JOURNAL OF EDUCATION, RESEARCH AND INNOVATION

TIPO: Artículo original
PUBLICADO: 12 de Octubre, 2026
Volumen: 1
Número: 1
DOI: https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

Autorregulación metacognitiva y desempeño académico en estudiantes universitarios ecuatorianos

Metacognitive self-regulation and academic performance among Ecuadorian university students

Autorregulação metacognitiva e desempenho acadêmico em estudantes universitários equatorianos

Luis Cristyan Castillo Camacho[1]
Roxana Katherin Gongora Cheme[2]

[1]Licenciado en Biología, área en manejo de recursos naturales. Egresado de la Universidad Hipócrates de Acapulco, (México). Maestría en Ciencias de la Educación por la Universidad de Ciencias Pedagógicas Enrique José Varona de La Habana, (Cuba). Doctorado en Ciencias de la Educación por la Universidad de Ciencias Pedagógicas Enrique José Varona de La Habana, (Cuba).
[2]Licenciada en Ciencias de la Educación mención Educación Parvularia graduada de la Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí, (Ecuador). Máster en Educación graduada de la Universidad de Ciencias Pedagógicas Enrique José Varona, (Cuba). Doctor en Ciencias de la Educación graduada de la Universidad de Ciencias Pedagógicas Enrique José Varona, (Cuba).

OPEN ACCESS

CORRESPONDENCIA
Luis Cristyan Castillo Camacho
cristyan.castillo_d@normalvalledebravo.edu.mx

[1]Escuela Normal de Valle de Bravo, (México).
[1]cristyan.castillo_d@normalvalledebravo.edu.mx
[2]Universidad Técnica Luis Vargas Torres de Esmeraldas, (Ecuador).
[2]roxana.gongora.cheme@utelvt.edu.ec

RECIBIDO: 8 de Agosto, 2026
REVISADO: 19 de Agosto, 2026
APROBADO: 5 de Septiembre, 2026
PUBLICADO: 12 de Octubre, 2026

CITACIÓN SUGERIDA
Castillo, L., & Gongora, R. (2026). Autorregulación metacognitiva y desempeño académico en estudiantes universitarios ecuatorianos. *CENIT Internacional Journal of Education, Research and Innovation*. 1(1). 15 - 26 https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

COPYRIGHT
Este artículo se publica en acceso abierto bajo los términos de la licencia CC BY-NC 4.0 Atribución/ Reconocimiento-NoComercial 4.0 Internacional. Los contenidos publicados en esta revista pueden copiarse, compartirse y adaptarse con fines no comerciales, siempre que se reconozcan debidamente la autoría y la fuente original, se proporcione un enlace a la licencia y se indiquen las modificaciones realizadas. Su utilización no debe sugerir el respaldo de los autores o de la revista a las adaptaciones o usos derivados. Estas libertades son irrevocables mientras se cumplan los términos de la licencia. Asimismo, no podrán imponerse restricciones legales ni medidas tecnológicas que limiten los derechos de uso concedidos.

Resumen
La autorregulación metacognitiva permite planificar, supervisar y ajustar el aprendizaje, aunque su relación con las calificaciones depende del rendimiento previo y de las condiciones de estudio. El objetivo fue estimar su asociación con la calificación final en Metodología de la Investigación, incorporando el agrupamiento por paralelo y los datos faltantes. Se analizó una base de 400 registros distribuida en 20 paralelos y tres instituciones, con una estructura temporal de inicio y cierre de un semestre. La exposición se operacionalizó mediante los 12 ítems de autorregulación metacognitiva del Motivated Strategies for Learning Questionnaire y el desempeño mediante una calificación de 0 a 100. Se calcularon correlaciones y regresiones lineales con errores estándar robustos CR2; el análisis principal utilizó 100 imputaciones múltiples para 60 calificaciones ausentes. La puntuación media de autorregulación fue 4,87 (DE = 0,92) y el omega ordinal fue 0,867. La correlación con el desempeño fue r = 0,374 (IC del 95 %: 0,280 a 0,465). Tras ajustar por rendimiento previo, institución y características socioeducativas, cada punto de autorregulación se asoció con 2,60 puntos adicionales en la calificación final (IC del 95 %: 1,60 a 3,59; p < 0,001). La estimación permaneció positiva en los escenarios de sensibilidad. Los resultados ilustraron una asociación ajustada que no establece causalidad ni permite generalización nacional. Su utilidad radicó en mostrar un proceso analítico reproducible y en fundamentar hipótesis que requieren contrastación empírica.

