



Universidad de Costa Rica

www.revistas.ucr.ac.cr/index.php/actualidades

Relación entre experiencias metacognitivas y autoeficacia, habilidad y dificultad de tareas matemáticas

Relationship between Metacognitive Experiences and Self-efficacy, Skill, and Difficulty of Mathematical Task

Alejandra Alfaro-Barquero ¹

 <https://orcid.org/0000-0002-8901-7129>

Mauricio Molina-Delgado ³

 <https://orcid.org/0000-0003-4335-3095>

Greivin Ramírez Arce ²

 <https://orcid.org/0000-0002-3731-5415>

¹ Instituto Tecnológico de Costa Rica, Departamento de Orientación y Psicología, Cartago, Costa Rica

² Instituto Tecnológico de Costa Rica, Escuela de Matemática, Cartago, Costa Rica

³ Universidad de Costa Rica, Escuela de Filosofía, San José, Costa Rica

¹ ✉ alealfaro@itcr.ac.cr ² ✉ gramirez@itcr.ac.cr ³ ✉ mauricio.molina.delgado@gmail.com

Recibido: 07/05/2025. Aceptado: 05/02/2026.

Resumen. *Objetivo.* Este estudio pretendió evaluar la relación entre autoeficacia, habilidad y dificultad en las tareas de matemática y la precisión metacognitiva de los juicios de desempeño y el rendimiento académico, esto a través del uso de modelos de ecuaciones estructurales. *Método.* Para ello, se implementó en 2012 un estudio cuantitativo no experimental con 495 personas estudiantes universitarias. Se utilizaron la escala de autoeficacia del MSLQ, las notas de matemática del examen de admisión del Tecnológico de Costa Rica y del curso matriculado, una prueba de ejercicios matemáticos, así como autorreportes de los juicios de desempeño. *Resultados.* Se encontró evidencia a favor del efecto positivo de la habilidad matemática y la autoeficacia sobre la precisión metacognitiva, y una relación inversa con la dificultad del ítem. No se halló asociación entre la precisión metacognitiva y el rendimiento.

Palabras clave. Metacognición, autoeficacia, juicios metacognitivos, rendimiento académico, educación matemática

Abstract. *Objective.* This study aimed to evaluate the relationship between self-efficacy, ability, and task difficulty in mathematics, and the metacognitive accuracy of performance judgments and academic achievements using structural equation modeling. *Method.* A non-experimental quantitative study was conducted in 2012 with 495 university students. The study used the self-efficacy scale from the MSLQ, mathematics scores from the Tecnológico de Costa Rica admission exam and the enrolled course, a test of mathematical exercises, as well as self-reported performance judgments. *Results.* Evidence found supports the positive effect of mathematical ability and self-efficacy on metacognitive accuracy, and an inverse relationship with item difficulty. No association was found between metacognitive accuracy and academic achievement.

Keywords. Metacognition, self-efficacy, metacognitive judgments, academic achievement, mathematics education



Introducción

El presente estudio se contextualiza dentro del modelo de autorregulación para el aprendizaje, un proceso cíclico de auto-realimentación orientado hacia el logro de metas. Este plantea que las personas tienen la capacidad de establecer objetivos de aprendizaje claros y planificar las acciones necesarias para alcanzarlos, supervisar las acciones implementadas, detectar errores, realizar correcciones en sus estrategias y evaluar las acciones implementadas y los resultados obtenidos a través de la metacognición y la regulación emocional (Efklides & Schwartz, 2024; Kitsantas et al., 2008; Pintrich et al., 1993; Zimmerman, 2002).

Por su parte, la autoeficacia, entendida como el grado de destreza percibido para adquirir habilidades y lograr determinado desempeño, ha sido relevante dentro del modelo de autorregulación, además de tener efecto sobre el nivel de esfuerzo, la perseverancia, la motivación e interés de los estudiantes, la confianza en el logro de resultados académicos, el aprovechamiento académico, la predicción del desempeño y la probabilidad de graduarse, estas por encima de otras variables afectivas, el apoyo social y el desempeño mostrado en cursos previos (Dutta et al., 2015; González-Franco et al., 2022; Jaramillo et al., 2023; Kitsantas et al., 2008; Rodríguez et al., 2015; Schoenfeld et al., 2017; Schunk, 1991, 2012; Velasco Zárate et al., 2020).

Kitsantas et al. (2008) encontraron que la habilidad previa, la autorregulación y las variables motivacionales explicaban el 47% del desempeño en la población universitaria y que la autorregulación metacognitiva, el sexo, la ansiedad y el valor de la tarea no aportaban valor predictivo. Por su lado, Cañarte Lino et al. (2024) afirman que la retroalimentación oportuna, clara, específica y centrada en las tareas potenciaba los procesos cognitivos y autorregulados del aprendizaje, lo que influía positivamente en el rendimiento académico.

Más recientemente, Efklides & Schwartz (2024) propusieron el Modelo Metacognitivo y Afectivo

del Aprendizaje Autorregulado (MASRL), con el cual sostienen que la metacognición, la motivación y el afecto interactúan entre sí. Este modelo parte de dos niveles: (a) persona y (b) tarea por persona. El primer nivel alude a las características de las personas, que tienden a ser más estables en el tiempo invertido sobre sí mismas y sus actitudes hacia el aprendizaje, tales como sus conocimientos, sus habilidades, su autoconcepto y creencias de autoeficacia, entre otras.

El nivel tarea por persona refiere a situaciones más circunstanciales que pueden variar según el tipo y nivel de dificultad de una tarea en específico, la percepción de progreso en la misma, las experiencias metacognitivas y las emociones asociadas. Ambos niveles interactúan entre sí en la autorregulación, partiendo de metas definidas desde el nivel persona, pero que también pueden ajustarse desde el nivel tarea por persona, cuando las experiencias metacognitivas detectan discrepancias o dificultades durante la ejecución (Efklides & Schwartz, 2024).

El autoconcepto matemático y las emociones influyen en la motivación de la persona frente a la tarea, así como también lo hace su nivel de habilidad, que repercute sobre su conocimiento y estrategias metacognitivas (Efklides & Vlachopoulos, 2012). Asimismo, las emociones prospectivas y las experiencias metacognitivas fueron predichas por la habilidad, el autoconcepto matemático y el estado de ánimo (Efklides & Tsiora, 2002). También, se han identificado altos niveles de ansiedad matemática, lo que se correlaciona negativamente con la autoconfianza (Suárez et al., 2023).

Otra de las variables cruciales en los procesos de autorregulación del aprendizaje es la metacognición, conceptualizada por Flavell (1979) como los conocimientos, el grado de conciencia y el control que una persona ejerce sobre sus propios procesos cognitivos, que incluyen cuatro componentes metacognitivos: conocimientos, experiencias, metas y estrategias. Los conocimientos metacognitivos son de tipo declarativo, se almacenan en la memoria de largo plazo, y son relativos a las características cog-

nitivas personales, las demandas de la tarea y las estrategias disponibles (Brown, 1987; Schraw, 1998).

Las metas metacognitivas, por un lado, aluden a los objetivos con los que se emprende un proyecto cognitivo. Las estrategias metacognitivas, por otro lado, son las acciones cognitivas o conductuales implementadas en el proceso de solución de tareas orientadas al logro de las metas, así como las estrategias de supervisión, regulación y ajuste de la actividad cognitiva hacia el logro de la meta (Flavell, 1979).

Las habilidades metacognitivas son de naturaleza procedural y regulatoria, y refieren a procedimientos de monitoreo y control, a través del uso deliberado de estrategias tales como la atención selectiva, la memoria de trabajo, la planeación, la resolución de conflictos, la estimación del error y el control inhibitorio (Efklides, 2009).

