

Validación y examen de la estructura factorial del *Metacognitive Awareness Inventory (MAI)* en español con una muestra colombiana de estudiantes universitarios

Validation and examination of the factor structure of the *Metacognitive Awareness Inventory (MAI)* in Spanish with a colombian sample of university students



ARTÍCULO DE
INVESTIGACIÓN
Copyright © 2021
by PsicoGente

Correspondencia de autores:

agutierrez@georgiasouthern.edu
diana.montoya@ucaldas.edu.co,
dmontoya@umanizales.edu.co

Recibido: 03-02-21
Aceptado: 21-06-21
Publicado: 01-07-21

Antonio P. Gutiérrez de Blume

Georgia Southern University, Statesboro, Georgia, United States

Diana M. Montoya Londoño

Universidad de Caldas; Universidad de Manizales, Colombia

RESUMEN

Objetivo: El *Metacognitive Awareness Inventory (MAI)* fue desarrollado originalmente en inglés por Schraw & Dennison en 1994 para medir las habilidades metacognitivas. Desde su validación inicial, el MAI ha sido considerado como el instrumento más utilizado en el mundo para evaluar las habilidades metacognitivas de autoinforme de las personas, razón por la que ha sido traducido y empleado en varios idiomas, demostrándose así, en diferentes investigaciones sobre la estructura psicométrica de la prueba una alta confiabilidad de consistencia interna y una validez de constructo adecuada. Sin embargo, ningún estudio hasta la fecha había examinado si el instrumento en su forma original, cuando se usa en el idioma español, mantiene una estructura factorial consistente con lo informado por Schraw & Dennison (1994). Así mismo, en el presente trabajo se buscó proporcionar evidencia empírica del uso práctico de este instrumento en poblaciones de estudiantes universitarios de habla hispana.

Método: El presente estudio buscó establecer la estructura factorial del MAI en español en una muestra sólida de estudiantes universitarios colombianos de nivel de pregrado (N=528). En cuanto a la edad y el género, 315 estudiantes se identificaron como mujeres y 213 como hombres, con edades comprendidas entre los 20 y 30 años (M=23,90; Mediana=23). En el estudio primero se emplearon análisis factoriales exploratorios (AFE) con extracción de factores comunes (factorización del eje principal) y una rotación oblicua (promax), seguidos posteriormente, de análisis factoriales confirmatorios (AFC; estándar y de orden superior). En la fase de los AFE, se compararon tres modelos, una solución inicial de diez factores, seguida de una con ocho y finalmente otra con dos factores. En la fase de los AFC, se evaluaron dos modelos competidores, un modelo de orden superior de diez factores y un modelo de dos factores.

Resultados: Se encontró que en la fase de los AFE, la solución de dos factores produjo el mejor ajuste en comparación con los otros dos. En la fase de los AFC, al igual que el estudio de validación original de Schraw & Dennison (1994), la solución de ocho factores compuesta por cada componente individual no se ajustaba a los datos; sin embargo, una solución de dos factores (conocimiento de la cognición y regulación de la cognición) mostró un ajuste superior a los datos y fue un modelo significativamente mejor en comparación con la solución de ocho factores, consistente con los resultados del estudio de validación de 1994.

Conclusiones: En esta versión en español del MAI que se propone en el presente estudio, se establecieron métricas apropiadas de confiabilidad de consistencia interna y validez de constructo. Por lo tanto, los investigadores y los profesionales en campos como la psicología y las ciencias del aprendizaje pueden emplear con seguridad la medida para examinar la conciencia metacognitiva de estudiantes universitarios colombianos y de habla hispana.

Palabras clave: aprendizaje, autorregulación, conocimiento, enseñanza, metacognición.

ABSTRACT

Objective: The *Metacognitive Awareness Inventory (MAI)* was originally developed in English by Schraw and Dennison in 1994 to measure metacognitive skills. Since its initial validation, the MAI has

Cómo citar este artículo (APA):

Gutiérrez de Blume, A. P. & Montoya Londoño, D. M. (2021). Validación y examen de la estructura factorial del *Metacognitive Awareness Inventory (MAI)* en español con una muestra colombiana de estudiantes universitarios. *PsicoGente* 24(46), 1-28. <https://doi.org/10.17081/psico.24.46.4881>

been employed countless times in various languages –mainly English– to assess individuals’ self-report metacognitive skills, with the instrument consistently reporting high internal consistency reliability and adequate construct validity. However, no research to date has examined whether the instrument, when used in languages other than English, maintains a consistent factor structure to that reported by Schraw and Dennison. Further, the present study sought to provide empirical evidence of the practical use of this instrument in Spanish-speaking populations.

Method: Thus, the present study investigated the factor structure of the MAI in Spanish in a robust sample of Colombian undergraduate students (N=528). Regarding age and gender, 315 identified themselves as female and 213 as male, between 20 and 30 years old (M=23,90; Median=23). First, exploratory factor analyses (EFA) with common factor extraction (principal axis factoring) and an oblique rotation (promax) were employed, followed by confirmatory factor analyses (CFA; standard and higher-order). In the EFA phase, three models were compared, an initial solution of 10 factors followed by one with eight and one with two factors. In the CFA phase, two competing models were evaluated, a 10-factor higher-order model and a two-factor model.

Results: Findings revealed that, in the EFA phase, the two-factor solution yielded the best fit compared to the other two. In the CFA phase, like the original 1994 validation study, the eight-factor solution comprised of each individual component was ill fitting to the data; however, a two-factor solution (knowledge of cognition and regulation of cognition) exhibited superior fit to the data and was a significantly better model compared to the eight-factor solution, which mirrors the findings of the 1994 validation study.

Conclusions: This Spanish version of the MAI demonstrates appropriate internal consistency reliability and construct validity metrics. Thus, researchers and practitioners can employ the measure to examine metacognitive awareness in Spanish-speaking samples.

Keywords: learning, self-regulation, knowledge, teaching, metacognition.

1. INTRODUCCIÓN

Varias teorías abordan el papel del autocontrol en el aprendizaje (Boekaerts & Rozendaal, 2010; De Bruin & Van Gog, 2012; Efklides, 2008; Winne & Nesbit, 2009). Más específicamente, el aprendizaje autorregulado (AA) abarca la cognición, la metacognición y la motivación. Se han propuesto diversos modelos de AA (Barak, 2010) en la literatura. Por ejemplo, Zimmerman (2000) describió al AA como un proceso cíclico que involucra tres partes: 1) previsión (por ejemplo, establecimiento de objetivos, planificación estratégica, creencias de autoeficacia y motivación intrínseca); 2) rendimiento y control volitivo (por ejemplo, atención centrada, autoinstrucción y autocontrol); y 3) autorreflexión (por ejemplo, autoevaluación, atribuciones y autorreacciones). Boekaerts (1999) propuso un modelo de AA de tres capas, que incluye: 1) regulación de la autoelección de objetivos y recursos; 2) monitoreo de los métodos de procesamiento (es decir, el uso de conocimientos y habilidades metacognitivas para dirigir el aprendizaje); y 3) regulación de los modos de procesamiento (es decir, la elección de estrategias cognitivas). Schraw, *et al.* (2006) presentaron un modelo de AA diseñado para la educación en campos de dominios específicos, que incluye: 1) conocimiento (por ejemplo, cómo resolver problemas disciplinares); 2) metacognición (por ejemplo, conocimiento sobre uno mismo como alumno, establecimiento de objetivos e implementación de estrategias); y 3) motivación (por ejemplo, creencias de autoeficacia que afectan el compromiso y la persistencia en una tarea). En relación con el AA, Bandura (2006) presentó varios aspectos de la agencia humana

a través de la teoría cognitiva social. Su modelo de cuatro partes incluía: 1) intencionalidad, 2) previsión, 3) autorreactividad y 4) autorreflexión.