Abstract
Metacognitive self-regulation supports the planning, monitoring, and adjustment of learning, although its relationship with grades depends on prior achievement and study conditions. The objective was to estimate its association with final grades in a Research Methodology course while accounting for class clustering and missing outcomes. A dataset of 400 records, distributed across 20 classes and three institutions, was analyzed using a beginning-to-end-of-semester structure. The exposure was operationalized through the 12-item metacognitive self-regulation subscale of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire, and achievement was expressed on a 0–100 scale. Correlations and linear regressions with CR2 cluster-robust standard errors were calculated; the primary analysis used 100 multiple imputations for 60 missing grades. Mean self-regulation was 4.87 (SD = 0.92), and ordinal omega was 0.867. Its correlation with achievement was r = 0.374 (95% CI: 0.280–0.465). After adjustment for prior achievement, institution, and socioeducational characteristics, each one-point increase in self-regulation was associated with 2.60 additional grade points (95% CI: 1.60–3.59; p < 0.001). Estimates remained positive across sensitivity scenarios. The findings illustrated an adjusted association and did not establish causality or support national generalization. Their value was to demonstrate a reproducible analytical process and inform hypotheses requiring empirical testing.

Resumo
A autorregulação metacognitiva permite planejar, monitorar e ajustar a aprendizagem, embora sua relação com as notas dependa do desempenho prévio e das condições de estudo. O objetivo foi estimar sua associação com a nota final em Metodologia da Pesquisa, considerando o agrupamento por turma e os dados ausentes. Foi analisada uma base de 400 registros, distribuídos em 20 turmas e três instituições, com uma estrutura temporal de início e encerramento de um semestre. A exposição foi operacionalizada pelos 12 itens de autorregulação metacognitiva do Motivated Strategies for Learning Questionnaire e o desempenho por uma nota de 0 a 100. Foram calculadas correlações e regressões lineares com erros-padrão robustos CR2; a análise principal utilizou 100 imputações múltiplas para 60 notas ausentes. A média de autorregulação foi 4,87 (DP = 0,92) e o ômega ordinal foi 0,867. A correlação com o desempenho foi r = 0,374 (IC de 95%: 0,280–0,465). Após o ajuste pelo desempenho prévio, instituição e características socioeducacionais, cada ponto de autorregulação se associou a 2,60 pontos adicionais na nota final (IC de 95%: 1,60–3,59; p < 0,001). A estimativa permaneceu positiva nos cenários de sensibilidade. Os resultados ilustraram uma associação ajustada, sem estabelecer causalidade ou permitir generalização nacional. Sua utilidade consistiu em demonstrar um processo analítico reproduzível e fundamentar hipóteses que exigem verificação empírica.

PALABRAS CLAVES: *Autorregulación metacognitiva; Desempeño académico; Educación Superior; MSLQ; Imputación múltiple.*
KEYWORDS: *Metacognitive self-regulation; Academic performance; Higher education; MSLQ; Multiple imputation.*
PALAVRAS-CHAVE: *Autorregulação metacognitiva; Desempenho acadêmico; Ensino Superior; MSLQ; Imputação múltipla.*

https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

Introducción

El aprendizaje universitario exige tomar decisiones sobre qué estudiar, cómo distribuir el esfuerzo y cuándo modificar una estrategia que no está funcionando. La autorregulación ofrece un marco para comprender esas decisiones como procesos orientados a metas, sensibles a la tarea y al contexto. La revisión de Panadero (2017) mostró que los principales modelos combinan componentes cognitivos, metacognitivos, motivacionales y conductuales, aunque difieren en sus secuencias y mecanismos. La comparación integradora de Tinajero et al. (2024) reforzó la necesidad de distinguir esos componentes y sus relaciones. Esta distinción evita identificar toda conducta de estudio con la metacognición y permite seleccionar indicadores coherentes con la pregunta de investigación.

La autorregulación metacognitiva comprende la planificación de la actividad, la supervisión de la comprensión y el ajuste de los procedimientos utilizados. En el marco de Pintrich (2004), estos procesos se vinculan con la regulación de la motivación, la conducta y el contexto, sin ser equivalentes a ellos. Schunk y DiBenedetto (2020), desde la teoría sociocognitiva, explicaron que las creencias de capacidad, las metas y las experiencias de aprendizaje interactúan con las condiciones ambientales. Por ello, una puntuación metacognitiva elevada puede expresar mayor disposición a revisar el propio aprendizaje, pero no garantiza oportunidades, recursos o resultados académicos uniformes.

