadores dice que CR debe ser mayor de 0.6 y AVE debe ser mayor de 0.5. Los cálculos de CR y AVE mostrados en la Tabla 5 indican que modelo factorial confirmatorio del presente estudio tiene validez convergente.

La validez discriminante de un modelo factorial confirmatorio evalúa el grado en que los constructos difieren entre sí, es decir cada constructo debe medir características diferentes. El mayor valor de la raíz cuadrada de AVE de un constructo debe ser mayor

que la correlación de dicho constructo con cada uno de los demás constructos. Los valores mostrados en la Tabla 5 confirman la validez discriminante del modelo factorial confirmatorio.

Tabla 5

Medidas de validez convergente y discriminante

	CR	AVE	\sqrt{AVE}	Correlaciones (CFA)
Disfrute	0.74	0.70	0.84	0.83, 0.61, 0.38
Motivación	0.62	0.54	0.74	0.57
Autoconfianza	0.69	0.64	0.80	0.45, 0.21
Valor	0.61	0.54	0.73	--

Fuente: Elaboración propia.

Medición de invarianza

En esta investigación, los estudiantes que completaron la versión corta del ATMI traducida al español se agruparon por género con la finalidad de comparar los promedios de sus ejecutorias dentro de cada constructo. Para que estas comparaciones de promedios sean válidas estadísticamente, se debe demostrar que la estructura factorial del modelo ajustado va en el mismo camino que a través del género. Este procedimiento es conocido como medición de la invarianza el cual es un análisis estadístico que evalúa la equivalencia de un constructo a través de subgrupos en este caso género y esencialmente consiste en una serie de pruebas de hipótesis de modelos cada vez más restrictivos. Estos modelos son: invarianza configuracional, invarianza débil, invarianza fuerte e invarianza estricta.

El procedimiento para la medición de la invarianza a través de género conllevó varias etapas. Primero, se construyó el modelo CFA para cada género para verificar que los modelos ajustados sigan el mismo camino que el modelo general ajustado. La Tabla 6 muestra los modelos estimados para hombres y mujeres; de los resultados se puede afirmar que los modelos estimados están bastante bien ajustados.

Tabla 6

Indicadores de ajuste de los modelos de CFA para los dos géneros

Indicador de ajuste	Modelo general	Hombres	Mujeres
χ^2/DF	242.440	211.451	214.205
DF	113	113	113
χ^2/DF	2.145	1.871	1.896
CFI	0.910	0.877	0.856
TLI	0.892	0.852	0.826
AIC	5435.5	3050.2	2431.5
BIC	5552.9	3144.0	2516.6
RMSEA	0.091	0.106	0.120
SRMR	0.070	0.096	0.079

Fuente: Elaboración propia.

Segundo, se construyó el modelo de invarianza configuracional a través de género simultáneamente. Este modelo se utilizó como modelo de referencia. La Tabla 7 muestra los indicadores del modelo de invarianza configuracional a través de género.

Tabla 7

Medición de invarianza por género: comparación de modelos

	Invarianza configuracional	Invarianza débil	Invarianza fuerte	Invarianza estricta
χ^2/DF	425.66	444.52	452.01	470.47
DF	226	243	256	273
χ^2/DF	1.88	1.83	1.77	1.72
TLI	0.84	0.85	0.86	0.87
CFI	0.87	0.87	0.87	0.87
AIC	5514.8	5499.7	5481.1	5465.6
p		0.3362	0.8751	0.3606
signif.		n.s.	n.s.	n.s.

Fuente: Elaboración propia.

Tercero, se construyó el modelo de invarianza débil (métrica). Este modelo restringe las cargas (*loadings*) de los constructos para que sean iguales en cada género y se pueda demostrar que los constructos tienen el mismo significado en cada uno. Se realizó una prueba de hipótesis donde la hipótesis nula es que el modelo de configuración no es mejor en el ajuste sobre el modelo de invarianza débil. La Tabla 7 muestra la prueba de hipótesis, la cual resultó no significativa por género. Estos resultados evidencian que se obtuvo una invarianza débil.