Todos estos modelos coinciden en que el aprendizaje está regulado por una variedad de factores dinámicos interactivos y cíclicos cognitivos, metacognitivos y motivacionales (Butler & Winne, 1995). Sin embargo, Nelson y Narens (1990) propusieron un modelo de metacognición de dos procesos históricamente importantes que diferencian entre el nivel objeto (donde operan los procesos cognitivos) y el nivel meta (donde operan los procesos metacognitivos de naturaleza ejecutiva). Así desde este modelo se establecen diferencias entre procesos cognitivos a nivel de objeto y actividades metacognitivas a nivel de meta. Este modelo postula un proceso de monitoreo que vincula la información en el nivel del objeto con los procesos de control autorreguladores en un nivel superior meta. La información obtenida mediante un monitoreo preciso se puede utilizar en el nivel meta para regular el aprendizaje posterior a nivel del objeto a través de procesos de control ejecutivo.

Existe acuerdo entre los diferentes investigadores en reconocer como componentes esenciales de la metacognición, el conocimiento y la regulación metacognitiva, integrados a su vez por diferentes subcomponentes. Así, en la perspectiva de Schraw (2002) el conocimiento de la cognición se refiere a lo que las personas saben acerca de su propia cognición y se considera que comprende tres tipos diferentes de conocimiento: declarativo, procedimental y condicional (Brown, 1987; Jacobs & Paris, 1987; Schraw & Moshman, 1995). Mientras que la regulación metacognitiva, implica un conjunto de habilidades que ayudan a los estudiantes a controlar su aprendizaje, entre las que se reconocen: la planificación, el monitoreo y la evaluación (Brown & Palincsar, 1989; Cross & Paris, 1988; Jacobs & Paris, 1987; Schraw & Dennison, 1994). De manera consecuente, con este acuerdo teórico, se ha considerado como el patrón de oro para evaluar la metacognición, el Inventario de Conciencia Metacognitiva (ICM) conocido por su denominación en inglés como *Metacognitive Awareness Inventory* (MAI).

1.1. Medición de la metacognición en su idioma original

El MAI se constituye como la prueba más utilizada en diferentes culturas y lugares en el mundo para evaluar la metacognición, razón por la que ha sido traducido, validado y utilizado con fines investigativos en distintas lenguas, constituyéndose así, en el instrumento psicométrico de primera referencia para los grupos de investigación más influyentes en la temática de estudio.

En la conceptualización que se tiene en torno al constructo de la metacognición, el Inventario de Conciencia Metacognitiva (MAI) es el instrumento que se fundamenta conceptualmente en el modelo teórico propuesto por [Brown \(1978\)](#), desde el que se reconocen los componentes de conocimiento y regulación metacognitiva, con sus correspondientes subhabilidades. ([Baker & Brown, 1984](#); [Cross & Paris, 1988](#); [Jacobs & Paris, 1987](#); [Paris et al., 1984](#); [Schraw & Dennison, 1994](#)). En este sentido, puede señalarse que la amplia tradición investigativa desarrollada en lugares muy distantes alrededor del MAI, en torno a las propiedades psicométricas del instrumento, ha contribuido de manera sustancial desde diferentes análisis factoriales en el proceso de validación universal y confirmación empírica de los componentes clásicos de la metacognición: conocimiento y regulación metacognitiva ([Harrison & Vallin, 2018](#)).

Desde su forma original y más utilizada con adultos, el MAI/ICM reconoce que la conciencia metacognitiva, puede estar constituida por los componentes de conocimiento y regulación; aspecto sobre el cual desde la misma formulación original del instrumento, se ha considerado que un mayor conocimiento y regulación de las propias capacidades cognitivas, puede contribuir al desarrollo de una mayor conciencia que le permita a las personas planificar, secuenciar y monitorear su aprendizaje, de manera que este pueda tener una influencia directa sobre su desempeño ([Schraw & Dennison, 1994](#)).

El MAI fue desarrollado originalmente en un estudio realizado mediante dos experimentos, el primero, con 197 estudiantes de pregrado y el segundo, con 110, ambas muestras estuvieron conformadas por estudiantes de un curso introductorio de Psicología Educativa en una universidad de Estados Unidos ([Schraw & Dennison, 1994](#)). En dicha investigación se tuvo como objetivo generar y probar un inventario metacognitivo de fácil administración para ser utilizado con adolescentes y adultos, para ello en el estudio se abordó la relación estadística entre el conocimiento y la regulación de la cognición, y se exploró la validez convergente del instrumento, comparando la relación entre el conocimiento y la regulación de la cognición, con medidas sobre la capacidad de monitoreo de una prueba de rendimiento en diferentes momentos (antes, durante y después de realizar la tarea) ([Schraw & Dennison, 1994](#)).

En el estudio original del MAI, el Inventario de Conciencia Metacognitiva (MAI) incluyó 52 afirmaciones que permiten estimar la conciencia que tiene la persona sobre el conocimiento y la regulación de la propia cognición, instrumento que incluía ocho subhabilidades; así, el conocimiento se consideró

conformado por tres tipologías: declarativo, procedimental y condicional; y la regulación se asumió como integrada por las habilidades de planificación, organización o búsqueda de fuentes, monitoreo, depuración y evaluación (Schraw & Dennison, 1994).

Entre los resultados encontrados en este estudio, mediante análisis factoriales exploratorios desde el Experimento 1, se reportó una solución confiable de dos factores. A su vez, en el Experimento 2, se replicó el análisis factorial exploratorio reportado en el Experimento 1, con una nueva muestra de estudiantes, y se empleó de forma adicional en el análisis, los puntajes de una prueba de comprensión lectora de 16 ítems y los juicios de calibración para cada ítem de prueba. Entre los resultados reportados en dicho experimento, se encontraron correlaciones significativas con el rendimiento de los estudiantes en la prueba y con las calificaciones del nivel de confianza para cada uno de los ítems evaluados, pero no con la precisión de la calibración (Schraw & Dennison, 1994; Schraw *et al.*, 2012).

1.2. Medición de metacognición en otros idiomas además del inglés

El MAI en su versión original propuesta por Schraw y Dennison (1994) ha sido validado en diferentes muestras de estudiantes de educación básica y universitaria, incluyendo muestras de niños (Sperling *et al.*, 2004). Así mismo, se ha aplicado con grupos de maestros en una versión del instrumento adaptada para la enseñanza (Balcikanli, 2011) y versiones abreviadas de tamizaje derivadas del instrumento original con menos ítems (Mevarech & Amrany, 2008).

El amplio uso en el mundo del MAI, evidencia la extensa difusión del instrumento y su sólida base teórica, lo que ha hecho que se realicen diferentes traducciones, de acuerdo con los requerimientos de las distintas lenguas y culturas, a fin de poder llevar a cabo procesos de investigación que van desde trabajos de estandarización y validación de sus propiedades psicométricas, hasta muchos estudios que se enfocan en proponer ajustes a su estructura teórica, con base en diversos hallazgos derivados de análisis factoriales sobre sus componentes, especialmente desde la realización de análisis factoriales confirmatorios. En este sentido, se han realizado investigaciones en diferentes culturas, entre las que se encuentran validaciones en diferentes países como Estados Unidos (Harrison & Vallin, 2018), Turquía (Akin *et al.*, 2007; Balcikanli, 2011), Brasil (Lima Filho & Bruni, 2015) y en continentes como Asia (Teo & Lee, 2012), entre otros; lo que ha implicado la traducción

del instrumento de su versión original en inglés, a muchos otros idiomas entre los que se encuentra el turco, el portugués y el chino.

El uso del instrumento MAI en español, no ha contado con un análisis sobre las propiedades psicométricas que se centre en un castellano estándar, ni que evidencie a nivel metodológico ningún tipo de análisis factorial, incluidos los análisis factoriales confirmatorios; a pesar que todos los estudios realizados en diferentes lugares del mundo con el MAI, y en idiomas distintos al castellano, apuntan a confirmar la validez del instrumento, y el modelo de dos factores subyacente. En este sentido, desde la perspectiva de [Harrison y Vallin \(2018\)](#) se señala que aunque el MAI se ha utilizado ampliamente en la investigación sobre metacognición, se ha realizado una investigación limitada sobre la fidelidad de su estructura de factores y sobre la forma en que este instrumento se debe calificar, y se podría indicar que se han realizado aún muchos menos estudios en lengua castellana.