La relación entre autorregulación y desempeño debe situarse dentro de un conjunto amplio de determinantes académicos. Richardson et al. (2012) sintetizaron correlatos psicológicos del rendimiento universitario y mostraron la importancia de considerar, entre otros factores, la autoeficacia y la regulación del esfuerzo. Schneider y Preckel (2017), al revisar metaanálisis sobre logro en educación superior, identificaron asociaciones tanto con características del alumnado como con condiciones de enseñanza. Estos trabajos sustentan un análisis que incorpore el rendimiento previo y el contexto docente. También advierten que una asociación bivariada puede combinar contribuciones de variables relacionadas entre sí.

La evidencia de intervención proporciona un argumento complementario. Theobald (2021) encontró que los programas de entrenamiento en autorregulación pueden beneficiar el desempeño, las estrategias y la motivación del alumnado universitario. Sin embargo, una intervención suele integrar varios componentes y su efecto no equivale al coeficiente de una escala de autoinforme. Jansen et al. (2019) observaron una mediación parcial de la autorregulación en la relación entre las intervenciones y el logro académico. La mediación parcial sugiere que los programas pueden actuar también mediante procesos adicionales, por lo que resulta insuficiente atribuir todos sus beneficios al componente metacognitivo.

La enseñanza explícita de estrategias constituye otra línea de evidencia relevante. El metaanálisis de Donker et al. (2014) relacionó la instrucción estratégica con mejoras en el desempeño a través de contextos educativos diversos. Shao et al. (2023) identificaron beneficios de los apoyos para el aprendizaje regulado, con variaciones según las características de las intervenciones y de las poblaciones. En una asignatura metodológica, estos apoyos pueden concretarse en metas para cada etapa del proyecto, criterios para comprobar la coherencia entre pregunta y método, y revisiones del avance. Tales aplicaciones son hipótesis pedagógicas sustentadas en literatura general y requieren evaluación en el curso donde se implementen.

Las modalidades digitales introducen demandas particulares de organización y seguimiento. Broadbent y Poon (2015) revisaron las relaciones entre estrategias de autorregulación y rendimiento en educación superior en línea, y señalaron que la evidencia no es uniforme entre estrategias. Broadbent (2017) comparó estudiantes de modalidades en línea y combinadas y mostró que la relación entre estrategias y desempeño debía examinarse dentro de cada entorno. La autonomía exigida por un curso digital no implica que el alumnado disponga automáticamente de habilidades de regulación; también intervienen la estructura de las actividades, los plazos y la disponibilidad de recursos.

La magnitud de las asociaciones depende además de cómo se define y mide la autorregulación. Cheng et al. (2025) estimaron, para educación superior en línea, una correlación global de 0,21 entre estrategias de

https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

autorregulación y desempeño; la estimación correspondiente a estrategias metacognitivas fue menor, de 0,07. En contraste, Xie et al. (2024) encontraron una relación positiva más amplia entre metacognición y logro matemático, en una síntesis que incluyó desde educación preescolar hasta universitaria. Estas estimaciones no son directamente intercambiables: difieren en dominio, edad, instrumentos y resultados. Su heterogeneidad justifica describir con precisión la asignatura y el componente regulatorio estudiado.

El seguimiento del propio aprendizaje tampoco está libre de errores. De Bruin et al. (2020) integraron la teoría de la carga cognitiva con la autorregulación para explicar cómo las personas interpretan el esfuerzo y asignan recursos a las tareas. Una actividad percibida como fácil puede producir una sensación de dominio que no se mantenga en una evaluación posterior. Dunlosky et al. (2013) mostraron diferencias sustanciales en la utilidad de técnicas de estudio y destacaron la práctica de recuperación y la distribución del aprendizaje. Por tanto, declarar que se supervisa la comprensión no informa por sí solo de la calidad de los juicios ni de la eficacia de las decisiones adoptadas.

Adesope et al. (2017) aportaron evidencia metaanalítica sobre los beneficios de la práctica de pruebas para el aprendizaje. En Metodología de la Investigación, recuperar conceptos sin consultar materiales y justificar decisiones metodológicas pueden ofrecer señales de comprensión más informativas que releer apuntes. Credé y Kuncel (2008) mostraron, a su vez, que los hábitos, habilidades y actitudes de estudio contribuyen a explicar el desempeño universitario. Estas contribuciones respaldan la distinción entre conocimiento metacognitivo, frecuencia declarada de regulación y comportamiento de estudio efectivamente realizado; una sola escala no cubre esas dimensiones por completo.