Por su parte las experiencias metacognitivas son sentimientos y juicios sobre los propios estados cognitivos o el desempeño en tareas de aprendizaje y generan variedad de sensaciones tales como dificultad, confianza o duda. Reflejan el grado de consciencia cognitiva o experiencia afectiva vinculada con tareas de aprendizaje y se relacionan con aquellos sentimientos o juicios que resultan del proceso de monitoreo a medida que se trabaja en una tarea y de la evaluación de los resultados. De ese modo, se vinculan con la memoria de trabajo y ofrecen información sobre el proceso cognitivo desde una perspectiva experiencial (Flavell, 1979; Efklides, 2006; Efklides & Schwartz, 2024).

Si bien las experiencias metacognitivas no son equivalentes a las emociones, ambas interactúan bidireccionalmente. Se ha encontrado que las emociones influyen en los juicios metacognitivos, donde las emociones positivas pueden generar sobreconfianza, y las negativas, infraconfianza. También se evidenció una correlación moderada entre la autoconfianza matemática y la precisión metacognitiva (Efklides & Schwartz, 2024).

Todos estos factores entran en juego en la búsqueda del objetivo, que activa representaciones

mentales de la tarea, procesamiento cognitivo de la información y ejecución, y la evaluación del desempeño de forma prospectiva, durante la solución de la tarea y de modo retrospectivo (Efklides & Vlachopoulos, 2012; Efklides & Schwartz, 2024).

La función principal de las estrategias metacognitivas es que la persona sea consciente de la fluidez de su proceso cognitivo, detecte bloqueos o inconsistencias, y se oriente hacia la corrección de respuestas incorrectas o defectuosas. Dado que el procesamiento cognitivo es en gran medida inconsciente, la persona estudiante monitorea su pensamiento y se percata de la calidad y el resultado del procesamiento cognitivo a través de sus experiencias metacognitivas, como un insumo de retroalimentación subjetiva del desempeño (Efklides & Schwartz, 2024).

Los juicios metacognitivos refieren a una amplia categoría, que abarca variedad de creencias del estudiantado antes, durante o después de resolver una tarea cognitiva (Montoya-Londoño et al., 2021). Son juicios de probabilidad sobre el propio aprendizaje y desempeño o creencias asociadas con el grado de éxito alcanzado en una tarea (Olaya Torres et al., 2023; Zapata et al., 2024), e incluye manifestaciones tales como juicios de dificultad, de aprendizaje, de confianza y de rendimiento (Ruiz Ortega & Álvarez Ríos, 2021).

El estudio de "los juicios metacognitivos se desarrollan en un marco temporal, como juicios predictivos (FOKs, EOLs), juicios concurrentes (JOLs) y juicios postdictivos (RCJs)" (Montoya-Londoño et al., 2021, p. 4). Dentro de esta condición de temporalidad, se ha encontrado mayor precisión en los juicios de aprendizaje retrospectivos frente a los prospectivos (Efklides, 2002, 2006).

Morphew (2021) evaluó la precisión del monitoreo y el efecto de la retroalimentación de la calibración metacognitiva en estudiantes de ingeniería a lo largo de un semestre. Encontró que algunas personas mostraron mejoría en sus predicciones de calificaciones en los exámenes; sin embargo, quienes mostraron bajo rendimiento fueron menos precisos

y no tendieron a mejorar durante el semestre. Por lo general, el estudiantado con exceso de confianza sobre su habilidad mostró un rendimiento académico menor, posiblemente porque invirtieron menos horas de estudio de las necesarias. Incluso, si los juicios son más precisos, no siempre se evidencia una mejora en su rendimiento, si no se toman decisiones estratégicas para controlar el aprendizaje (Olaya Torres et al., 2023).

Chacón-Camacho et al. (2025) señalan que los juicios metacognitivos pueden presentar sesgos con respecto al desempeño real de las personas. En este contexto, la variable de calibración se estimará como una diferencia entre el juicio metacognitivo y el desempeño real, que pueden tener tendencia positiva (sobreconfianza) cuando el éxito subjetivo es mayor que el objetivo, o negativa cuando el éxito subjetivo sea menor que el objetivo (subconfianza). Por otro lado, la calibración sería nula en caso de concordancia entre el éxito objetivo y el subjetivo (ausencia de sesgos).

Estos juicios metacognitivos se pueden ver afectados por una tendencia a lanzar conclusiones con información limitada, como las variables de género y factores emocionales tales como la ansiedad. Se ha encontrado que, en el área matemática, se tiende a presentar un sesgo de sobreconfianza en población universitaria y que los hombres tienden a sobreestimarse por encima de las mujeres, sin que ello implique un mejor desempeño (Chacón-Camacho et al., 2025). Händel et al. (2020) también identificó esa tendencia de exceso de confianza en los juicios sobre evaluaciones académicas y una tendencia a detectar con mayor facilidad precisión los ítems correctos que los incorrectos.

Ello respalda los planteamientos de Moraitou & Efklides (2009) y Winne & Nesbit (2010), quienes afirmaron que las personas no siempre son conscientes de sus errores y que su percepción sobre dichos fallos está asociada con las experiencias metacognitivas, los vacíos de conocimiento, el bloqueo mental, la carga de memoria de trabajo, la atención y el control emocional.

Los juicios de desempeño se enfocan en la evaluación de la calidad de la solución brindada frente a una tarea cognitiva. Son insumos que le permiten al individuo evaluar la utilidad y pertinencia de las estrategias, conocimientos y destrezas adquiridas. Asimismo, la precisión de los juicios de desempeño refleja el grado de concordancia entre las estimaciones de desempeño de la persona se corresponden con la ejecución real obtenida en la tarea (Efklides, 2006; Efklides & Schwartz, 2024).

Analizar las experiencias metacognitivas resulta relevante, pues variedad de estudios coinciden en señalar deficiencias en las habilidades metacognitivas y autorregulatorias en la población universitaria. También señalan bajos niveles de precisión en sus estimaciones de desempeño o aprendizaje, de tal manera que muestran una tendencia al exceso de confianza (Efklides, 2006, 2009; Chacón-Camacho et al., 2025; Händel et al., 2020; Olaya Torres et al., 2023; Wigfiel et al., 1996). Lo anterior es aún más grave si se considera que el estudiantado con bajo rendimiento académico suele tener menores niveles de precisión en sus juicios metacognitivos y pocas mejoras a lo largo del semestre lectivo (Morphew, 2021).

A las carencias metacognitivas evidenciadas, se suman las deficiencias en el área matemática. Persiste a nivel universitario problemas de reprobación crónica en las áreas de ingeniería, computación y ciencias básicas, lo que genera rezago educativo y afecta los tiempos de graduación (Programa Estado de la Nacional [PEN], 2023). Además, se han reportado porcentajes de reprobación en los cursos de Matemática General entre un 40% y 50 %, sobrepasando en algunas ocasiones el 60% (Chacón-Vargas & Roldán-Villalobos, 2021).

Lo anterior se vio agravado por el apagón educativo provocado por la pandemia COVID-19. En este sentido, el Programa Estado de la Nación (2023, 2025) señaló que las evaluaciones nacionales de 2023-2025, incluidas las pruebas sumativas y diagnósticas de primaria y secundaria, mostraron serias deficiencias en matemáticas. La mayoría de la

población estudiantil se ubicó en niveles básicos o intermedios de desempeño y solo alrededor de un 19-23% alcanzó niveles avanzados en las poblaciones de primaria y secundaria. Estos resultados son más preocupantes si se considera que dichas pruebas evaluaron menos de una cuarta parte de los contenidos curriculares oficiales.

Como se mencionó anteriormente, la autorregulación metacognitiva ha sido señalada como una variable central en el éxito académico de los estudiantes, pero la mayoría de estudios se han enfocado en las áreas de comprensión lectora, aprendizaje multimedia o en los entornos informáticos, la preparación para evaluaciones y el aprendizaje colaborativo (Olaya Torres et al., 2023), dejando relegada la matemática (Winne & Nesbit, 2010).

Asimismo, tanto los modelos clásicos de autorregulación como los más actualizados (Efklides & Schwartz, 2024; Kitsantas et al., 2008; Pintrich et al., 1993; Zimmerman, 2002) y otros estudios recientes (Chacón-Camacho et al., 2025; Olaya Torres et al., 2023) destacan la estrecha relación entre las variables metacognitivas, emocionales y motivacionales y su repercusión en el establecimiento de metas de aprendizaje, el progreso y el éxito de las tareas cognitivas.