1.3. El MAI en lengua castellana

En este contexto la prueba MAI se ha usado en múltiples investigaciones en habla hispana, con las limitaciones propias de la falta de adaptación cultural del instrumento, y la ausencia de estudios de estandarización de la prueba en español. En este sentido, como único antecedente en habla hispana se considera un trabajo previo realizado en Colombia por [Huertas et al. \(2014\)](#) con una muestra de 536 estudiantes del nivel de media académica de diferentes colegios de carácter público y privado de la ciudad de Bogotá, que tuvo como objetivo validar el MAI para su uso en español, específicamente con muestras colombianas, investigación que reportó como resultado un alfa de Cronbach general para la prueba de 0,94, lo que evidenció adecuada consistencia interna. Sin embargo, en el estudio no se realiza ningún tipo de análisis factorial, además se cambió el formato de respuesta por una escala tipo Likert, transformándose así, el formato original de respuesta del MAI, que generalmente se estima en una escala analógica visual donde la persona evaluada marca las calificaciones de cada ítem en una barra vertical dentro de una banda bipolar continua de 0-100 ([Schraw & Dennison, 1994](#)), lo que representa cierta dificultad para comparar los resultados encontrados por la diferencia entre los formatos de respuesta empleados.

A pesar que varios estudios posteriores han replicado en lenguas distintas al castellano, la estructura de dos factores del MAI ([Mevarech & Amrany, 2008](#)), aún hace falta la realización en el idioma castellano de diferentes trabajos que consideren el análisis de la estructura factorial y estructura interna

del MAI, para ser usado en las investigaciones en el campo de la metacognición en habla hispana. El desarrollo de un instrumento sólido que mida la metacognición en lengua castellana con información psicométrica completa, es esencial porque 329 millones de personas hablan español como lengua materna, con 251 millones de personas adicionales en todo el mundo que hablan español como segunda lengua (U.S. Census Bureau, 2020).

1.4. Objetivo de la investigación

En su conceptualización original, Schraw y Denisson (1994) plantearon la hipótesis de que la metacognición se compone de ocho factores latentes de primer orden: conocimiento declarativo, conocimiento procedimental, conocimiento condicional, planificación, gestión de la información, depuración, monitoreo de comprensión, y evaluación. Estos ocho factores están subsumidos por dos factores latentes de orden superior, el conocimiento de la cognición (conocimiento declarativo; conocimiento procedimental, y conocimiento condicional) y la regulación de la cognición (planificación, gestión de la información, depuración, monitoreo de la comprensión y evaluación). Sin embargo, el modelado estadístico analítico de factores reveló una solución de dos factores más parsimoniosa de conocimiento y regulación de la cognición, sin soporte para los ocho factores de primer orden.

Por lo tanto, el propósito de la presente investigación fue examinar la estructura factorial del MAI en lengua castellana del ICM en una muestra de estudiantes universitarios colombianos y compararla con la estructura factorial inicialmente reportada por Schraw y Dennison (1994) en su estudio de validación original del MAI. Además, el presente estudio buscó proporcionar evidencia empírica del uso práctico de este instrumento en poblaciones de habla hispana.

2. MÉTODO

2.1. Diseño empleado

Un enfoque de muestreo por conveniencia se empleó en el presente estudio con un diseño de investigación correlacional no experimental.

2.2. Instrumentos para la recolección de la información

Los ocho componentes de la metacognición (es decir, el conocimiento de la cognición y la regulación de la cognición) se midieron utilizando el Inventario de Conocimiento Metacognitivo (ICM; ver Anexos). El conocimiento de la cognición se divide además en tres subprocesos: 1) declarativo (un repertorio

de habilidades y estrategias para el aprendizaje), 2) procesal (la heurística del alumno para ejecutar habilidades y estrategias), y 3) condicional (la habilidad del estudiante para saber cuándo, dónde y por qué emplear estrategias, de acuerdo con las demandas de la tarea). La regulación de la cognición implica el uso de cinco actividades reguladoras: 1) planificación (preparar el terreno antes de la tarea, como los recursos necesarios para completarla y cualquier desafío anticipado que el alumno pueda enfrentar durante esta), 2) estrategias de gestión de la información (el conjunto de habilidades para gestionar eficazmente la información entrante necesaria para completar la tarea), 3) estrategias de depuración (el conjunto de recursos disponibles para resolver las dificultades de aprendizaje), 4) monitoreo (las habilidades necesarias para supervisar efectivamente el progreso hacia la finalización de la tarea), y 5) evaluación del aprendizaje (generalmente reconocida como un juicio holístico y general de cuán bien se realizó el proceso de completar la tarea y se utiliza para calibrar el desempeño futuro).

El ICM fue originalmente desarrollado y validado en inglés por [Schraw y Dennison \(1994\)](#) como el *Metacognitive Awareness Inventory* (MAI). En español el instrumento puede denominarse Inventario de Conciencia Metacognitiva (ICM), de acuerdo con lo planteado en el antecedente en lengua castellana de la adaptación y validación que se hizo por primera vez de la prueba ([Huertas et al., 2014](#)).

El ICM es un instrumento de 52 ítems que mide la metacognición a través de sus componentes constituyentes. Las clasificaciones de cada ítem se marcaron con una barra vertical en una línea bipolar continua de 0-100 (es decir, “nada cierto para mí” que representa 0 y “muy cierto para mí” que equivale a 100) de una escala de 10 cm (es decir, 4 pulgadas) de longitud. Este esquema de calificación es superior a una escala de Likert ordinal porque mejora la confiabilidad del instrumento al aumentar la variabilidad de las respuestas ([Schraw & Dennison, 1994](#); [Weaver, 1990](#)). Las puntuaciones de cada participante en las escalas individuales se obtuvieron sumando todos los ítems de esa escala y tomando el promedio. Por lo tanto, cada participante tenía ocho puntajes compuestos, uno para cada uno de los componentes de la metacognición. El ICM se ha utilizado ampliamente en varios idiomas y culturas como una medida del conocimiento metacognitivo. Los estudios que aplican este instrumento han reportado consistentemente coeficientes de confiabilidad de consistencia interna superiores a 0,75 para todas las escalas. Además, el ICM ha sido validado mediante análisis factoriales exploratorios con métodos

comunes de extracción de factores con rotaciones oblicuas, y ha demostrado una buena validez de constructo (Schraw & Dennison, 1994).

2.3. Participantes

El estudio fue realizado mediante un muestreo por conveniencia y contó con la participación de 528 estudiantes universitarios colombianos que durante el año 2019 se encontraban cursando los programas de pregrado en Educación (n=166), Psicología (n=177) y Medicina (n=185) en dos universidades con acreditación de alta calidad ubicadas en una ciudad de la región central del territorio colombiano, considerada como una de las ciudades universitarias de clase mundial en el país y como la tercera con más estudiantes provenientes de diferentes regiones, con reportes que describen una afluencia nacional en el nivel de pregrado que oscilan entre un 42 % y 53,7 %, especialmente de capitales como Bogotá y Medellín (Alcaldía de Manizales, 2021).

En cuanto a género, 315 se identificaron como mujeres y 213 como hombres. Todos los estudiantes cumplieron con los siguientes criterios de inclusión: edad entre 20 a 30 años (M=23,90; Mediana=23); ausencia de repitencia, o rezago escolar y contar con la firma del consentimiento informado para su vinculación en el proceso de investigación. De esta manera, la distribución de género y especialidad académica es típica de cada una de las dos universidades participantes.

2.4. Procedimientos desarrollados

En la realización del proceso de adaptación del MAI (Schraw & Dennison, 1994) para ser usado con una muestra de estudiantes universitarios de Colombia, se tuvieron en cuenta los lineamientos de la Comisión Internacional de Test (ITC) para la adaptación de instrumentos psicométricos internacionales (Muñiz *et al.*, 2013; Muñiz *et al.*, 2015; Muñiz *et al.*, 2016).

2.4.1. Etapa previa de traducción y revisión

En esta investigación se tuvo acceso al MAI, por dos vías, primero mediante la consulta de la publicación que existe del instrumento, en la que se presenta la prueba completa y se publica en el artículo el resultado de las propiedades psicométricas del MAI en una investigación llevada a cabo con muestras de estudiantes de habla inglesa (Schraw & Dennison, 1994). Por medio del autor principal de este artículo, quien tuvo la posibilidad de formarse directamente con el autor de la prueba MAI durante su proceso de estudios doctorales y formó parte de su equipo de trabajo en los últimos años de su vida.