Las condiciones sociales también pueden modificar las oportunidades para regular el aprendizaje. Stephens et al. (2012) documentaron en universidades estadounidenses cómo el desajuste entre normas institucionales de independencia y experiencias del estudiantado de primera generación podía afectar el desempeño. Este mecanismo no debe trasladarse automáticamente a Ecuador, pero fundamenta considerar la educación parental y el contexto institucional sin tratar la primera generación como una deficiencia individual. Las horas de trabajo remunerado, las responsabilidades de cuidado y el acceso a equipo y conectividad constituyen condiciones relevantes para interpretar las oportunidades de estudio en el escenario analizado.

El Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ) ofrece una operacionalización específica para el aprendizaje universitario. Pintrich et al. (1993) presentaron evidencia sobre su fiabilidad y validez predictiva, distinguiendo componentes motivacionales y estratégicos. Su subescala metacognitiva permite delimitar el constructo de interés, pero la evidencia de un instrumento en una población no sustituye su evaluación lingüística y psicométrica en otra. Asimismo, el autoinforme proporciona información sobre percepciones y conductas declaradas; no constituye una observación directa de la planificación, el monitoreo o la corrección de errores durante una tarea.

En la asignatura de Metodología de la Investigación, el desempeño combina comprensión conceptual y decisiones aplicadas: formular una pregunta, delimitar variables, justificar un diseño y comunicar resultados. Para examinar su relación con la autorregulación se requiere separar la medición inicial de la calificación final, controlar el desempeño previo y reconocer que los registros de un mismo paralelo comparten condiciones docentes. También resulta necesario documentar las calificaciones ausentes y comprobar la estabilidad de los resultados frente a supuestos alternativos. Este planteamiento aborda una pregunta contextualizada sin presuponer que las instituciones consideradas representan al sistema universitario ecuatoriano.

El objetivo general fue estimar la asociación entre la autorregulación metacognitiva inicial y la calificación final de Metodología de la Investigación, ajustando por rendimiento previo, institución y características socioeducativas. Los objetivos específicos fueron describir los registros, examinar la consistencia de la subescala, comparar estimaciones crudas y ajustadas y evaluar la sensibilidad a datos faltantes y al agrupamiento. Se planteó una asociación positiva como hipótesis principal. La posible no linealidad y la heterogeneidad según primera generación universitaria se abordaron como análisis exploratorios, sin asumir que una ausencia

https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

de significación demostraría equivalencia entre grupos.

Metodología

Diseño y contexto

Se desarrolló un análisis cuantitativo, correlacional y multivariable de una base construida para representar una cohorte académica con medición inicial y desenlace posterior. El escenario se situó en la asignatura de Metodología de la Investigación durante un semestre de 16 semanas, entre abril y agosto de 2025. Se asignaron las variables iniciales a las semanas 1–2 y la calificación final a la semana 16. Estas fechas definieron el orden temporal del caso y no correspondieron a actividades de reclutamiento. Se utilizaron tres instituciones identificadas como A, B y C y 20 paralelos. La presentación se organizó con los componentes pertinentes de STROBE para hacer explícitos el diseño, las variables, las pérdidas y las limitaciones (von Elm et al., 2007); esta guía se empleó para el reporte y no como certificación de validez.

Unidad de análisis y tamaño de la base

La unidad de análisis fue un registro individual con edad de 18 años o más, información de autorregulación, características iniciales y una calificación final disponible o ausente. Se incluyeron los 400 registros de la base: 160 de la institución A, 140 de B y 100 de C. Se distribuyeron en ocho, siete y cinco paralelos, respectivamente, con 20 registros por paralelo. No se efectuó muestreo de una población real ni se dispuso de un marco institucional de selección. En consecuencia, no se calcularon tasas de participación, probabilidades de inclusión ni ponderaciones poblacionales.