Cuarto, se construyó el modelo de invarianza fuerte (escalar). Este modelo restringe las cargas (*loadings*) y los interceptos, entre las categorías del grupo, lo que implica que el significado del constructo (las cargas de los factores) y los niveles de las variables manifiestas subyacentes (interceptos) son iguales a través de género. Se realizó una prueba de hipótesis en la que la hipótesis nula es que el modelo de invarianza débil no es mejor en el ajuste sobre el modelo de invarianza fuerte. La Tabla 7 muestra la prueba de hipótesis, la cual resultó no significativa por género. Estos resultados evidencian que se obtuvo una invarianza fuerte.

Quinto, se construyó el modelo de invarianza estricta. Este modelo restringe las cargas (*loadings*), los interceptos y las varianzas de los residuales iguales entre las categorías del grupo, lo que implica que las cargas de los factores, los interceptos y varianzas de los residuales son iguales a través de género. Se realizó una prueba de hipótesis en la que la hipótesis nula es que el modelo de invarianza fuerte no es mejor en el ajuste sobre el modelo de invarianza estricta. La Tabla 7 muestra la prueba de hipótesis que resultó no significativa por género.

Diferencias por género

Se demostró que la estructura factorial es equivalente a través de género y por lo tanto se puede realizar comparaciones de promedios a través de género. La Tabla 8 muestra la prueba de diferencias de medias de actitudes hacia la matemática respecto a la variable género (hombres y mujeres).

Tabla 8

Prueba de diferencia de medias por género

	Hombres (n=77)		Mujeres (n=62)		diferencia de medias	<i>p</i>
	media	sd	media	sd		
Disfrute (ENJ)	3.02	1.05	2.79	0.98	0.23	0.1901
Motivación (MOT)	2.69	0.94	2.63	0.93	0.06	0.6620
Autoconfianza (SC)	3.07	1.08	2.53	1.07	0.54	0.0036
Valor (VAL)	3.91	0.68	3.79	0.83	0.12	0.3581

Fuente: Elaboración propia.

De los datos que muestra la Tabla 8, se observa que los hombres tienen mejor actitud de autoconfianza hacia la matemática que las mujeres ($p = 0.0036$). El término mejor actitud se refiere al puntaje alto que los estudiantes obtuvieron en la versión corta del ATMI. En cuanto a las subcategorías de disfrute, motivación y valor no se encontraron diferencias significativas. De estos resultados también se desprende que los estudiantes de ambos géneros reconocen altamente el valor de la matemática, ya que sus contestaciones en promedio fueron alrededor de cuatro de un total de cinco en la escala de Likert. Además, se encontró que los estudiantes de ambos géneros muestran en promedio baja puntuación en términos de disfrute y motivación.

Conclusiones

De los hallazgos del estudio, se derivan las siguientes conclusiones:

1. La versión corta del ATMI fue traducida, adaptada y validada del inglés al español, de acuerdo al protocolo establecido por los expertos en instrumentos de medición. Se encontró que el instrumento tomó alrededor de 10 minutos contestarse.

2. Los ítems ENJ5 y SC4 fueron descartados, según el análisis ítem-constructo. Para el análisis de datos el instrumento traducido quedó reducido de 19 a 17 ítems.
3. La consistencia interna del instrumento fue muy buena: el coeficiente alfa de Cronbach para los 17 ítems fue 0.906 y para los constructos disfrute, motivación, autoconfianza y valor fue 0.897, 0.823, 0.875 y 0.846, respectivamente.
4. El modelo factorial confirmatorio con 17 ítems demostró que tiene validez convergente, lo que implica que las correlaciones entre constructos son suficientemente significativas. También se demostró que modelo del presente estudio tiene validez discriminante, lo que implica que cada constructo mide características diferentes.
5. El modelo factorial confirmatorio demostró tener invarianza de medición por género, es decir que la estructura factorial del modelo ajustado va en el mismo camino que a través del género.
6. Al demostrarse que la estructura factorial es equivalente a través de género, se pudo realizar comparaciones de promedios a través de género, encontrándose que los hombres tienen mejor actitud de autoconfianza hacia la matemática que las mujeres, aunque ambos géneros tienen autoconfianza baja.
7. Los estudiantes de ambos géneros reconocen altamente el valor de la matemática, no obstante, se encontró que estos muestran en promedio una baja puntuación en términos de disfrute y motivación hacia la matemática.