2.4.2. Etapa del desarrollo del test

Para los procesos de traducción de las equivalencias entre la versión original y la versión retro-traducida del MAI se generó un comité de expertos, que estuvo integrado por una estadística, tres psicólogos, una revisora de estilo y un experto en el constructo con competencia bilingüe en las dos lenguas. Durante el proceso se tuvo en cuenta la adaptación del significado de cada reactivo al español como idioma de destino, criterio que pudo validar con suficiencia el autor principal de este artículo, como experto en el constructo, dado que esa es su primera lengua. El proceso de corrección lingüística estuvo a cargo de la revisora de estilo. Así mismo, el test en su versión final ya traducida fue comparada con la versión traducida y ya publicada en lengua castellana en un estudio previo realizado en Colombia sobre el MAI (Huertas *et al.*, 2014), sin encontrarse diferencias que puedan resultar significativas entre la implicación semántica o estadística de los ítems, entre la versión traducida en el presente artículo y la versión de los ítems del test ya publicada (Huertas *et al.*, 2014). Las dos propuestas de traducción, evidenciaron en mayor medida coincidencias que permitieron confirmar el adecuado proceso de traducción y retro-traducción que se llevó a cabo con el MAI.

Es importante tener en cuenta que el comité de expertos al realizar el proceso de traducción del MAI, conservó el formato de los ítems, la escala de respuesta, las reglas de corrección, las convenciones utilizadas y la forma de aplicación planteada originalmente en la versión original del instrumento MAI (Schraw & Dennison, 1994).

Se realizó una primera prueba piloto con una pequeña muestra de estudiantes, en la que se pudo establecer que todos los reactivos traducidos e incluidos en la prueba eran comprensibles para ellos, antes de la fase operacional y se registró el tiempo aproximado para la aplicación (de 20 a 30 minutos).

2.4.3. Etapa de confirmación

Se revisaron las propiedades psicométricas de la versión adaptada del test y su equivalencia con respecto al test original. Este proceso se llevó a cabo dentro del estudio a través de un análisis factorial exploratorio, con extracción de factor común y rotación oblicua, ya que se esperaba que los factores estuvieran correlacionados. En los resultados preliminares de esta etapa del proceso piloto con la pequeña muestra, los ítems mostraron una validez de constructo adecuada y cada una de las escalas una adecuada consistencia interna (rango: 0,76 - 0,85). Además, los factores se correlacionaron moderadamente y en la dirección teórica esperada (es decir, positiva).

2.4.4. Etapa de aplicación

La aplicación de la prueba se llevó a cabo por profesionales en Psicología y Educación, que tenían formación y experiencia en la aplicación de tareas de evaluación en el contexto educativo, de acuerdo con los lineamientos propuestos por Hambleton (1996).

2.4.5. Información sobre puntuación e interpretación

Una vez se llevaron a cabo las etapas previas ya enunciadas, correspondientes al desarrollo del proceso de adaptación y validación del instrumento MAI, se procedió a realizar el trabajo de campo. Para la recolección de la información, se convocó a los estudiantes de los tres programas de pregrado incluidos en el análisis, se realizó una reunión diferente por programa, con la colaboración de diferentes docentes a cargo de materias en estos programas durante el año 2019 que facilitaron los espacios para contactar a los estudiantes y realizar la aplicación del instrumento. En el espacio de reunión con los estudiantes, primero, se les dieron a conocer los fundamentos de la investigación, después leyeron y firmaron el correspondiente consentimiento informado bajo la asesoría de uno de los docentes investigadores. En un segundo momento de la reunión, los estudiantes que manifestaron su interés y aceptaron participar en el estudio, diligenciaron de manera grupal el instrumento Inventario de Conciencia Metacognitiva (MAI) (Schraw & Dennison, 1994). La aplicación de la tarea de evaluación MAI se hizo en formato de papel y lápiz, duró aproximadamente media hora y en el proceso de aplicación se tuvieron en cuenta los lineamientos éticos planteados para los estudios considerados como de riesgo mínimo con seres humanos en el país.

2.5. Análisis de datos

Todos los datos se examinaron a través del programa Paquete Estadístico para las Ciencias Sociales (SPSS) versión 23 para valores atípicos univariantes y multivariantes (Tabachnick & Fidell, 2013). Además, los datos se probaron para suposiciones univariantes y multivariantes, incluida la normalidad multivariante (asimetría y curtosis), multicolinealidad y singularidad, para proceder con la estimación de máxima verosimilitud (ML). Con respecto a la normalidad multivariante, los datos demostraron curtosis moderada; por lo tanto, las estadísticas de ML Robusto (MLR) se solicitaron e interpretaron en lugar de las estadísticas de distribución normal de ML. Los procedimientos de MLR proporcionaron índices de ajuste precisos (p. Ej., S-B χ^2 , *CFI, *NNFI, *IFI y *RMSEA y su * intervalo de confianza [*CI_{90%}]) que corrigen las violaciones de moderadas a severas de la normalidad multivariante. Además, los procedimientos de MLR ajustan/corriguen los errores estándar y la significación

estadística de los coeficientes de regresión no estandarizados, considerando la falta de normalidad multivariante (Kline, 2005). Se cumplieron todos los demás supuestos de ML y no se detectaron valores atípicos extremos que socavarían la confiabilidad de los datos y por lo tanto, el análisis de datos continuó con 528 casos completos.

Se calcularon estadísticas descriptivas para todas las medidas utilizando el software SPSS-23. El modelo de ecuaciones estructurales (MEE) se aplicó para explorar las relaciones hipotéticas entre los constructos en el presente estudio. Los modelos hipotéticos se evaluaron mediante el paquete de software estadístico EQS 6.3 (Bentler, 2005) especificando los efectos directos en los datos actuales.

Primero, se llevó a cabo una serie de análisis factoriales exploratorios (AFE) con factorización de eje principal (método de extracción de factor común) con una rotación promax (oblicua) para examinar la viabilidad de varios modelos teóricos competidores de la estructura factorial de la conciencia metacognitiva. Se seleccionó este enfoque de modelado porque se esperaba que los factores estuvieran correlacionados y la factorización del eje principal como una extracción de factor común representaba un enfoque más realista que la estimación de máxima verosimilitud, que tiende a sobreestimar las varianzas (Kline, 2005; Tabachnick & Fidell, 2013). El modelo del AFE superior se sometió posteriormente a un análisis factorial confirmatorio (AFC), como se describe a continuación.

Después, estos datos se sometieron a un análisis factorial confirmatorio estándar (AFCE) para examinar si las variables observadas que fueron especificadas (indicadores de los constructos latentes) eran en realidad producto de los constructos latentes. Para este propósito, se analizaron el ajuste general del modelo, las cargas de los factores y la varianza explicada para cada factor que contribuyó a sus indicadores. Cada uno de los dos modelos propuestos se evaluó por separado para un ajuste adecuado a los datos. Se examinaron los índices de bondad debidamente ajustados y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR) entre el modelo hipotético y un modelo de solo varianza para determinar si el modelo propuesto se ajustaba a los datos. El rho de Dillon-Goldstein (ρ) (Werts *et al.*, 1974) también se utilizó para evaluar la confiabilidad global o compuesta del modelo. El rho mide qué tan bien las variables de manifiesto/indicador, como un bloque, representan la variable latente en la que se supone que se cargan. Al igual que la interpretación del alfa de Cronbach, los valores más altos para rho indican una mayor confiabilidad del modelo, con 0,70 como límite inferior para la confiabilidad adecuada del modelo (Werts *et al.*, 1974).

Finalmente, los procedimientos de respecificación *post-hoc* (exploratorio), más puntualmente, la prueba del multiplicador de Lagrange (LM) para la adición de parámetros y la prueba de Wald para la eliminación de parámetros se realizaron en el modelo, para mejorar su ajuste a los datos y representar más adecuadamente las variables manifiestas que resultaron significativas de los constructos. Todas las respecificaciones del modelo se guiaron por consideraciones teóricas, así como por el conocimiento de los investigadores de los constructos.