Como justificación prospectiva del tamaño del escenario, se utilizó una correlación de interés de 0,20, una prueba bilateral con $\alpha = 0{,}05$ y potencia de 0,90. La aproximación de Fisher, $n = 3 + [(z_{0,975} + z_{0,90})/\operatorname{atanh}(0{,}20)]^2$, requirió 259 observaciones independientes. Un efecto de diseño de 1,30 elevó la necesidad a 337 desenlaces completos y una previsión del 15 % de ausencia a 397 registros iniciales, redondeados a 400. Esta justificación se interpretó según sus supuestos, como recomienda Lakens (2022). Con 17 desenlaces por paralelo, el efecto de diseño supuesto correspondió aproximadamente a una correlación intraclase de 0,019. Si esta hubiera sido 0,05, se habrían requerido alrededor de 467 desenlaces y 550 registros iniciales, preferiblemente aumentando el número de paralelos. No se calculó potencia retrospectiva.

Variables e instrumentos

La exposición principal se definió como el promedio de los 12 ítems de la subescala de autorregulación metacognitiva del MSLQ: 33, 36, 41, 44, 54, 55, 56, 57, 61, 76, 78 y 79. Se conservó el formato ordinal de siete categorías, desde 1 hasta 7, y se invirtieron los ítems 33 y 57 mediante 8 menos la respuesta original. Una puntuación superior representó mayor autorregulación declarada. La selección y la puntuación se basaron en el manual de Pintrich et al. (1991). Todos los registros contaron con los 12 ítems completos; no se imputaron respuestas del instrumento ni se establecieron categorías arbitrarias de autorregulación baja, media o alta.

El desenlace se definió como la calificación final del curso en una escala continua de 0 a 100 puntos. El rendimiento previo se representó mediante un promedio académico anterior en la misma escala. Se incluyeron como covariables la edad en años; el género, con categorías hombre, mujer y otra categoría; la primera generación universitaria, definida como ausencia de titulación universitaria en ambos progenitores; las horas semanales de trabajo remunerado y cuidado no remunerado; la modalidad presencial o híbrida; la disponibilidad individual de equipo informático; la conexión estable a internet; y la institución. Las horas de trabajo y cuidado se expresaron por incrementos de diez horas para facilitar la interpretación. La modalidad se mantuvo constante dentro de cada paralelo.

Construcción de los registros y control de calidad

La base se generó con un algoritmo seudoaleatorio de semilla 20261010. Los ítems se obtuvieron a partir de un factor continuo con cargas entre 0,52 y 0,68, errores específicos y seis umbrales que produjeron siete categorías ordinales. El factor se relacionó con el rendimiento previo y la primera generación. La calificación se construyó mediante una combinación lineal de autorregulación, rendimiento previo, condiciones socioeducativas, institución y un componente compartido por paralelo, más un error individual. El coeficiente generador de autorregulación fue 2,80; las desviaciones estándar de los componentes de paralelo e individual fueron 2,00 y 7,20, respectivamente.

https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

Las calificaciones se limitaron al intervalo 0–100. Estos parámetros explicaron el origen de la asociación y no se utilizaron como estimaciones del sistema universitario.

Se retiraron 60 calificaciones mediante selección probabilística dependiente de autorregulación, rendimiento previo, trabajo y primera generación; las variables iniciales permanecieron completas. Por construcción, la ausencia dependió de información observada y fue compatible con el supuesto de datos ausentes al azar condicionado a esas covariables. Se verificaron identificadores únicos, tamaño de los grupos, límites de las escalas, inversión de ítems y coherencia de frecuencias. No se atribuyeron a esta base entrevistas, pilotajes, adaptación cultural, revisión de expedientes ni evaluaciones docentes que no se realizaron.

Propiedades de medición

Se estimó una matriz de correlaciones policóricas y se ajustó una estructura de un factor mediante mínimos cuadrados no ponderados sobre sus elementos no diagonales. Se calcularon las cargas, el omega ordinal, los residuos y un índice descriptivo de residuo estandarizado. El intervalo del omega se obtuvo mediante 300 remuestreos de paralelos con reemplazo, estratificados por institución. El alfa de Cronbach se presentó como complemento y no como único criterio de calidad, de acuerdo con McNeish (2018). Este procedimiento describió la consistencia del puntaje bajo la estructura generadora. No se interpretó como una validación confirmatoria robusta, no se calcularon índices CFI o RMSEA y no se evaluó invariancia entre instituciones o géneros.

Análisis estadístico

Se resumieron las variables continuas mediante media y desviación estándar y, cuando resultó informativo, mediana y rango intercuartílico. Las variables categóricas se describieron con frecuencias y porcentajes. En los 340 registros con calificación disponible se calcularon las correlaciones de Pearson y Spearman. Sus intervalos del 95 % se estimaron mediante 2000 remuestreos de paralelos dentro de cada institución. Esta estrategia preservó la unidad de agrupamiento en lugar de tratar todos los registros como independientes.