Recomendaciones

Como resultado del estudio se encontró que los varones tienen mejor actitud hacia la matemática que las féminas, respecto a la subcategoría de la autoconfianza. En cuanto a las subcategorías de disfrute, motivación y valor percibido de la matemática no se encontraron diferencias significativas por género. También, se

encontró que a pesar de que los estudiantes de ambos géneros reconocen altamente el valor de la matemática, estos muestran en promedio una baja puntuación en términos de disfrute y motivación hacia la matemática.

Se recomienda que se investiguen diferentes actividades en el salón de clases para mejorar la brecha que existe entre féminas y hombres respecto a la autoconfianza hacia la matemática. Estas actividades deben fomentar la resolución de problemas de la vida diaria en grupos, así como talleres, vídeos motivacionales, conferencias o laboratorios que conlleven el entendimiento conceptual de las matemáticas y ayude a mejorar la actitud hacia esta materia (Hodges & Kim, 2013; Malik, 2018; Pyzdrowski et al., 2013; Sonnert et al., 2020). Estas actividades redundarán en mejorar la actitud de los estudiantes hacia disciplinas cuantitativas y ayudará a que se desempeñen efectivamente en otras áreas de administración de empresas. Por último, se sugiere realizar investigaciones en las que se estudie la relación entre la actitud de los estudiantes hacia la matemática y otros factores como socioeconómico, educación de los padres, edad de los estudiantes, disciplina de estudio o concentración.

Referencias

- Adediwura, A. A. (2011). The development and confirmatory factor analysis of a scale for the measurement of gifted students attitude towards mathematics. *World Journal of Education*, 1(1), 52–62. <https://doi.org/10.5430/wje.v1n1p52>
- Aiken, L. R. (1974). Two scales of attitude toward mathematics. *Journal for Research in Mathematics Education*, 5(2), 67–71. <https://doi.org/10.2307/748616>
- Aiken, L. R. (1979). Attitudes toward mathematics and science in Iranian middle schools. *School Science and Mathematics*, 79(3), 229–234. <https://doi.org/10.1111/j.1949-8594.1979.tb09490.x>

- Bravo, M., Rubio, M., & Canino, G. (1993). La traducción y la adaptación cultural de un instrumento educativo: el Programa de Entrevista Diagnóstica para Niños ('DISC'). *Pedagogía*, 29, 42–58.
- Behling, O., & Law, K. S. (2000). *Translating questionnaires and other research instruments: problems and solutions*. Sage Publications, Inc.
- Brislin, R., Lonner, W., & Thorndike, R. (1973). *Cross-cultural research methods*. John Wiley & Sons.
- Chávez, L. M., & Canino, G. (2005). *Toolkit on translating and adapting instruments*. The Evaluation Center, Human Services Research Institute. https://www.hsri.org/files/uploads/publications/PN54_Translating_and_Adapting.pdf
- Collazo, A. A. (2005). Translation of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale into an equivalent Spanish version. *Educational and Psychological Measurement*, 65(5), 874–900. <https://doi.org/10.1177/0013164405275660>
- Fennema, E., & Sherman, J. A. (1976). Fennema-Sherman mathematics attitudes scales: instruments designed to measure attitudes toward the learning of mathematics by male and females. *Journal for Research in Mathematics Education*, 7(5), 324–326. <https://doi.org/10.2307/748467>
- Gamboa Araya, R., & Moreira-Mora, T. E. (2017). Actitudes y creencias hacia las matemáticas: un estudio comparativo entre estudiantes y profesores. *Actualidades Investigativas en Educación*, 17(1), 1–45. <http://dx.doi.org/10.15517/aie.v17i1.27473>
- Gordon, S. (2010). The states of mathematics education today: what happens in the math classroom. *Journal of Economics and Finance*, 34, 471–476. <https://doi.org/10.1007/s12197-010-9150-y>
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting test into multiple languages and cultures. En R. K. Hambleton, P. F. Merenda, & C. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological test for cross-cultural assessment* (pp. 3–38). Lawrence Erlbaum Associates.