En este contexto, surgen inquietudes sobre el posible efecto de variables motivacionales como la autoeficacia en los juicios de desempeño, así como el papel de la habilidad y la dificultad del ítem en la precisión metacognitiva y el rendimiento académico en matemática. Desde esta perspectiva, el presente estudio se propuso evaluar un modelo de ecuaciones estructurales que relacione la dificultad de la tarea, la autoeficacia para el aprendizaje y la habilidad matemática con los juicios de desempeño, la precisión metacognitiva y el rendimiento académico, esto a partir de las siguientes hipótesis:

H1. La habilidad matemática y la autoeficacia ejercen un efecto positivo sobre la precisión metacognitiva de los juicios de desempeño.

H2. Existe una relación inversa entre el nivel de dificultad de los ítems y la precisión de los juicios de desempeño.

H3. La precisión metacognitiva es mayor en los juicios de desempeño retrospectivos.

H4. La precisión metacognitiva se vincula en forma positiva con el rendimiento académico.

Método

Este estudio es cuantitativo no experimental y de tipo transversal.

Participantes

Formaron parte del estudio 495 personas estudiantes matriculadas en los cursos de "Matemática General" y "Cálculo Diferencial e Integral" en el Instituto Tecnológico de Costa Rica (ITCR; 27.3% mujeres y 72.7% hombres, con una media de edad de 18.77, $DE = 1.65$), de una población total de 1383 personas. Los grupos en los que se recolectó la información fueron seleccionados aleatoriamente. Para estimar el mínimo de muestra requerido, se consideró el modelo más complejo propuesto, que incluyó 9 variables observadas y 4 factores, con un $RMSEA_0$ de .05, un $RMSEA_1$ de .08, una α de .05 y una potencia esperada de .80. Con el método estándar de MacCallum et al. (1996) se obtuvo un valor de 375 sujetos.

Instrumentos

Para evaluar la adecuación del tamaño muestral y la sensibilidad del modelo de ecuaciones estructurales (SEM) propuesto, se realizó un análisis *post-hoc* del poder estadístico de la muestra siguiendo el método de MacCallum et al. (1996), basado en la distribución ji-cuadrado no central. Se obtuvo un valor de .90, lo que se considera aceptable.

Se evaluaron las siguientes variables: autoeficacia para el aprendizaje y autoconcepto matemático, la habilidad matemática, los conocimientos matemáticos, los juicios de desempeño prospectivos y retrospectivos (temporalidad), la dificultad de la tarea, la precisión de los juicios de desempeño, y el rendimiento académico.

Para la autoeficacia, se utilizó la Escala de Autoeficacia para el Aprendizaje del MSLQ en versión en inglés, tomada del *Manual for the Use of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire* de Pintrich (1991), la cual reportó un coeficiente Alfa de Cronbach de .93 (Pintrich et al., 1993). Para esta investigación, dicha escala fue traducida al español por parte de una persona experta graduada de Bachillerato de inglés y, posteriormente, retraducida nuevamente al inglés por otra persona con nivel C1 de dominio para verificar el significado original. Posteriormente, fue piloteada en 2011 en una muestra de 147 estudiantes del ITCR, y se obtuvo un coeficiente Alfa de Cronbach de .9.

Se detallan a continuación los ítems que fueron aplicados de dicha escala: (1) "Creo que voy a obtener una excelente nota en este curso"; (2) "Estoy seguro(a) de que puedo entender el tema más difícil que se presente en las lecturas o prácticas de este curso"; (3) "Estoy seguro(a) de poder aprender los conceptos básicos enseñados en este curso"; (4) "Estoy seguro(a) de poder entender los contenidos más complejos que se imparten en este curso"; (5) "Estoy seguro(a) que puedo hacer un excelente trabajo en las asignaciones y exámenes de este curso"; (6) "Espero que me vaya bien en esta clase"; (7) "Tengo seguridad de poder dominar las habilidades que se enseñan en esta clase"; y (8) "Pienso que me va a ir bien en este curso aun teniendo presente la dificultad del mismo, el profesor y mis habilidades". Todos los ítems se respondieron en una escala numérica ascendente de 1 a 7, donde 1 era completamente falso y 7, completamente verdadero.

Complementariamente, se aplicó el cuestionario de autoconcepto matemático, desarrollado por Dermitzaki y Efklides (2000) y que incluye 22 ítems. Esta fue traducida al español por el proceso de doble traducción y fue aplicada en el estudio de Corrales (2015), en el cual se reportó un coeficiente Alfa de Cronbach de .94. Desde la perspectiva de Efklides & Vlachopoulos (2012), el autoconcepto matemático se define como el nivel de competen-

cia en el área matemática que un individuo percibe de sí mismo.

En términos generales, el autoconcepto se define como "una creencia compleja y dinámica que se construye a partir de diversas fuentes de información y que influye en el aprendizaje y el desempeño académico de los individuos" (Arrivillaga Hurtado et al., 2023, p. 6). En el caso del ámbito matemático, se relaciona con la percepción sobre la capacidad para aprender y aplicar conceptos matemáticos y resolver problemas numéricos, y sobre el grado de interés por desempeñar este tipo de tareas.

Por otra parte, la habilidad matemática puede definirse como la destreza para comprender números, procedimientos, símbolos, lenguaje matemático y emplear el razonamiento en la solución de problemas matemáticos, tanto en situaciones nuevas como conocidas, y en la producción e interpretación de distintos tipos de información (Beleño, 2022). La habilidad se estimó tomando en cuenta dos indicadores. El primero de ellos fue el puntaje de la Prueba de Aptitud Académica del ITCR en el área matemática, que incluye tareas de razonamiento matemático con operaciones básicas, de razonamiento deductivo/inductivo, de interpretación de gráficos, de resolución de problemas, de razonamiento con figuras y de razonamiento probabilístico (Moreira-Mora, 2021).

La otra medida fue la calificación total obtenida en la prueba de ejercicios matemáticos, estimada como una variable latente de conocimientos matemáticos previos. Para esta medida, se utilizó el modelo de Rasch. La competencia matemática es la capacidad para razonar y aplicar conceptos, hechos, procedimientos, matemáticos para resolver problemas y describir, explicar y predecir diversos fenómenos (Instituto Nacional de Evaluación Educativa, 2019). Dicha prueba estuvo constituida por 9 ítems: 3 ítems tomados del Cuestionario de Experiencias Metacognitivas de Efklides (2002), previamente traducida e implementada en Corrales (2015), y 6 ítems del Examen de Diagnóstico en

Matemática 2010 del Instituto Tecnológico de Costa Rica (Ramírez & Barquero, 2011). Los ítems utilizados se detallan a continuación:

Mario recibe 90 dólares de paga a la semana. De esto gasta $\frac{1}{2}$ en comida, $\frac{1}{6}$ en transporte, $\frac{1}{5}$ para otros gastos. ¿Qué parte de su paga debe ahorrar la siguiente semana para completar la cantidad que necesita para comprar un CD que cuesta 27 dólares? Natalia decide economizar del dinero que le dan sus padres cada semana, para comprar una cartera que cuesta 75 dólares. La primera semana guarda $\frac{1}{6}$ de su paga, la segunda $\frac{1}{3}$ y la tercera $\frac{1}{4}$. Así, reúne 45 dólares. ¿Qué parte de su paga necesita usar la siguiente semana para obtener la cantidad que necesita para comprar la cartera?