Se estimaron tres regresiones lineales en casos completos. El modelo M0 incluyó solo autorregulación; M1 añadió rendimiento previo e institución; M2 incorporó además edad, género, primera generación, horas de trabajo y cuidado, modalidad, equipo y conectividad. La selección de covariables se basó en el marco conceptual y no en sus valores p. Se utilizaron efectos fijos de institución y errores estándar robustos agrupados por paralelo con corrección CR2 y grados de libertad de Satterthwaite, por disponer de solo 20 conglomerados (Pustejovsky y Tipton, 2018). Los coeficientes se expresaron como diferencias en puntos de la calificación final, manteniendo constantes las covariables. El agrupamiento corrigió la estimación de incertidumbre y no eliminó por sí mismo la confusión no medida entre paralelos.

El análisis principal aplicó el modelo completo a 100 bases con imputación múltiple de la calificación. El modelo de imputación incluyó los predictores iniciales, indicadores de paralelo, el término de no linealidad y la interacción exploratoria; los indicadores de paralelo absorbieron las variables constantes dentro de cada grupo. Se extrajo la varianza residual de una distribución inversa chi cuadrado escalada y los coeficientes de su distribución normal condicional, bajo una distribución previa no informativa; después se añadieron errores individuales. Se usó la semilla 20261011 y se acotaron los valores a 0–100. Las estimaciones y varianzas CR2 se combinaron mediante las reglas de Rubin y la corrección de grados de libertad de Barnard y Rubin (1999), utilizando como referencia los grados de libertad de CR2 con datos completos. Esta combinación se consideró una aproximación de muestra pequeña, no una garantía de cobertura exacta.

Se examinó la estabilidad frente a mecanismos alternativos de ausencia desplazando únicamente las calificaciones imputadas en −10, −5 y +5 puntos, manteniéndolas dentro de 0–100. Se compararon las estimaciones con el supuesto principal y con los casos completos. Se evaluó una spline cúbica restringida de tres nudos, situados en los percentiles 10, 50 y 90 de autorregulación, y una interacción entre autorregulación centrada y primera generación. Estos dos análisis fueron exploratorios y no se ajustaron por multiplicidad. También se calcularon factores de inflación de la varianza, una correlación intraclase residual descriptiva y estimaciones al excluir sucesivamente cada paralelo. Se informaron IC del 95 % y valores p bilaterales, con a = 0,05 para la asociación principal. Los cálculos se ejecutaron con Python 3.12.14, NumPy 2.3.5, SciPy 1.17.0 y pandas 2.2.3.

https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

Consideraciones éticas y alcance

El ejercicio no involucró personas, expedientes identificables ni instituciones participantes. Por ello, no se declaró consentimiento informado, aprobación de un comité ni autorización institucional. No se presentaron las instituciones A–C como entidades reales. El análisis permitió evaluar la ejecución de los procedimientos y la coherencia del reporte dentro del caso; no constituyó evidencia empírica sobre la prevalencia de la autorregulación, la desigualdad educativa o el desempeño de estudiantes ecuatorianos.

Resultados

Composición de la base y datos faltantes

Se analizaron 400 registros iniciales, de los cuales 340 contaron con calificación final y 60 presentaron ausencia del desenlace (15,0 %). Los registros completos fueron 136 en la institución A, 119 en B y 85 en C. Cada institución presentó un 15,0 % de calificaciones ausentes. Los 20 paralelos conservaron desenlaces disponibles, con tamaños de 14 a 19 registros. La tabla 1 presenta las características iniciales y el desempeño disponible.

Tabla 1.

Características de los registros y desempeño académico

Variable	n	Resumen
Edad en años	400	22,48 ± 3,07
Autorregulación metacognitiva de 1 a 7	400	4,87 ± 0,92
Promedio académico previo de 0 a 100	400	77,38 ± 8,14
Calificación final de 0 a 100	340	77,23 ± 8,74
Mujeres	216	54,0 %
Hombres	165	41,3 %
Otra categoría de género	19	4,8 %
Primera generación universitaria	165	41,3 %
Modalidad híbrida	160	40,0 %
Equipo informático individual	344	86,0 %
Conexión estable a internet	313	78,3 %
Trabajo remunerado en horas por semana	400	0 [0–17]
Cuidado no remunerado en horas por semana	400	0 [0–5]
Institución A	160	40,0 %
Institución B	140	35,0 %
Institución C	100	25,0 %

Nota. Variables continuas: media ± desviación estándar, salvo horas, expresadas como mediana [percentiles 25–75]. Fuente: Elaboración propia.