- Hodges, C. B., & Kim, C. (2013). Improving college students' attitudes toward mathematics. *TechTrends*, 57(4), 59–65. <https://doi.org/10.1007/s11528-013-0679-4>
- Kafui, E. Y., & Suzi, S. (1998). A meta-analysis of gender differences in student attitudes toward mathematics (ED435543). ERIC. <https://eric.ed.gov/?id=ED435543>
- Kamoru, U., & Gbolagade Ramon, O. (2017). Influence of self-concept, study habit and gender on attitude and achievement of secondary school students in mathematics. *Journal for Leadership and Instruction*, 16(1), 49–52.
- Karjanto, N. (2017). Attitude toward mathematics among the students at Nazarbayev University Foundation Year Programme. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*, 48(6), 849–863. <http://dx.doi.org/10.1080/0020739X.2017.1285060>
- Likert, R. (1976). Una técnica para la medición de actitudes (M. Guastavino, Trans). En C. H. Wainerman (Comp.), *Escalas de medición en ciencias sociales* (pp.199–260). Ediciones Nueva Visión. (Obra original publicada en 1932)
- Lim, S. Y., & Chapman, E. (2013). Development of a short form of the attitudes toward mathematics inventory. *Educational Studies in Mathematics*, 82(1), 145–164. <https://doi.org/10.1007/s10649-012-9414-x>
- Lin, S. H., & Huang, Y. C. (2016). Development and application of a Chinese version of the short attitudes toward mathematics inventory. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 14(1), 193–216. <https://doi.org/10.1007/s10763-014-9563-8>
- Malik, S. (2018). Subscales of undergraduates' attitudes toward mathematics: a quantitative investigation. *Journal of Mathematics Education*, 11(3), 1–32. <https://doi.org/10.26711/007577152790030>
- Mayes, R., Chase, P. N., & Walker, V. L. (2008). Supplemental practice and diagnostic assessment in an applied college algebra course. *Journal of College Reading and Learning*, 38(2), 7–30. <https://doi.org/10.1080/10790195.2008.10850306>

- McIver, J. P., & Carmines, E. G. (1981). *Unidimensional scaling*. Sage Publications.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Oppong Asante, K. (2012). Secondary students' attitude towards mathematics. *Ife PsychologIA*, 20(1), 121-133. <https://www.researchgate.net/publication/236269274>
- Parker, M. (2005). Placement, retention, and success: a longitudinal study of mathematics and retention. *The Journal of General Education*, 54(1), 22–40.
- Pyzdrowski, L. J., Sun, Y., Curtis, R., Miller, D., Winn, G., & Hensel, R. A. M. (2013). Readiness and attitudes as indicators for success in college calculus. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 11(3), 509–554. <https://doi.org/10.1007/s10763-012-9352-1>
- Prieto, A. J. (1992). A method for translation of instruments to other languages. *Adult Education Quarterly*, 43(1), 1–14. <https://doi.org/10.1177/0741713692043001001>
- Reilly, D., Neumann, D. L., & Andrews, G. (2017). Investigating gender differences in mathematics and science: results from the 2011 Trends in Mathematics and Science Survey. *Research in Science Education*, 49, 25–50. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11165-017-9630-6>
- Rojó Robas, V., Villarroel Villamor, J. D., & Madariaga Orbea, J. M. (2018). The affective domain in learning mathematics according to students' gender. *Revista Latinoamericana de Investigación en Matemática Educativa*, 21(2): 183–202. <https://doi.org/10.12802/relime.18.2123>
- Sonnert, G., Barnett, M. D., & Sadler, P. M. (2020). The effects of mathematics preparation and mathematics attitudes on college calculus performance. *Journal for Research in Mathematics Education*, 51(1), 105–125. <https://doi.org/10.5951/jresmetheduc.2019.0009>