Nicolás dispone de 100 dólares al mes para recreación. De esto gasta la primera semana el 0.4 de esa cantidad, la segunda el 0.15 de esa cantidad y la tercera el 0.3 de esa cantidad. ¿Qué parte de esa cantidad del mes siguiente necesitará para pagar los gastos de un viaje que cuesta 35 dólares? (Efklides, 2002)

La prueba Diagnóstico en Matemática 2010 del Instituto Tecnológico de Costa Rica (Ramírez & Barquero, 2011) fue aplicada en una muestra de 1042 estudiantes y mostró un alfa de Cronbach de .73, con valor predictivo del 24.1% de la nota final obtenida en el curso de "Matemática General". Los ítems que la conformaron se detallan a continuación:

Simplifique al máximo la expresión $(a^{-2} - 2b^{-1}) \cdot (b - 2a^2)^{-1}$ donde $a \neq 0$, $b \neq 0$ y $(b - 2a^2) \neq 0$

Factorice completamente la siguiente expresión $6am - 2n + 4an - 3m$

Resuelva la siguiente ecuación en $\mathbb{R}$ $(x + 3)^2 = 9$

Resuelva la siguiente ecuación en $\mathbb{R}$ $5^{x-2} = 3$

Despeje la variable m en la ecuación $\frac{1}{n} + \frac{1}{m} = 2$, donde $n \neq 0$, $m \neq 0$ y $n \neq \frac{1}{2}$

Determine si la siguiente afirmación es falsa o verdadera. Justifique Si $3x = 5$ entonces $x = 5-3$ (Ramírez & Barquero, 2011)

Los 9 ejercicios de la prueba matemática se calificaron en una escala de 0 a 3, donde 0 significaba

no haber logrado resolver el ejercicio correctamente, 1 mínimamente correcto, 2 parcialmente correcto y 3 correcto.

El nivel de dificultad de cada ejercicio se definió utilizando el modelo Rasch, que tiene como base la Teoría de Respuesta al Ítem, que asume "la existencia de rasgos o aptitudes latentes que permiten explicar la conducta de un examinado ante un ítem en un test" (Martínez et al., 2006, p. 127). El modelo de Rasch emplea únicamente el parámetro de dificultad, entendido como un índice de posición en la escala de medida del rasgo latente. Este refiere al grado de aptitud requerida por los individuos para acertar un ítem (Martínez et al., 2006).

En relación con los ítems de diagnóstico, dado que se disponía de una base de datos de 1000 casos aplicados en el 2010 facilitada por la Escuela de Matemática del ITCR, fue posible evaluar sus características psicométricas desde el modelo de Rasch. Todos mostraron una tendencia unidimensional y se obtuvo una confiabilidad para personas de .71 y de 1 para los ítems con Rasch, así como un coeficiente de consistencia interna Alfa de Cronbach de .74.

Las experiencias metacognitivas se evaluaron a través de autorreportes tomados del Cuestionario de Experiencias Metacognitivas de Efklides (2002), traducida e implementada por Corrales (2015). Este mostró un coeficiente Alfa de Cronbach de .91. Para medir la condición de temporalidad en que se generaron los juicios de desempeño, estos se registraron antes de resolver los ejercicios (prospectivamente) y después de haber enfrentado el ejercicio (retrospectivamente). Específicamente, se les preguntó a las personas estudiantes las siguientes interrogantes: (1) ¿Qué tan correcta piensa que será su respuesta al ejercicio o problema planteado? (juicio prospectivo). (2) ¿Qué tan correcta cree que fue su solución al ejercicio o problema anterior? (juicio retrospectivo). Ambas preguntas se respondieron en escala de 0 a 3, donde 0 es nada; 1, poco; 2, bastante y 3, totalmente.

Por su parte, la precisión metacognitiva se obtuvo como variable latente y fue medida a través

Tabla 1. Equivalencia para los puntajes de error de estimación y precisión prospectiva

Puntaje de error de estimación	-3	-2	-1	0	1	2	3
Puntaje de precisión	0	1	2	3	2	1	0

de dos indicadores: la ejecución mostrada en cada ítem y los juicios de desempeño respectivos. Para obtener un puntaje total de precisión, se utilizó el siguiente procedimiento: se calculó el error de estimación. Para ello, los ítems matemáticos se recodificaron en escala de 0 a 3, al igual que la métrica utilizada en los juicios de desempeño. Posteriormente, para estimar el error en la precisión metacognitiva, se restó al juicio de desempeño (prospectivo = JDP o retrospectivo = JDR según el caso) de cada ítem el puntaje obtenido en la solución de dicho ejercicio matemático. El mismo procedimiento se siguió para calcular los errores de estimación prospectivos. Con este método, se obtuvieron valores que oscilaron entre -3 y 3 para el error de estimación.

Un valor de cero (0), en el error de estimación, significa que hubo precisión en el juicio de desempeño, dado que el puntaje asignado en la escala de juicio de desempeño correspondió en forma perfecta con el puntaje obtenido en el ejercicio matemático, lo que refleja precisión metacognitiva. Por su parte, un puntaje de 3 o -3 refleja la mayor distancia obtenida entre el juicio de desempeño en la estimación del desempeño. Por su parte, el signo negativo refleja un error de subestimación y el positivo, de sobreestimación. Seguidamente, para obtener la precisión, se recodificaron en orden inverso los valores absolutos obtenidos en el error de estimación, tal y como se muestra en la [Tabla 1](#).

Finalmente, los indicadores de rendimiento académico se tomaron a través de dos medidas: la calificación obtenida en el curso de matemática al finalizar el semestre y el promedio ponderado general

de notas del estudiante. El rendimiento académico se concibe como el resultado o los logros derivados del proceso de aprendizaje hacia el logro de los objetivos de aprendizaje ([León, 2008, como se citó en González-Benito et al., 2021](#)).

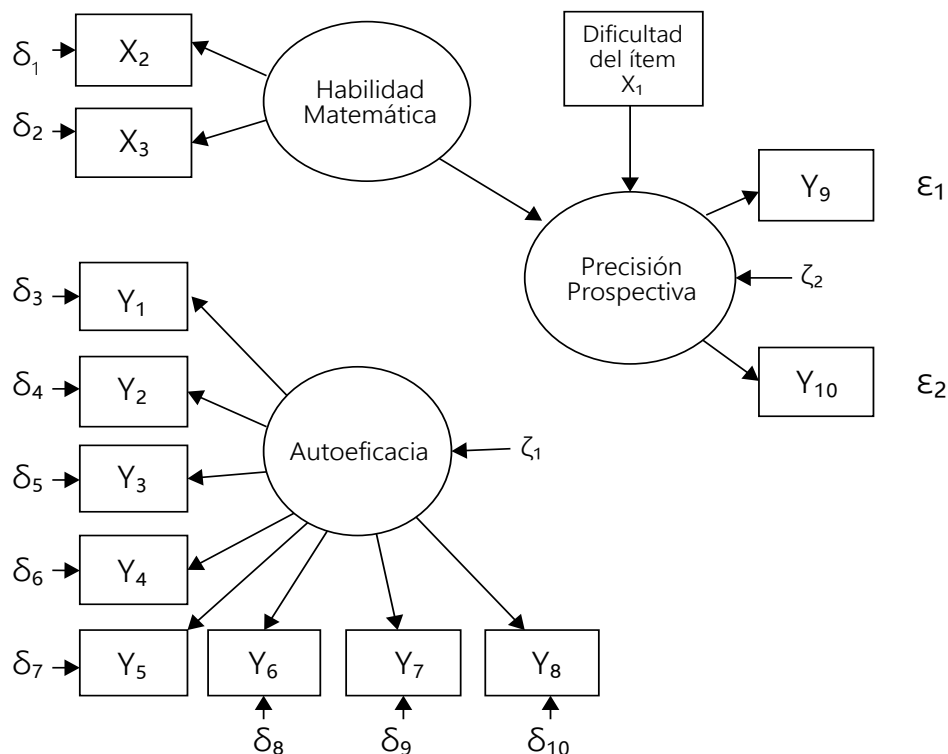
Este proyecto contó con el visto bueno del Departamento de Orientación y Psicología, la Dirección de la Escuela y docentes participantes de Matemática y con la autorización del Comité de Examen de Admisión del ITCR. Todos los datos se manejaron confidencialmente. La aplicación de los instrumentos se realizó en el segundo semestre del 2012 durante las clases y con previa autorización de los estudiantes mediante consentimiento informado.