Los registros sin calificación final tuvieron menor autorregulación inicial media que los registros completos (4,63 frente a 4,91), menor rendimiento previo (75,57 frente a 77,70) y más horas semanales de trabajo (13,32 frente a 8,55). La proporción de primera generación fue del 60,0 % entre los registros sin desenlace y del 37,9 % entre los completos. Estas diferencias justificaron incluir las variables relacionadas con la ausencia en la imputación y evitar interpretar el análisis de casos completos como suficiente por sí mismo.

Comportamiento de la subescala

Las cargas del modelo unifactorial se situaron entre 0,497 y 0,681. El omega ordinal fue 0,867 (IC del 95 %: 0,848 a 0,886) y el alfa de Cronbach fue 0,856. El residuo estandarizado descriptivo fue 0,031 y la discrepancia absoluta máxima entre correlaciones fue 0,096. Estos resultados fueron compatibles con una consistencia interna adecuada para el puntaje construido en la base, sin demostrar validez cultural o invariancia. La autorregulación abarcó valores de 1,75 a 6,83; la calificación final disponible osciló entre 56,70 y 99,73 puntos.

Asociación entre autorregulación y desempeño

La correlación de Pearson entre autorregulación y calificación final fue 0,374 (IC del 95 %: 0,280 a 0,465), mientras que la de Spearman fue 0,350 (IC del 95 %: 0,247 a 0,446). Ambas estimaciones indicaron una relación positiva, con una magnitud que dejó una parte sustancial de la variación del desempeño sin explicar. La tabla 2 presenta la evolución de la asociación al incorporar las covariables y tratar la ausencia de calificaciones.

La asociación cruda fue de 3,56 puntos de calificación por cada punto de autorregulación. Tras incorporar rendimiento previo e institución,

https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

disminuyó a 2,61 puntos; la inclusión de las demás características produjo una estimación prácticamente igual. En el análisis principal, el coeficiente fue 2,60 (IC del 95 %: 1,60 a 3,59; p < 0,001). Así, una diferencia de un punto en la escala se vinculó con una diferencia ajustada de aproximadamente 2,6 puntos en la nota final. En los casos completos, el coeficiente estandarizado fue 0,274 y el modelo completo explicó el 32,2 % de la variación de las calificaciones. Este porcentaje correspondió al conjunto de predictores y no a una contribución exclusiva de la autorregulación.

Tabla 2.

Asociación de la autorregulación con la calificación final

Modelo	n	B	IC del 95 %	p	R^2
M0 sin ajuste	340	3,56	2,54 a 4,58	< 0,001	0,140
M1 rendimiento previo e institución	340	2,61	1,65 a 3,57	< 0,001	0,273
M2 ajuste completo	340	2,61	1,67 a 3,55	< 0,001	0,322
Principal con imputación múltiple	400	2,60	1,60 a 3,59	< 0,001	—

Nota. B: diferencia en puntos de la calificación por cada punto adicional de autorregulación. IC: intervalo de confianza. M2 y el modelo principal incluyeron todas las covariables descritas en la metodología. Se utilizaron errores CR2 por paralelo. El R^2 corresponde a cada modelo de casos completos. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3.

Coeficientes del modelo principal con imputación múltiple

Predictor	B	IC del 95 %	p
Autorregulación por un punto	2,60	1,60 a 3,59	< 0,001
Promedio previo por un punto	0,38	0,26 a 0,50	< 0,001
Institución B frente a A	0,86	-2,72 a 4,44	0,603
Institución C frente a A	0,66	-4,07 a 5,38	0,751
Edad por un año	-0,29	-0,60 a 0,01	0,060
Mujer frente a hombre	-0,86	-2,76 a 1,04	0,349
Otra categoría de género frente a hombre	1,76	-2,68 a 6,20	0,390
Primera generación universitaria	-0,70	-2,15 a 0,75	0,314
Trabajo remunerado por diez horas	-0,49	-1,18 a 0,19	0,142
Cuidado no remunerado por diez horas	0,27	-1,70 a 2,25	0,768
Modalidad híbrida frente a presencial	-2,50	-5,86 a 0,85	0,130
Equipo informático individual	1,72	-1,26 a 4,69	0,232
Conexión estable a internet	1,11	-1,12 a 3,34	0,303

Nota. n = 400; 100 imputaciones; 20 paralelos. Las variables binarias se compararon con ausencia de la característica, salvo que se indique otra referencia. Los coeficientes de covariables fueron ajustes del modelo y no estimaciones causales independientes. Fuente: Elaboración propia.