3. RESULTADOS

Para el presente estudio, las ocho escalas del ICM demostraron una alta confiabilidad de consistencia interna, ambos índices alfa de Cronbach y omega, fueron desde 0,74 a 0,91 (consulte la Tabla 1 para obtener estadísticas descriptivas de la muestra y la consistencia interna de cada escala individual). Esto demostró que los participantes proporcionaron respuestas consistentes en las varias dimensiones de la metacognición según lo medido por el ICM, lo que sugiere un bajo error de medición en los constructos hipotéticos.

Tabla 1

Estadísticas descriptivas para la muestra y los coeficientes de confiabilidad de consistencia interna para las ocho escalas del ICM

ESCALA	M	DS	α	ω
Conocimiento de la Cognición			0,86	0,83
Declarativo	67,78	12,82	0,74	0,72
Procedimiento	70,59	15,28	0,77	0,74
Condicional	74,05	13,68	0,79	0,78
Regulación de la Cognición			0,93	0,90
Planificación	59,33	14,82	0,81	0,80
Gestión de la información	68,32	12,42	0,88	0,86
Depuración	76,71	14,43	0,80	0,78
Monitoreo de la comprensión	66,28	13,56	0,86	0,83
Evaluación	62,71	15,38	0,91	0,88

Clave. M=media; DS=desviación estándar; α =coeficiente de confiabilidad de consistencia interna; ω =versión omega para confiabilidad de consistencia interna.

N=528

Las estadísticas descriptivas para la muestra de estudiantes se señalan en la Tabla 1. La Tabla 2 presenta las correlaciones bivariadas de orden cero para las escalas del ICM.

Tabla 2

Matriz de correlación de orden cero de habilidades metacognitivas para la muestra

VARIABLE	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Declarativo	-	0,65*	0,66*	0,69*	0,73*	0,65*	0,56*	0,65*
2. Procedimental		-	0,75*	0,55*	0,65*	0,67*	0,58*	0,48*
3. Condicional			-	0,58*	0,66*	0,73*	0,67*	0,52*

4. Planificación	-	0,77*	0,61*	0,48*	0,70*
5. Monitoreo		-	0,68*	0,59*	0,72*
6. Gestión de la información			-	0,66*	0,58*
7. Depuración				-	0,41*
8. Evaluación					-

* $p < 0,01$
N=528

Todos los coeficientes de correlación fueron estadísticamente significativos en el nivel de significancia $p < 0,01$ y todos estaban en la dirección teóricamente esperada (es decir, positiva). Las correlaciones fueron de moderadas a fuertes y variaron de $r=0,41$ (depuración y evaluación) a $r=0,77$ (monitoreo y planificación).

3.1. Análisis principales

3.1.1. Análisis factoriales exploratorios (AFE)

Se solicitaron dos estadísticas comúnmente reportadas sobre la idoneidad de los datos para el análisis factorial, *Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy* (KMO) y *Bartlett's Test of Sphericity* (BTS). La KMO es una estadística que indica la proporción de varianza en los ítems de una medida que podría ser causada por factores subyacentes. Los valores altos (cerca de 1,00) generalmente indican que un análisis factorial puede ser útil con los datos. Si el valor es menor a 0,50, los resultados del análisis factorial probablemente no serán muy útiles. El BTS prueba la hipótesis de que la matriz de correlación es una matriz de identidad, lo que indicaría que los ítems no están relacionados y, por lo tanto, no son adecuados para la detección de estructuras. Los valores pequeños (menos de 0,05) del nivel de significancia indican que un análisis factorial puede ser útil con sus datos (Tabachnick & Fidell, 2013). Para los datos actuales, se excedieron ambos criterios de manera que la prueba KMO arrojó un valor de 0,956 y la BTS obtuvo estos resultados, χ^2 (N=507; $df=1326$)=12040,18, $p < 0,001$, y por lo tanto, los datos son apropiados para el análisis factorial.

La solución inicial del AFE arrojó diez factores que explicaron aproximadamente el 57,8 % de la varianza en el conjunto combinado de ítems del MAI. Sin embargo, la solución rotada (matriz de patrones) no fue particularmente significativa de interpretar y, por lo tanto, se evaluaron modelos adicionales. La solución AFE con ocho factores mostró una cantidad similar de varianza explicada (58,6 %); no obstante, la solución de factores rotados tampoco fue muy interpretable. Finalmente, la solución de dos factores explicó aproximadamente el 63,4 % de la variabilidad de los ítems. Dado que todos los ítems

dentro de esta solución de dos factores se cargaron en su respectivo factor hipotetizado (es decir, todos los ítems del conocimiento de la cognición y de la regulación de la cognición se cargaron en ese factor), este fue el que se consideró como el modelo del AFE final. La correlación entre los dos factores en el modelo final fue positiva y fuerte, $r=0,69$. La Tabla 3 muestra las estadísticas descriptivas, las comunalidades después de la extracción y las cargas factoriales estandarizadas de cada ítem.

Tabla 3

Estadísticas descriptivas, comunalidades y cargas factoriales estandarizadas de los ítems del modelo final

ÍTEM	M	DS	COM.	CC	RC
MAI18	58,73	23,53	0,56	0,72	
MAI5	62,25	27,32	0,55	0,71	
MAI26	78,25	19,11	0,56	0,70	
MAI29	71,81	20,88	0,49	0,69	
MAI46	91,92	12,18	0,46	0,68	
MAI27	69,44	21,91	0,71	0,68	
MAI10	68,72	20,72	0,51	0,68	
MAI20	60,80	21,22	0,57	0,67	
MAI12	69,24	21,27	0,55	0,67	
MAI16	60,43	21,87	0,42	0,65	
MAI14	68,43	20,82	0,50	0,65	
MAI33	67,03	20,96	0,61	0,64	
MAI17	56,97	26,42	0,42	0,64	
MAI35	67,76	20,77	0,62	0,62	
MAI15	85,68	14,74	0,44	0,61	
MAI3	77,23	19,01	0,64	0,60	
MAI32	74,53	18,79	0,42	0,59	
MAI31	76,67	19,90	0,42		0,86
MAI43	72,73	20,05	0,48		0,85
MAI36	73,96	18,95	0,52		0,84
MAI44	76,55	18,16	0,56		0,84
MAI49	71,08	19,76	0,42		0,84
MAI34	70,24	19,88	0,41		0,83
MAI1	63,31	29,99	0,54		0,83
MAI4	61,26	24,75	0,45		0,82
MAI2	73,64	19,11	0,49		0,81
MAI24	58,20	22,60	0,47		0,77
MAI50	63,76	27,50	0,51		0,76
MAI7	64,23	24,60	0,44		0,73
MAI21	59,75	22,70	0,56		0,73
MAI6	64,06	23,23	0,43		0,71
MAI52	83,52	18,54	0,71		0,71
MAI8	58,73	26,52	0,60		0,70
MAI11	61,72	25,79	0,51		0,70

MAI9	59,99	25,09	0,53	0,65
MAI48	64,00	21,66	0,46	0,65
MAI41	64,91	23,98	0,45	0,64
MAI13	70,77	19,34	0,64	0,62
MAI19	53,32	28,45	0,45	0,61
MAI45	59,42	28,72	0,52	0,60
MAI47	75,33	21,21	0,49	0,58
MAI22	43,88	21,11	0,67	0,58
MAI42	62,68	28,08	0,61	0,57
MAI28	67,31	27,27	0,68	0,57
MAI25	77,66	21,98	0,40	0,55
MAI40	69,39	20,99	0,53	0,54
MAI23	68,14	21,35	0,53	0,53
MAI38	64,56	23,81	0,55	0,50
MAI37	53,30	22,38	0,43	0,49
MAI30	69,12	20,50	0,56	0,49
MAI39	75,20	20,58	0,41	0,45

Clave. M=media; DS=desviación estándar; Com.=Comunalidad después de la extracción; CC=Factor del conocimiento de la cognición; RC=Factor de la regulación de la cognición.

3.1.2. Análisis factoriales confirmatorios (AFC)

Después de realizar los AFE, el análisis de datos procedió mediante la realización de AFC. La solución de orden superior se analizó primero. Este modelo especificó ocho factores de primer orden (conocimiento declarativo, conocimiento procedimental, conocimiento condicional; planificación, gestión de la información, depuración, monitoreo de comprensión, y evaluación) incluidos en dos factores de segundo orden (el conocimiento de la cognición [conocimiento declarativo, conocimiento procedimental y conocimiento condicional] y la regulación de la cognición [planificación, gestión de la información, depuración, monitoreo de la comprensión y evaluación]).