Procedimiento

Para calificar los ejercicios matemáticos, se capacitó a dos estudiantes de la Carrera de Enseñanza de la Matemática del ITCR, seleccionados por el docente de matemática Msc. Greivin Ramírez, quien también participó en el entrenamiento de los evaluadores y en el análisis de resultados de dicha prueba. Para determinar el grado de concordancia entre las calificaciones realizadas por los asistentes con el profesor, se utilizó el coeficiente de correlación intraclase, cuyo valor oscila entre puntajes que van de 0 a 1, siendo el valor mínimo aceptable para el ICC .75 ([Correa-Rojas, 2021](#)). Los evaluadores obtuvieron coeficientes de .94. Asimismo, señalan que el valor mínimo aceptable para el ICC es .75.

Posteriormente, los análisis de los datos se realizaron utilizando el programa estadístico SPSS para la verificación de los supuestos y las características psicométricas de los instrumentos. Se estimó también la dificultad del ítem con la teoría de Rasch. Se realizó un análisis de varianza para comparar

Figura 1. Modelo de Ecuaciones Estructurales para precisión metacognitiva



los juicios de desempeño prospectivos y retrospectivos. Finalmente, se evaluó el modelo propuesto con ecuaciones estructurales, incluyendo, como variables independientes, la dificultad del ítem, la habilidad matemática y la autoeficacia, y, como dependientes, la precisión metacognitiva prospectiva y retrospectiva (ver [Figura 1](#)).

Resultados

Las variables de autoeficacia, autoconcepto matemático, ítems matemáticos, juicios de desempeño, habilidad y conocimientos matemáticos incumplieron el supuesto de normalidad. Sin embargo, se cumplieron los requerimientos en cuanto al número requerido de muestra, alrededor de 500 casos, lo que se considera "muy bueno" según Tabachnick y Fidel (como se citó en [Cea, 2002](#)). Para la implementación de los modelos estructurales, se obtuvieron correlaciones superiores a .30.

Posteriormente, se realizó un análisis de factores confirmatorio mediante el método de estimación

de Máxima Verosimilitud (ML) para la evaluación de todas las escalas utilizadas, ya que, "la estimación de máxima verosimilitud es razonablemente robusta para muchas de las violaciones del supuesto de normalidad" ([Cea, 2002, p. 521](#)). Además, se utilizaron los siguientes indicadores de bondad de ajuste: el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de ajuste incremental (IFI), cuyos valores deben ser iguales o superiores a .9. De igual manera, se usó la raíz cuadrada del error de estimación (RMSEA), con valores inferiores o equivalente a .05, aunque en Ciencias Sociales se suele aceptar valores de .08 ([Cea, 2002](#)). Finalmente, la chi-cuadrado será de mejor ajuste cuánto más pequeña sea y cuando tenga una probabilidad superior a .05 ([Cea, 2002](#)). Las características psicométricas de los instrumentos y medidas se detallan en la [Tabla 2](#).

Al utilizar el modelo de Rasch con el programa Winsteps para el cálculo de la dificultad de los ítems, se obtuvo una confiabilidad para personas de .7, correlación que se obtuvo entre la estimación de ha-

Tabla 2. Resultados del análisis confirmatorio de las escalas interpretadas asumiendo la unidimensionalidad de las mismas

Escala	Número de ítems	α	CFI	IFI	RMSEA	χ^2
Conocimientos matemáticos	9	.7	.94	.95	.05	$\chi^2 (24) = 54.16, p < .001$
Autoeficacia para el aprendizaje	8	.86	.95	.95	.09	$\chi^2 (19) = 106.54, p < .001$
Juicios de desempeño prospectivos	9	.85	.99	.97	.03	$\chi^2 (24) = 34.408, p = .001$
Juicios de desempeño retrospectivos	9	.79	.98	.98	.03	$\chi^2 (24) = 35.47, p < .001$

* $p < .001$

Tabla 3. Características psicométricas de los ítems matemáticos de acuerdo con el modelo de Rasch

Dificultad (Rasch)	Ajuste (IN.MSQ)	Tema
1.77	1	Ecuación exponencial
0.83	0.88	Problema de proporciones
0.55	0.96	Problema de fracciones con ecuación
0.36	0.96	Problema de fracciones
0.07	1.10	Ecuación cuadrática
-0.12	0.97	Despeje de variables
-0.46	1.11	Simplificación algebraica
-0.96	1.04	Factorización por agrupación
-2.05	1	Ecuación lineal

bilidad para los sujetos de la muestra con la escala actual y la que se alcanzaría con otra prueba extraída del mismo universo de ítems. Asimismo, se evidenció una confiabilidad de 1 para los ítems, correlación que se extrajo entre los puntajes obtenidos si estos mismos ítems fueran administrados a una segunda muestra aleatoria de la misma población. Además, todos los ítems obtuvieron valores de ajuste (*infit*) iguales o inferiores a 1.10 (ver [Tabla 3](#)), lo que los coloca por debajo de los valores INFIT superiores a 1.3,

que indican falta de ajuste en muestras de menos de 500 ([Zamora-Araya et al., 2018](#)).

Se realizó un análisis de varianza para la comparación de las medias de precisión prospectiva y retrospectiva. Se evidenció que el promedio para la precisión prospectiva ($M = 2.0571, DE = .32488$) fue significativamente menor ($t [494] = -13.549, p < .001, n_p^2 = .315$) al promedio de precisión retrospectiva ($M = 2.2096, DE = .34166$), obteniéndose evidencias a favor de la hipótesis 3, que plantea que

la precisión metacognitiva es mayor en los juicios de desempeño retrospectivos.

Por otra parte, para la evaluación de la precisión metacognitiva, se utilizó un Modelo de Ecuaciones Estructurales, que establece relaciones de causalidad entre variables dependientes e independientes al diferenciar entre variables observadas y latentes. En la representación gráfica de un modelo de ecuaciones estructurales, las variables observables se representan con cuadros y las variables latentes con círculos, mientras que las flechas establecen las relaciones de causalidad (Cea, 2002).

A partir del modelo teórico propuesto para precisión, se valoró de manera independiente un modelo para la precisión prospectiva y otro para la retrospectiva, utilizando las mismas variables independientes. En relación con la precisión prospectiva se evaluaron tres modelos: en el primero se incluyó la autoeficacia matemática; en el segundo, el autoconcepto matemático; y en el tercero, la variable autopercepción matemática, que incluyó como indicadores observables los puntajes de las escalas de autoeficacia y autoconcepto matemático, siendo este último el que presentó el mejor nivel de ajuste, con valores de CFI de .98, IFI de .98 y RMSEA .057 (IC .049 - .066, $\chi^2 [10] = 136.792$, $p < .001$).

Finalmente, se evaluó el modelo anterior, pero añadiendo la variable rendimiento académico, esto con el objetivo de identificar la existencia de la asociación entre el desempeño universitario y la precisión metacognitiva. Con este modelo, se obtuvieron valores de CFI e IFI de .96, un RMSEA de .064 (IC .58 - .70) y una Chi cuadrada de 353.658 (21 gl, $p < .01$). Además, debido a que las variables incumplieron el supuesto de normalidad, se utilizó un método robusto para la estimación del modelo con el procedimiento de máxima verosimilitud "case weights" que ofrece el programa EQS. Con ello, se obtuvieron indicadores de ajuste aceptables (CFI e IFI de .96, un RMSEA de .069 y una Chi cuadrada de 401.56 con 21 gl, $p < .01$). Asimismo, la asociación entre variables evidenció resultados equivalentes al modelo estimado sin procedimiento robusto.

En relación con la interpretación del modelo, la habilidad matemática, la dificultad del ítem y la autopercepción matemática se asociaron en forma significativa con la precisión prospectiva, que explica el 69% de su varianza. Los resultados muestran que la dificultad del ítem se relaciona en forma elevada e inversa con la precisión prospectiva ($\gamma = -.58$), lo que se interpreta como una disminución promedio de .58 puntos en la medida de precisión por ítem cada vez que se incrementa en una unidad su dificultad. De igual manera la habilidad matemática ($\gamma = .40$) y la autopercepción matemática ($\beta = .29$) del sujeto se asociaron en forma positiva con la precisión prospectiva obtenida por ítem. Asimismo, la habilidad se vinculó también con la autopercepción matemática ($\gamma = .45$), lo que explica un 21% de su varianza.