- Tapia, M., & Marsh, G. E. II (2000). *Attitudes toward mathematics instrument: an investigation with middle school students* (ED449045). ERIC. <https://eric.ed.gov/?id=ED449045>
- Tapia, M., & Marsh, G. E. II (2002). *Confirmatory factor analysis of attitudes toward mathematics inventory* (ED471301). ERIC. <https://eric.ed.gov/?id=ED471301>
- Tapia, M., & Marsh, G. E. II (2004a). An instrument to measure mathematics attitudes. *Academic Exchange Quarterly*, 8(2), 16–21.
- Tapia, M., & Marsh, G. E. II (2004b). The relationship of math anxiety and gender. *Academic Exchange Quarterly*, 8(2), 271–275.
- Tapia, M., & Marsh, G. E. II (2005). Attitudes toward mathematics inventory redux. *Academic Exchange Quarterly*, 9(3), 271–276.
- Vega Vilca, J. C., & Agosto, F. (2010). Predicción del aprovechamiento académico: estudio de los egresados de la Facultad de Administración de Empresas, Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras. *Revista de Ciencias Sociales*, 23, 130–143.
- Vega Vilca, J. C., Velázquez Rosado, W., & Villafañe Cepeda, W. (2016). El desempeño en los cursos cuantitativos como predictor de éxito en los estudios universitarios. *Fórum Empresarial*, 21(2), 79–99. <https://doi.org/10.33801/fe.v21i2.8623>
- Yaratan, H., & Kasapoglu, L. (2012). Eight grade students' attitude, anxiety, and achievement pertaining to mathematics lessons. *Procedia-Social and Behavioral Science*, 46, 162–171. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.05.087>
- Zhao, X., Solano-Flores, G., & Qian, M. (2018). International test comparisons: reviewing translation error in different source language-target language combinations. *International Multilingual Research Journal*, 12(1), 17–27. <https://doi.org/10.1080/19313152.2017.1349527>

Anejo
Short Version of the Attitudes toward Mathematics Inventory
(short ATMI)

Instructions: Draw a circle around the letter that show how closely you agree or disagree with each statement:

SD (Strongly Disagree=1), D (Disagree=2), N (Neutral=3), A (Agree=4), SA (Strongly Agree =5)

1. I have usually enjoyed studying mathematics in school.
2. I like to solve new problems in mathematics.
3. I really like mathematics.
4. I am happier in a mathematics class than in any other class.
5. Mathematics is a very interesting subject.
6. I am confident that I could learn advanced mathematics.
7. I am willing to take more than the required amount of mathematics.
8. I plan to take as much mathematics as I can during my education.
9. The challenge of mathematics appeals to me.
10. Studying mathematics makes me feel nervous.
11. I am always under a terrible strain in a mathematics class.
12. It makes me nervous to even think about having to do a mathematics problem.
13. I am always confused in my mathematics class.
14. I feel a sense of insecurity when attempting mathematics.
15. Mathematics is a very worthwhile and necessary subject.
16. Mathematics is important in everyday life.
17. Mathematics is one of the most important subjects for people to study.
18. College mathematics lessons would be very helpful no matter what I decide to study in future.
19. A strong mathematics background could help me in my professional life.

Fuente: Lim y Chapman (2013), Tapia y Marsh (2004a) y Lin y Huang (2016).

Cómo citar este artículo:

Velázquez-Rosado, W., Villafañe-Cepeda, W., Vega-Vilca, J. C., & Nieves-González, A. (2021). Actitud hacia la matemática de estudiantes en el curso Métodos Cuantitativos para Administración de Empresas. *Fórum Empresarial*, 26(1), 67–98.

© 2021 *Fórum Empresarial*. Este es un artículo de acceso abierto bajo la licencia Creative Commons Attribution–NonCommercial 4.0 International (CC BY–NC 4.0).