El modelo de medición inicial de primer orden especificó ocho factores latentes con los respectivos indicadores de cada factor. Además, cada indicador podría cargarse solo en su factor especificado, los términos residuales (error/varianza única) para los indicadores permanecieron sin correlación, los factores permitieron correlacionarse entre sí, y no se impusieron restricciones de igualdad en las cargas factoriales. El CFA demostró que el modelo de medición hipotético era adecuado, $SB \chi^2 (436, N=528)=192,10$, $p < 0,001$, Bentler-Bonett *NNFI =0,90, Bollen's *IFI =0,91, *CFI =0,93, SRMR =0,06, *RMSEA =0,06, y su asociado *Cl_{90%} =0,055; 0,063.

Todos las cargas factoriales fueron de moderadas a grandes y estadísticamente significativas en el nivel de significancia $p < 0,01$, que van desde 0,38 a 0,84. Además, las varianzas explicadas (R^2) por los factores en sus respectivos

indicadores fueron todas de pequeñas a moderadas, con un rango de 0,18 a 0,42 (Mediana=0,29). Finalmente, el rho de Dillon-Goldstein, $\rho=0,88$, mostró una alta confiabilidad del modelo.

El modelo de segundo orden especificó ocho factores latentes de primer orden (conocimiento declarativo, conocimiento procedimental, conocimiento condicional; planificación, gestión de la información, depuración, monitoreo de comprensión, y evaluación) y dos factores de segundo orden (conocimiento y regulación de la cognición). En consecuencia, las correlaciones de factores en el CFA de primer orden fueron reemplazadas por rutas directas de factores, desde el factor de segundo orden del conocimiento de cognición hasta los factores de primer orden del conocimiento declarativo, procedimental y condicional, y el factor de segundo orden de regulación de cognición, para los factores de planificación, gestión de la información, depuración, monitoreo de comprensión y evaluación de primer orden. Al igual que con el CFA de primer orden, se permitió la correlación de los dos factores de segundo orden. El CFA demostró que el modelo de segundo orden era inadecuado, $SB \chi^2 (442, N=528)=861,68$, $p < 0,001$, Bentler-Bonett *NNFI=0,83, Bollen's *IFI=0,85, *CFI=0,84, SRMR=0,09, *RMSEA=0,11, y su asociado *Cl_{90%}=0,065; 0,153. Ninguno de los procedimientos de respecificación (prueba de LM o prueba de Wald) tenía un sentido sustantivo basado en el conocimiento de los investigadores de los constructos y la teoría, y por ende, no se hicieron modificaciones a este modelo. Por lo tanto, los resultados de estos análisis están alineados con los de [Schraw y Dennison \(1994\)](#) quienes encontraron que una solución de orden superior de diez factores no se ajustaba a los datos observados. La solución de dos factores se examina a continuación.

Este modelo especificó dos factores latentes (el conocimiento de la cognición y la regulación de la cognición) con los respectivos indicadores de cada factor. Además, cada indicador podría cargarse solo en su factor especificado, los términos residuales (error/varianza única) para los indicadores permanecieron sin correlación, los factores permitieron correlacionarse entre sí, y no se impusieron restricciones de igualdad en las cargas factoriales. El CFA demostró que el modelo de dos factores era excelente, $SB \chi^2 (207, N=528)=91,29$, $p=1,00$, Bentler-Bonett *NNFI=0,95, Bollen's *IFI=0,95, *CFI=0,96, SRMR=0,04, *RMSEA=0,05, y su asociado *Cl_{90%}=0,035, 0,069.

Todas las cargas factoriales fueron de moderadas a grandes y estadísticamente significativas en el nivel de significancia $p < 0,001$, que fue desde 0,58 a 0,92. Además, las varianzas explicadas (R^2) por los factores en sus respec-

tivos indicadores fueron todas de pequeñas a grandes, con un rango de 0,29 a 0,56 (Mediana=0,32). Finalmente, el rho de Dillon-Goldstein, $\rho=0,93$, mostró una alta confiabilidad del modelo. Ninguno de los procedimientos de respecificación (prueba de LM o prueba de Wald) tenía un sentido sustantivo basado en el conocimiento de los investigadores de los constructos y la teoría. Además, dada la bondad de ajuste de este modelo a los datos observados, considerar cualquier procedimiento de respecificación puede conducir a un sobreajuste y, por lo tanto, no se hicieron modificaciones a este modelo, que se consideró el modelo final.

3.1.3. Prueba de diferencia de chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$) para modelos competidores

Como verificación final de la superioridad estadística de la solución de dos factores más parsimoniosa, se realizó una prueba de diferencia de chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$) para modelos CFA competidores entre el modelo de orden superior de diez factores y el modelo de dos factores. Los resultados de este análisis revelaron que la solución de dos factores más parsimoniosa proporcionó un ajuste superior en comparación con la solución de diez factores más saturada, $\Delta\chi^2(64, N=528)=119,03, p < 0,01$.

4. DISCUSIÓN

El objetivo de la investigación del presente estudio fue examinar la estructura de factores latentes de la versión del MAI (ICM en español) en una muestra sólida de estudiantes universitarios colombianos. Al igual que con [Schraw y Dennison \(1994\)](#), este estudio evaluó dos modelos competidores de la estructura de factores hipotética del MAI/ICM. Los resultados de esta investigación indicaron que la solución de orden superior de diez factores se ajustaba mal a los datos observados y que la solución de dos factores exhibía un ajuste excelente. Una prueba de diferencia de chi-cuadrado para modelos competidores apoyó la conclusión de que el modelo de dos factores más parsimonioso, proporcionaba un ajuste superior a los datos observados que el modelo de orden superior de diez factores más saturado. Por lo tanto, los resultados de este estudio respaldan los hallazgos reportados por [Schraw y Dennison \(1994\)](#) con respecto a la estructura de factores latente del ICM.

Los resultados presentados evidencian coincidencia con algunos de los hallazgos descritos en un estudio realizado con 622 estudiantes universitarios de Hawai (Estados Unidos) en el que se encontró que los 52 ítems funcionan mejor como dos dimensiones teóricas: conocimiento y regulación ([Harrison & Vallin, 2018](#)). Así mismo, coinciden con los resultados de otro con

607 estudiantes universitarios de Sakarya (Turquía) en el que se reportó una solución de dos factores que coincide con la estructura teórica prevista por Schraw y Dennison (1994) (Akin *et al.*, 2007), y con los resultados presentados en otro más con 240 estudiantes universitarios de Filipinas (Asia) en el que se compararon dos modelos de ecuaciones estructurales, uno especificando los ocho factores teorizados de Schraw y Dennison (1994) y el otro especificando los dos factores de conocimiento y regulación (Schraw & Dennison, 1994) en el que se encontró que el modelo de dos factores se ajustaba mejor (Magno, 2010).

Por otra parte, los resultados reportados en la presente investigación se distancian de los hallazgos encontrados en un estudio realizado con 245 estudiantes universitarios de Asia en el que se halló que el modelo hipotético de ocho factores que subyace a las respuestas a los 52 ítems en el MAI no se ajustaba adecuadamente (Teo & Lee, 2012). En dicho estudio, mediante el análisis factorial confirmatorio se propuso un ajuste al instrumento con base en un modelo de 21 ítems y tres factores, aunque en este trabajo no se compararon los resultados con los modelos teóricos originales de dos u ocho factores propuestos en el estudio original del MAI, ni se presentan o desarrollan como construcción teórica los tres factores que reportan.

Se considera importante señalar que el ICM es una medida que proporciona una excelente validez de constructo y confiabilidad de consistencia interna en la muestra actual de estudiantes universitarios colombianos (N=528) que participó en el estudio. Por lo tanto, las inferencias y conclusiones extraídas de los datos recopilados del ICM con respecto a las habilidades metacognitivas que mide son válidas para muestras de estudiantes universitarios colombianos y, presumiblemente, para otras poblaciones de estudiantes universitarios de habla hispana. Dicho resultado es consistente con el de un estudio realizado con 607 estudiantes universitarios de Turquía en el que se encontró una consistencia interna de todo el inventario de 0,95, así como correlaciones ítem-totales que variaron de 0,35 a 0,65 y un coeficiente de confiabilidad test-retest reportado de 0,95. (Akin *et al.*, 2007).