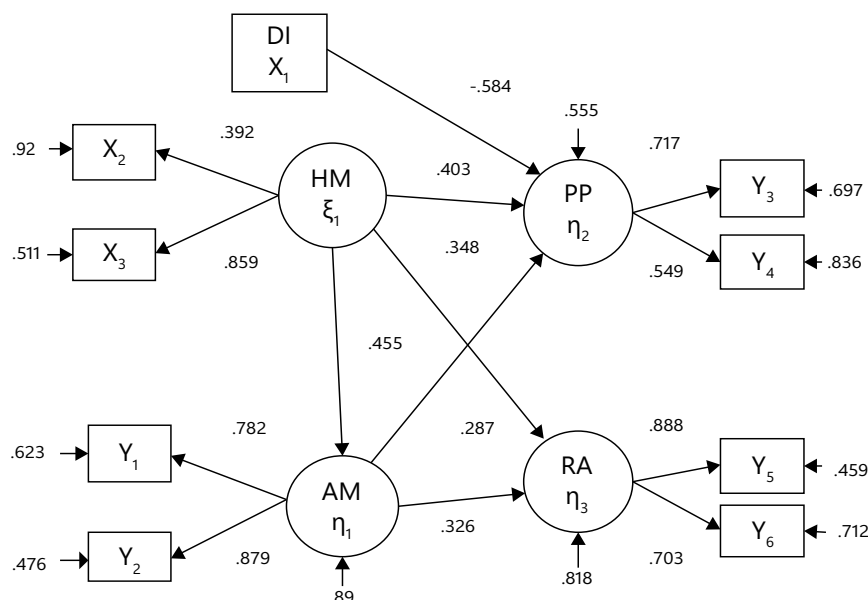
Por otra parte, de las tres variables vinculadas con el rendimiento académico, la habilidad ($\gamma = .35$), la autopercepción ($\beta = .32$) y la precisión ($-.043$), únicamente las dos primeras mostraron valor predictivo con el rendimiento académico ($r^2 = 33\%$), razón por la cual se eliminó del modelo la asociación entre precisión y rendimiento académico. El gráfico final se presenta en la Figura 2.

Al replicar el modelo para evaluar la precisión retrospectiva, los resultados fueron similares a los obtenidos previamente, pero disminuyó su valor predictivo en términos generales. Al igual que en el caso anterior, se obtuvieron indicadores de ajuste favorables (CFI = .97, IFI = .97, RMSEA = .06, $\chi^2 (21) = 317.821$) y cargas factoriales superiores a .3 (ver Figura 3).

La varianza explicada del modelo que utiliza como variables independientes la autopercepción matemática ($\beta = .22$), la habilidad matemática ($\gamma = .37$) y la dificultad del ítem ($\gamma = -.5$) sobre la precisión retrospectiva fue del 51%. Asimismo, la habilidad ($\beta = .44$) también explicó en un 20% el comportamiento de la autopercepción matemática. A su vez, la autopercepción matemática ($\beta = .33$) y la habilidad matemática ($\beta = .33$) explicaron el 32% de la varianza del rendimiento académico.

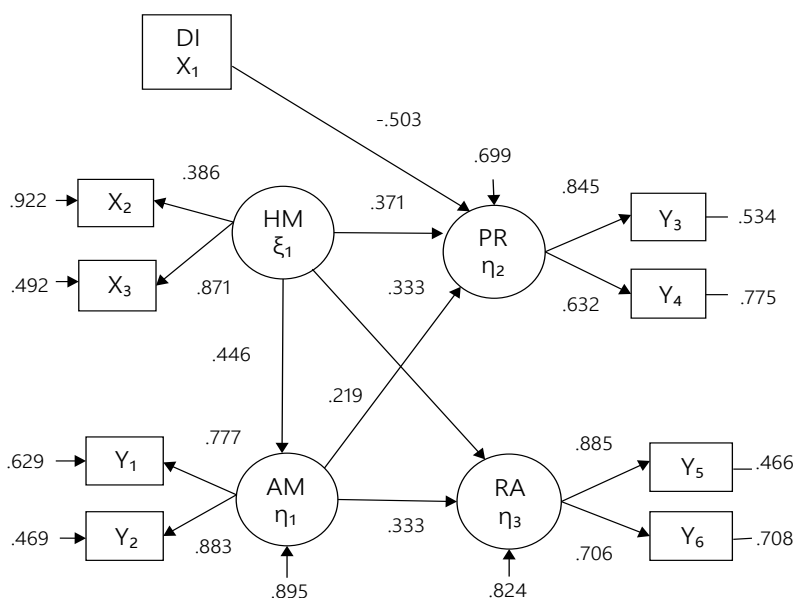
Los resultados obtenidos con ambos modelos ofrecen evidencia a favor de las hipótesis propues-

Figura 2. Modelo final para precisión prospectiva por ítem y rendimiento académico



Nota. ξ_1 = Habilidad Matemática (HM); X_1 = (DI): Dificultad del ítem; X_2 = Prueba de aptitud (área matemática); X_3 = Conocimientos matemáticos (CM); η_1 = Autopercepción matemática (AM); Y_1 = Autoeficacia; Y_2 = Autoconcepto matemático. η_2 = Precisión prospectiva (PP); Y_3 = Juicio de desempeño prospectivo; Y_4 = Puntaje ítems matemáticos; η_3 = Rendimiento Académico; Y_5 = Nota del curso de matemática; Y_6 = Promedio ponderado general.

Figura 3. Modelo final para precisión retrospectiva por ítem y rendimiento académico



Nota. ξ_1 = Habilidad Matemática (HM); X_1 = (DI): Dificultad del ítem; X_2 = Prueba de aptitud (área matemática); X_3 = Conocimientos matemáticos (CM); η_1 = Autopercepción matemática (AM); Y_1 = Autoeficacia; Y_2 = Autoconcepto matemático. η_2 = Precisión retrospectiva (PP); Y_3 = Juicio de desempeño retrospectivo; Y_4 = Puntaje ítems matemáticos; η_3 = Rendimiento Académico (RA); Y_5 = Nota del curso de matemática; Y_6 = Promedio ponderado general.

tas, en el sentido de que la habilidad matemática y la autoeficacia ejercen un efecto positivo sobre la precisión metacognitiva de los juicios de desempeño (H1) y que existe una relación inversa entre el nivel de dificultad de los ítems y los juicios de desempeño (H2). No obstante, no se encontró asociación entre la precisión metacognitiva y el rendimiento académico (H4).

Discusión

El modelo estructural aportó evidencia en favor de la hipótesis del efecto positivo de la habilidad matemática, la autoeficacia y el autoconcepto sobre la precisión metacognitiva de los juicios de desempeño, señalado tanto en modelos clásicos de autorregulación para el aprendizaje (Kitsantas et al., 2008; Pintrich et al., 1993; Zimmerman, 2002) como en los modelos modernos que subrayan una estrecha relación entre metacognición, autoeficacia, emociones y el rendimiento académico (Kitsantas et al., 2008; Efklides & Schwartz, 2024; Suárez et al., 2023; Chacón-Camacho et al., 2025).

Dentro del modelo evaluado, el nivel de dificultad del ítem resultó la variable predictora más relevante sobre la precisión de los juicios de desempeño, con efecto negativo sobre la precisión metacognitiva. En este sentido, Frumos & Grecu (2019) señalaron que la precisión absoluta, global y local de los juicios metacognitivos se relacionó con la dificultad del ítem y el tipo de pregunta (selección múltiple o preguntas abiertas), y que la precisión disminuía a medida que aumentaba la dificultad del ítem.

La interacción de creencias como el autoconcepto, las variables motivacionales como la autoeficacia, y las competencias previas de la persona (habilidades y conocimientos) como características relativamente más estables y propias del nivel persona, de forma conjunta con la dificultad del ítem, propio del nivel tarea por persona, respaldan la consistencia del Modelo MASRL de Efklides y Schwartz (2024).

En relación con la precisión de los juicios de desempeño, se encontró menor precisión en los juicios prospectivos. Del mismo modo en que se demostró

en los estudios de Efklides (2002, 2006) y Siedlecka et al. (2016), estas diferencias podrían asociarse también con la interacción de los niveles persona y tarea por persona del MSRL, ya que las estimaciones prospectivas suelen verse más influenciadas por características de la persona, como su autoconcepto, confianza o experiencia. En tanto, en los juicios retrospectivos, se dispone de nueva información sobre las características de la tarea durante su fase de resolución (Siedlecka et al., 2016) y sobre la implementación de estrategias de monitoreo de progreso y evaluación del resultado, por lo que su precisión es mayor.

En relación con la predicción del rendimiento académico, se halló que tanto la habilidad como los conocimientos matemáticos mostraron un efecto directo sobre la autoeficacia y el rendimiento académico. A su vez, la autoeficacia mostró una asociación positiva con el rendimiento académico, respaldando otros hallazgos que señalaron el valor predictivo de la autoeficacia sobre el desempeño, y de la persistencia en el logro de las metas académicas y en la probabilidad de graduarse (Dutta et al., 2015; González-Franco et al., 2022; Jaramillo et al., 2023; Rodríguez et al., 2015; Schoenfeld et al., 2017; Schunk, 1991, 2012; Velasco et al., 2020).

Sin embargo, la variable precisión metacognitiva no mostró asociación con el rendimiento académico, lo que concuerda con los resultados obtenidos por Kitsantas et al. (2008). Una de las posibles explicaciones de este comportamiento podría asociarse con la forma en la que se estimó la precisión, ya que, cuando el juicio de desempeño correspondió con el resultado objetivo de cada ítem, la calibración fue perfecta y no establecía diferencia entre quienes tuvieron precisión al estimar fracaso o acierto en el ejercicio. Dicho de otra forma, una persona que falló todos los ítems y acertó su estimación de fracaso mostró el mismo grado de precisión que una persona que realizó correctamente todos los ejercicios y estimó un desempeño perfecto.

Por otro lado, Xie et al. (2024) realizó un metaanálisis en el que se encontró una correlación positiva y significativa entre metacognición y el rendimiento

académico en matemáticas. Sin embargo, las correlaciones entre metacognición y logro académico fueron menores en población universitaria frente a la de primaria o secundaria. Lo anterior podría evidenciar que, si bien la precisión metacognitiva es esencial para garantizar la eficiencia del monitoreo sobre los procesos de aprendizaje y, por lo tanto, puede considerarse también relevante en los procesos de control como fuente de retroalimentación del desempeño, no es en sí un elemento suficiente para garantizar el éxito académico.

En este sentido, [Morphew \(2021\)](#) y [Zapata et al. \(2024\)](#) señalaron la presencia de calibraciones bajas entre los juicios metacognitivos y desempeño real en estudiantes de bajo rendimiento, lo que mostró una tendencia al exceso de confianza unido con pobres progresos en la calibración a lo largo del semestre. Además, [Händel et al. \(2020\)](#) y [Olaya Torres et al. \(2023\)](#) indicaron que la sobreconfianza suele vincularse con menor dedicación al estudio y, consecuentemente, menor rendimiento académico. En este sentido, se hace necesario fortalecer el trabajo con juicios en el aula, la intención, la eficiencia de las estrategias metacognitivas y el éxito académico ([Montoya-Londoño et al., 2021](#)).

Referencias

- Arrivillaga Hurtado, F., García Rodríguez, M. L., & Maldonado Reynoso, N. P. (2023). El autoconcepto académico en matemáticas: ruta hacia una categorización a través del método de análisis conceptual. *RIDE. Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*, 13(26), e460. <https://doi.org/10.23913/ride.v13i26.1435>
- Beleño, A. J. (2022). Competencias matemáticas para el desarrollo de habilidades cognitivas en estudiantes universitarios. *Revista Latinoamericana de Difusión Científica*, 4(7), 141-167. <https://doi.org/10.38186/difcie.47.10>
- Brown, A. L. (1987). Metacognition, executive control, self-regulation, and other more mysterious mechanisms. In F. E. Weinert & R. H. Kluwe (Eds.), *Metacognition, motivation, and understanding* (pp. 65-116). Lawrence Erlbaum Associates.
- Chacón-Camacho, D., Smith-Castro, V., Alfaro-Barquero, A., & Molina-Delgado, M. (2025). Simulación computacional de predicciones de rendimiento en el contexto de pruebas estandarizadas. *Revista Colombiana de Educación*, (94), e19808. <https://doi.org/10.17227/rce.num94-19808>
- Chacón-Vargas, É., & Roldán-Villalobos, G. (2021). Factores que inciden sobre el rendimiento académico de los estudiantes de primer ingreso del curso Matemática General del Instituto Tecnológico de Costa Rica. *Uniciencia*, 35(1), 265-283. <http://dx.doi.org/10.15359/ru.35-1.16>
- Cañarte Lino, R. C., Campoverde Campoverde, B. H., Jácome León, S. M., & Zambrano, J. (2024). *La retroalimentación y juicios de aprendizaje en el desempeño académico*. Universidad del Pacífico. <http://uprepositorio.upacifico.edu.ec/handle/123456789/948>
- Cea, A. (2002). *Análisis multivariable: Teoría y práctica en la investigación social*. Síntesis.
- Corrales, E. (2015). *Ocurrencia del juicio metacognitivo en la resolución de problemas por insight* [Tesis de maestría inédita]. Universidad de Costa Rica.
- Correa-Rojas, J. (2021). Coeficiente de correlación intraclase: Aplicaciones para estimar la estabilidad temporal de un instrumento de medida. *Ciencias Psicológicas*, 15(2), e2318. <https://doi.org/10.22235/cp.v15i2.2318>
- Dermitzaki, I., & Efklides, A. (2000). Self-concept and its relations with cognitive and metacognitive factors regarding performance in specific domains of knowledge. *Psychology: The Journal of the Hellenic Psychological Society*, 7(3), 354-368. https://doi.org/10.12681/psy_hps.24266