En general, es tan popular el uso investigativo del MAI/ICM, en habla hispana, aún cuando en dicho idioma han sido casi inexistentes las investigaciones sobre las propiedades psicométricas del instrumento, que se considera que el presente trabajo contribuye a llenar un vacío declarado en la medición de la metacognición, en cuanto, los resultados reportados aportan información sólida sobre las adecuadas propiedades psicométricas de la prueba, y contribuyen a confirmar su naturaleza como patrón de oro, al indicar en

general hallazgos bastante consistentes con los resultados encontrados en otras culturas y en otros idiomas, lo que de alguna manera también representa un aporte en la discusión clásica sobre la universalidad del constructo y las posibles diferencias asociadas a la cultura. Finalmente, los resultados presentados representan una contribución importante para el campo de la evaluación en la metacognición desde la adaptación del instrumento a las condiciones propias de la lengua para su uso local, nacional y probablemente, internacional, desde el uso y la aplicación en la tarea de un castellano estándar que puede ser de utilidad para otros investigadores de habla hispana.

4.1. Limitaciones y nuevas avenidas de investigación

Dos limitaciones de este estudio que pueden tenerse en cuenta fueron en primer lugar, que la muestra utilizada puede considerarse homogénea, y los trabajos de esta naturaleza idealmente deben realizarse en diferentes contextos y poblaciones. Sin embargo, esta puede reconocerse como una limitación de alguna manera relativa, dada la naturaleza de la ciudad donde se realizó la investigación, al ser considerada como una ciudad con vocación universitaria a nivel nacional, en la medida en que desde los indicadores de procedencia reportados de los estudiantes en la ciudad, se ha indicado que mucho más del 50 % de matriculados en sus universidades cada semestre, pertenecen a lugares diferentes del país, con cifras que describen que la proporción de estudiantes foráneos viene ganando gran representatividad, en cuanto para el año 2016, representaban el 43 %, en el año 2020 este indicador aumentó para la ciudad en cuatro puntos, con reportes que señalaban una presencia de estudiantes de diferentes ciudades del país hasta de un 53,7 %.

En segundo lugar, el estudio reclutó solo a estudiantes universitarios y, por lo tanto, los hallazgos y conclusiones solo pueden aplicarse fácilmente a esta población. Es probable que en el futuro tenga mucho sentido avanzar hacia el desarrollo de investigaciones multiculturales en metacognición en lengua castellana, que permitan generar nuevos desarrollos en el proceso de validación del MAI. Esto puede hacerse con estudios a gran escala que incluyan muestras de diferentes países y culturas a nivel de Iberoamérica. Así mismo, aún se requiere establecer correlaciones entre las medidas derivadas del MAI y el desempeño en otras tareas metacognitivas como las medidas de calibración (es decir, monitoreo metacognitivo), aspecto en el que el estudio original no evidenció resultados concluyentes.

5. CONCLUSIONES

Los resultados del presente estudio constituyen una base sólida para la toma de decisiones fundamentadas en la evidencia en relación con la metacognición, así puede ser un reporte de resultados útil para personas interesadas en usar el MAI (ICM en español) en campos muy diversos como la investigación o en el contexto de aplicación de la psicología en escenarios educativos. Así, frente al uso del instrumento en su forma original de 52 ítems, los resultados del análisis factorial confirmatorio realizado en la presente investigación, indicarían que la mejor manera de interpretar los resultados es obtener dos subpuntajes basados en el conocimiento y la regulación de la cognición.

De igual forma, los resultados de la presente investigación permiten señalar que el MAI/ICM es un instrumento con sólidas propiedades psicométricas para ser usado en el trabajo con muestras de estudiantes universitarios.

Así mismo, puede indicarse que con base en la amplia utilidad del MAI en diferentes contextos en el mundo, incluyendo su extenso uso en lengua castellana, se necesitan muchos más trabajos que se enfoquen en abordar la dependencia entre los 52 ítems, dado que hay investigaciones que han postulado mediante la estimación de la invarianza con datos ordinales en modelos de análisis factorial confirmatorios realizados en torno al MAI, el ajuste de especificación de 19 ítems de conocimiento y regulación en modelos configuracionales, métricos y escalares, lo que deja en evidencia la necesidad de una mayor investigación que permita confirmar la estructura teórica del subconjunto de elementos original de 52 ítems (Harrison & Vallin, 2018). De igual forma, parece requerirse una mayor investigación sobre las diferencias en los análisis derivadas de los variados formatos de respuesta empleados (escala tipo Likert, escala analógica visual de falso a verdadero, grados de frecuencia o acuerdo, etc.).

Dado que la aplicación de un instrumento como el MAI, resulta económica en términos de tiempo y de recursos, y es un instrumento de uso rápido y de fácil administración, se considera que puede ser un recurso de primera elección para profesionales que trabajen en torno a las ciencias del aprendizaje y que puedan estar interesados en conocer el estado del conocimiento y la regulación metacognitiva de los estudiantes.

Conflicto de interés: Los autores no tienen ningún conflicto de interés que informar.

Financiamiento: Este estudio de investigación no se basó en ninguna fuente de financiación.

Agradecimientos: Los autores del presente artículo quieren expresar el reconocimiento público a la importancia histórica del trabajo del Dr. Gregory Schraw en el desarrollo del constructo de la metacognición en todo el mundo. Este trabajo será el primero que se postula en lengua castellana en el que se realizan análisis factoriales confirmatorios en torno a su modelo teórico, como un primer esfuerzo por difundir el impacto de su obra a través de diferentes publicaciones en español.

REFERENCIAS

- Akin, A., Abaci, R., & Çetin, B. (2007). The validity and reliability of the Turkish version of the Metacognitive Awareness Inventory. *Educational Sciences: Theory & Practice*, 7, 671-678. <https://toad.halileksi.net/sites/default/files/pdf/metacognitive-awareness-inventory-toad.pdf>
- Alcaldía de Manizales. (01 de enero 2021). *Porcentaje de estudiantes de pregrado y postgrado que viene de otras ciudades. Manizales cómo vamos*. <https://manizalescomovamos.org/en-manizales-el-42-de-estudiantes-de-pregrado-y-el-62-de-posgrado-vienen-de-otras-ciudades/>
- Baker, L., & Brown, A. (1984). Metacognitive skills and reading. In P. D. Pearson, M. Kamil, R. Barr, & P. Mosenthal (Eds.), *Handbook of reading research* (pp. 353–394). Longman.
- Balcikanli, C. (2011). Metacognitive Awareness Inventory for Teachers (MAIT). *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 9(3), 1309-1332. http://repositorio.ual.es/bitstream/handle/10835/733/Art_25_563.pdf?sequence=1
- Bandura, A. (2006). Toward a psychology of human agency. *Perspectives on Psychological Science*, 1(2), 164-180. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2006.00011.x>
- Barak, M. (2010). Motivating self-regulated learning in technology education. *International Journal of Technology and Distance Education*, 20, 381-401. <https://doi.org/10.1007/s10798-009-9092-x>
- Bentler, P. M. (2005). *EQS 6 structural equations program manual*. Multivariate Software: Encino, CA.
- Boekaerts, M. (1999). Self-regulated learning: Where we are today. *International Journal of Educational Research*, 31(6), 445-457. [https://doi.org/10.1016/S0883-0355\(99\)00014-2](https://doi.org/10.1016/S0883-0355(99)00014-2)
- Boekaerts, M., & Rozendaal, J. S. (2010). Using multiple calibration indices in order to capture the complex picture of what affects students' accuracy of feeling of confidence. *Learning and Instruction*, 20, 372-382. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2009.03.002>
- Brown, A. (1987). Metacognition, executive control, self-regulation, and other more mysterious mechanisms. In F. Weinert & R. Kluwe (Eds.), *Metacognition, motivation and understanding* (pp. 65-116). Lawrence Erlbaum.
- Brown, A. L. (1978). Knowing when, where and how to remember: A problem of metacognition. In R. Glaser (Ed.), *Advances in Instructional Psychology* (pp.77-165). Lawrence Erlbaum.
- Brown, A., & Palincsar, A. (1989). Guided, cooperative learning and individual knowledge acquisition. In L. B. Resnick (Ed.), *Knowing and learning: Essays in honor of Robert Glaser*. (pp. 393-451). Erlbaum.

- Butler, D. L., & Winne, P. H. (1995). Feedback and self-regulated learning: A theoretical synthesis. *Review of Educational Research*, 65(3), 245-281. <https://doi.org/10.2307/1170684>
- Cross, D., & Paris, S. (1988). Developmental and instructional analyses of children's metacognition and reading comprehension. *Journal of Educational Psychology*, 80(2), 131-142. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.80.2.131>
- De Bruin, A. B. H., & Van Gog, T. (2012). Improving self-monitoring and self-regulation: From cognitive psychology to the classroom. *Learning and Instruction*, 22(4), 245-252. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2012.01.003>
- Efklides, A. (2008). Metacognition: Defining its facets and levels of functioning in relation to self-regulation and co-regulation. *European Psychologist*, 13(4), 277-287. <https://doi.org/10.1027/1016-9040.13.4.277>
- Hambleton, R. K. (1996). Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. En J. Muñiz (Ed.), *Psicometría* (pp. 207-238). Universitas.
- Harrison, G., & Vallin, L. (2018). Evaluating the metacognitive awareness inventory using empirical factor-structure evidence. *Metacognition Learning*, 13, 15-38. <https://doi.org/10.1007/s11409-017-9176-z>
- Huertas, A., Vesga, G., & Galindo, M. (2014). Validación del instrumento inventario de habilidades metacognitivas "MAI" con estudiantes colombianos. *Revista Praxis & Saber*, 5(10), 55-74. <https://doi.org/10.19053/22160159.3022>
- Jacobs, J. E., & Paris, S. G. (1987). Children's metacognition about reading: Issues in definition, measurement, and instruction. *Educational Psychologist*, 22(3-4), 235-278. <https://doi.org/10.1080/00461520.1987.9653052>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Lima Filho, R. N., & Bruni, A. L. (2015). Metacognitive awareness inventory: Translation and validation from a confirmatory analysis. *Psicologia: Ciência e Profissão*, 35, 1275-1293. <https://doi.org/10.1590/1982-3703002292013>
- Magno, C. (2010). The role of metacognitive skills in developing critical thinking. *Metacognition Learning*, 5, 137-156. <https://doi.org/10.1007/s11409-010-9054-4>
- Mevarech, Z., & Amrany, E. (2008). Immediate and delayed effects of meta-cognitive instruction on regulation of cognition and mathematics achievement. *Metacognition Learning*, 3, 147-157. <https://doi.org/10.1007/s11409-008-9023-3>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Muñiz, J., Elosua, P., Padilla, J.-L., & Hambleton, R. K. (2016). Test adaptation standards for cross-lingual assessment. In C. S. Wells & M. Faulkner-Bond (Eds.), *Educational measurement: From foundations to future* (pp. 291-304). The Guilford Press.
- Muñiz, J., Hernández, A. & Ponsoda, V. (2015). Nuevas directrices sobre el uso de los tests: investigación, control de calidad y seguridad. *Papeles del Psicólogo*, 36(3), 161-173. <https://repositorio.uam.es/handle/10486/671956>
- Nelson, T. O., & Narens, L. (1990). Metamemory: A theoretical framework and new findings. In G. Bower (Ed.), *The psychology of learning and motivation* (Vol. 26). Academic Press.
- Paris, S., Cross, D. R., & Lipson, M. Y. (1984). Informed strategies for learning: A program to improve children's reading awareness and comprehension. *Journal*

- of *Educational Psychology*, 76(6), 1239-1252. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.76.6.1239>
- Schraw, G. (2002). Promoting general metacognitive awareness. In H. Hartman (Ed.), *Metacognition in learning and instruction: Theory, research and practice* (pp. 3-16). Kluwer Academic.
- Schraw, G., & Dennison, R. S. (1994). Assessing Metacognitive Awareness. *Contemporary Educational Psychology*, 19, 460-475. <http://dx.doi.org/10.1006/ceps.1994.1033>
- Schraw, G., & Moshman, D. (1995). Metacognitive theories. *Educational Psychological Review*, 7(4), 351-371. <https://doi.org/10.1007/BF02212307>
- Schraw, G., Crippen, K. J., & Hartley, K. (2006). Promoting self-regulation in science education: Metacognition as part of a broader perspective on learning. *Research in Science Education*, 36, 111-139. <https://doi.org/10.1007/s11165-005-3917-8>
- Schraw, G., Olafson, L., Weibel, M., & Sewing, D. (2012). Metacognitive Knowledge and Field-based Science Learning in an Outdoor Environmental Education Program. In A. Zohar and Y.J. Dori (Eds.), *Metacognition in Science Education: Trends in Current 57 Research. Contemporary Trends and Issues in Science Education*, 40, (pp.57-77). Springer Science.
- Sperling, R., Howard, B., Staley, R., & DuBois, N. (2004). Metacognition and self-regulated learning constructs. *Educational Research and Evaluation: An International Journal on Theory and Practice*, 10(2), 117-139. <https://doi.org/10.1076/edre.10.2.117.27905>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson.
- Teo, T., & Lee, C. B. (2012). Assessing the factorial validity of the Metacognitive Awareness Inventory (MAI) in an Asian country: A confirmatory factor analysis. *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 10(2), 92-103. <https://researchdirect.westernsydney.edu.au/islandora/object/uws:13188/>
- U.S. Census Bureau. (2020). Language resources. <https://www.census.gov/topics/population/language-use/about.html>
- Weaver, C. A. (1990). Constraining factors in calibration of comprehension. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, & Cognition*, 16(2), 214-222. <https://doi.org/10.1037/0278-7393.16.2.214>
- Werts, C. E., Linn, R. L., & Joreskog, K. G. (1974). Intraclass reliability estimates: Testing structural assumptions. *Educational and Psychological Measurement*, 34, 25-33. <https://doi.org/10.1177/001316447403400104>
- Winne, P. H., & Nesbit, J. C. (2009). Supporting self-regulated learning with cognitive tools. In D. J. Hacker, J. Dunlosky & A. C. Graesser (Eds.), *Handbook of metacognition in education* (pp. 259-277). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Zárate, C., & Mora, J. (2021). *Cómo vamos en educación superior Manizales 2019*. Fundación Luker.
- Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich, & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp. 13-39). Academic Press.

Esta obra está bajo: Creative commons attribution 4.0 international license. El beneficiario de la licencia tiene el derecho de copiar, distribuir, exhibir y representar la obra y hacer obras derivadas siempre y cuando reconozca y cite la obra de la forma especificada por el autor o el licenciante.



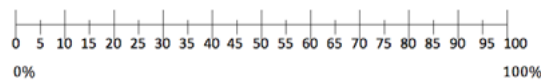
ANEXOS

Inventario de Conocimiento Metacognitivo (ICM)

(Schraw & Dennison, 1994)

Indicaciones: Por favor dibuje una línea vertical sobre la línea continua en cada uno de los enunciados, que mejor corresponda a qué tan cierto es cada una de las siguientes preguntas sobre usted.

Para nada cierto sobre mí Muy cierto sobre mí



Por ejemplo: Entre más cerca esté la línea de “Para nada cierto sobre mí”, menos cierto es el enunciado sobre usted, por el contrario, entre más cerca esté la línea a “Muy cierto sobre mí”, más verdadero será el enunciado sobre usted. De la misma manera, dibujar la línea muy al comienzo o muy al final del enunciado (0 – 100), indica que el enunciado es muy cierto (100) o falso (0) con respecto a usted.

- | | |
|--|--|
| 1. Constantemente me pregunto si estoy cumpliendo mis metas. | |
| 2. Considero varias opciones con respecto a un problema, antes de contestar. | |
| 3. Intento utilizar estrategias que han funcionado en el pasado. | |
| 4. Me organizo mientras aprendo, de tal manera que tenga tiempo suficiente. | |
| 5. Tengo claras cuáles son mis fortalezas y debilidades intelectuales. | |
| 6. Siempre pienso en lo que en realidad necesito aprender antes de comenzar una tarea. | |
| 7. Sé qué tan bien me fue en una evaluación, una vez termine la prueba. | |