- Dutta, A., Kang, H. J., Kaya, C., Benton, S. F., Sharp, S. E., Chan, F., & Kundu, M. (2015). Social cognitive Career Theory predictors of STEM career interests and goal persistence in minority college students with disabilities: A path analysis. *Journal of Vocational Rehabilitation*, 43(2), 159-167. <https://doi.org/10.3233/JVR-150765>
- Efklides, A. (2002). Metacognitive experiences in problem solving. In A. Efklides, J. Kuhl & R. M. Sorentino (Eds.), *Trends and prospects in motivation research* (pp. 297-323). Springer.
- Efklides, A. (2006). Metacognition and affect: What can metacognitive experiences tell us about the learning process? *Educational Research Review*, 1(1), 3-14. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2005.11.001>
- Efklides, A. (2009). Metacognition. Defining its facets and levels of functioning in relation to self-regulation and co-regulation. *European Psychologist*, 14(4), 277-287. <https://doi.org/10.1027/1016-9040.14.4.277>
- Efklides, A., & Tsiora, A. (2002). Metacognitive experiences, self-concept, and self-regulation. *Psychologia: An International Journal of Psychology in the Orient*, 45(4), 222-236. <https://psycnet.apa.org/doi/10.2117/psysoc.2002.222>
- Efklides, A., & Vlachopoulos, S. (2012). Measurement of Metacognitive knowledge of self, task and strategies in Mathematics. *European Journal of Psychological Assessment*, 28(3), 227-239. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000145>
- Efklides, A., & Schwartz, B. L. (2024). Revisiting the metacognitive and affective model of self-regulated learning: Origins, development, and future directions. *Educational Psychology Review*, 36, Article 61. <https://doi.org/10.1007/s10648-024-09896-9>
- Flavell, J. H. (1979). Metacognition and cognitive monitoring: A new area of cognitive-developmental inquiry. *American Psychologist*, 34(10), 906-911. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.34.10.906>
- Frumos, F. V., & Grecu, S. P. (2019). Inaccuracy and overconfidence in metacognitive monitoring of university students. *Revista de cercetare și intervenție socială*, 66, 298-314. <https://doi.org/10.33788/rcis.66.16>
- González-Benito, A., López-Martín, E., Expósito-Casas, E., & Moreno-González, E. (2021). Motivación académica y autoeficacia percibida y su relación con el rendimiento académico en los estudiantes universitarios de la enseñanza a distancia. *RELIEVE: Investigación y Evaluación Educativa*, 27(2), 1-15. <https://doi.org/10.30827/relieve.v27i2.21909>
- González-Franco, V., González-Lomelí, D., & Maytorena-Noriega, M. D. L. Á. (2022). Efecto de las fuentes de autoeficacia en matemáticas sobre la autovaloración en matemáticas. *Psicumex*, 12(1), 1-24. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v12i1.484>
- Händel, M., de Bruin, A. B., & Dresel, M. (2020). Individual differences in local and global metacognitive judgments. *Metacognition and Learning*, 15, 51-75. <https://doi.org/10.1007/s11409-020-09220-0>
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa. (2019). *PISA 2018: Informe español*. Ministerio de Educación y Formación Profesional.
- Jaramillo, H. A. L., Vaca, J. S. T., Pintag, J. A. M., & Palomo, A. P. T. (2023). Ansiedad matemática y desempeño académico en estudiantes universitarios. *Revista Científica Arbitrada Multidisciplinaria PENTACIENCIAS*, 5(5), 131-143. <https://doi.org/10.59169/pentaciencias.v5i5.726>
- Kitsantas, A., Huie, A., & Winsler, A. (2008). Self-regulation and ability predictors of academic success during college: a predictive Validity

- Study. *Journal of Advanced Academics*, 20(1), 42-68. <https://doi.org/10.4219/jaa-2008-867>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Martínez, M. R., Hernández M. J., & Hernández, M. V. (2006). *Psicometría*. Alianza Editorial.
- Montoya-Londoño, D. M., Orrego-Cardozo, M., Puente-Ferreras, A., & Tamayo-Alzate, Ó. E. (2021). Los juicios metacognitivos como un campo emergente de investigación. Una revisión sistemática (2016-2020). *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos (Colombia)*, 17(1), 188-223. <https://doi.org/10.17151/rlee.2021.17.1.10>
- Moraitou, D., & Efklides, A. (2009). The Blank in the Mind Questionnaire (BIMQ). *European Journal of Psychological Assessment*, 25(2), 115-122. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.25.2.115>
- Moreira-Mora, T. E. (2021). Propiedades Psicométricas de una prueba de admisión universitaria. *Revista Evaluar*, 21(1), 73-93. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v21.n1.32833>
- Morphew, J. W. (2021). Changes in metacognitive monitoring accuracy in an introductory physics course. *Metacognition and Learning*, 16, 89-111. <https://doi.org/10.1007/s11409-020-09239-3>
- Olaya Torres, A. J., Montoya Londoño, D. M., Gutierrez, A. P., & Puente, A. (2023). Los juicios metacognitivos como una tendencia emergente de investigación. Una revisión conceptual. *Ánfora*, 30(54), 254-281. <https://doi.org/10.30854/anf.v30.n54.2023.910>
- Pintrich, P. R. (1991). *A manual for the use of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ)*. Office of Educational Research and Improvement.
- Pintrich, P., Smith, D., García, T., & McKeachie, W. (1993). Reliability and predictive validity of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ). *Educational and Psychological Measurement*, 53(3), 801-813. <https://doi.org/10.1177/0013164493053003024>
- Programa Estado de la Nación. (2023). *Noveno estado de la educación 2023*. CONARE. <https://estadonacion.or.cr/?informes=informe-estado-de-la-educacion-2023>
- Programa Estado de la Nación. (2025). *Décimo estado de la educación 2025*. CONARE. https://estadonacion.or.cr/wp-content/uploads/2025/08/PEN_Decimo_Informe_estado_educacion_IEE_2025.pdf
- Ramírez, G., & Barquero, J. A. (2011). Análisis de las pruebas de diagnóstico en matemática del Instituto Tecnológico de Costa Rica. *Revista Digital: Matemática, Educación e Internet*, 11(2), 1-10. <https://doi.org/10.18845/rdmei.v11i2.1957>
- Rodríguez, M. C., Inda, M. M., & Peña, J. V. (2015). Validación de la teoría cognitivo social de desarrollo de la carrera con una muestra de estudiantes de ingeniería. *Educación XXI*, 18(2), 257-276. <https://doi.org/10.5944/educxx1.14604>
- Ruiz Ortega, F. J., & Álvarez Ríos, J. N. (2021). Juicios metacognitivos en la educación médica. *Revista Médica de Risaralda*, 27(1), 69-74. <https://doi.org/10.22517/25395203.24609>
- Schoenfeld, J., Segal, G., & Borgia, D. (2017). Social cognitive career theory and the goal of becoming a certified public accountant. *Accounting Education*, 26(2), 109-126. <https://doi.org/10.1080/09639284.2016.1274909>
- Schraw, G. (1998). Promoting general metacognitive awareness. *Instructional Science*, 26, 113-125. <https://doi.org/10.1023/A:1003044231033>
- Schunk, D. H. (1991). Self-efficacy and academic motivation. *Educational Psychologist*,

- 26(3-4), 207-231. https://doi.org/10.1207/s15326985ep2603&4_2
- Schunk, D. H. (2012). *Learning Theories: An Educational Perspective* (6ª ed.). Pearson.
- Siedlecka, M., Paulewicz, B., & Wierzchoń, M. (2016). But I was so sure! Metacognitive judgments are less accurate given prospectively than retrospectively. *Frontiers in Psychology*, 7, Article 218. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00218>
- Suárez, J. G., Martínez, M. G., & Parrilla, F. J. M. (2023). Estudio descriptivo de la ansiedad matemática en estudiantes mexicanos de ingeniería. *IE Revista de Investigación Educativa de la REDIECH*, 14, e1619. https://doi.org/10.33010/ie_rie_rediech.v14i0.1619
- Velasco Zárate, K., & Meza Cano, J. M. (2020). Autoeficacia para el aprendizaje de la escritura académica en inglés como segunda lengua, mediada por WebQuest-Wiki. *Íkala Revista de Lenguaje y Cultura*, 25(2), 289-305. <https://doi.org/10.17533/udea.ikala.v25n02a07>
- Wigfiel, A., Eccles, J. S., & Pintrich P. R. (1996). Development between the ages of 11 and 25. In D. C. Berliner & R. C. Calfee (Eds.), *Handbook of Educational Psychology* (148-185). Macmillan.
- Winne, P. H., & Nesbit, J. C. (2010). The psychology of academic achievement. *Annual Review of Psychology*, 61, 653-678. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.093008.100348>
- Xie, Y., Zeng, F., & Yang, Y. (2024). A meta-analysis of the relationship between metacognition and academic achievement in mathematics: From preschool to university. *Acta Psychologica*, 249, Article 104486. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2024.104486>
- Zamora-Araya, J. A., Smith-Castro, V., Montero-Rojas, E., & Moreira-Mora, T. E. (2018). Advantages of the Rasch model for analysis and interpretation of attitudes: The case of the benevolent sexism subscale. *Revista Evaluar*, 18(3), 1-13. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22201>
- Zapata, A., Vesga, G. J., Puente, A., & Alvarado, J. M. (2024). Juicios metacognitivos en los procesos de aprendizaje en la educación superior: una revisión sistemática 2018-2023. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 56, 147-155. <https://doi.org/10.14349/rlp.2024.v56.15>
- Zimmerman, B. (2002). 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.