El rendimiento previo mantuvo una asociación positiva con la calificación final: B = 0,38 por punto (IC del 95 %: 0,26 a 0,50). Los intervalos de las restantes covariables incluyeron el cero. La categoría de género menos frecuente y las diferencias entre instituciones mostraron intervalos amplios, por lo que no se dedujo equivalencia ni ausencia de desigualdades a partir de sus valores p. El modelo no se construyó para identificar todos los determinantes del desempeño ni para comparar causalmente modalidades educativas.

Sensibilidad y análisis exploratorios

La estimación se mantuvo positiva al modificar las notas ausentes y varió entre 2,46 y 2,87 puntos. El error de Monte Carlo del coeficiente principal fue 0,019, equivalente al 4,2 % de su error estándar, y la proporción de la varianza total atribuible al componente entre imputaciones fue 0,177. Diez de las 6000 calificaciones imputadas quedaron fuera de 0–100 antes de acotarlas. La similitud de los análisis reforzó la estabilidad del resultado dentro de los escenarios evaluados, sin descartar mecanismos de ausencia más complejos.

La spline utilizó nudos en 3,58, 4,92 y 6,00 puntos. El término no lineal fue impreciso y no aportó evidencia clara de curvatura (p = 0,797). La interacción entre autorregulación y primera generación fue B = 0,72 (IC del 95 %: −1,44 a 2,88; p = 0,479). Las pendientes estimadas fueron 2,31 en quienes no pertenecían a primera generación y 3,03 en quienes sí pertenecían, pero su diferencia no pudo establecerse con

https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

precisión. El factor máximo de inflación de la varianza fue 1,26. La correlación intraclase residual descriptiva fue 0,092, mayor que la implícita en la planificación inicial. Al excluir un paralelo por vez, el coeficiente ajustado de casos completos varió entre 2,42 y 2,79, sin cambiar de signo.

Tabla 4.

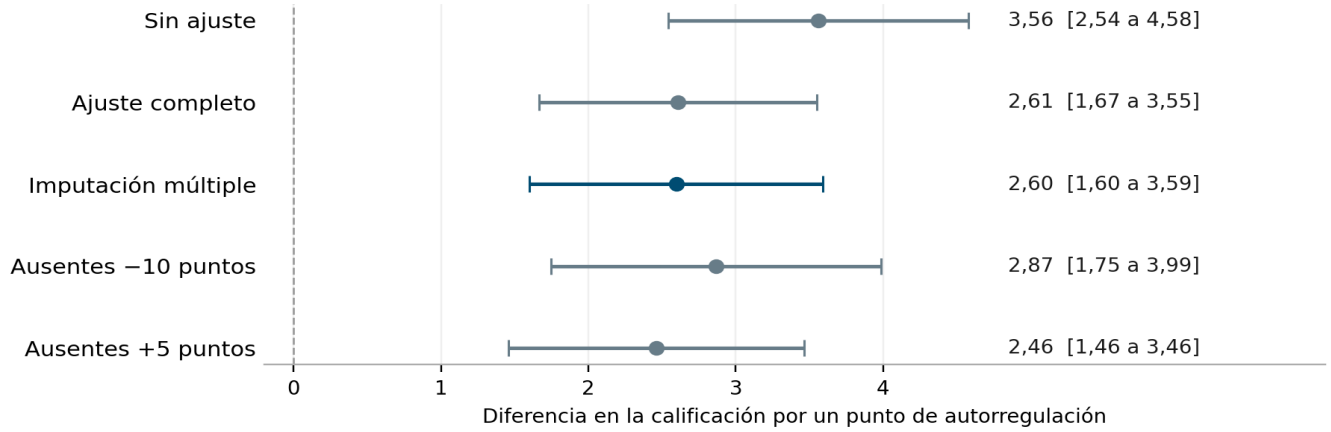
Sensibilidad de la asociación a las calificaciones ausentes

Escenario	B	IC del 95 %
Supuesto principal de ausencia al azar	2,60	1,60 a 3,59
Calificaciones ausentes −10 puntos	2,87	1,75 a 3,99
Calificaciones ausentes −5 puntos	2,73	1,69 a 3,77
Calificaciones ausentes +5 puntos	2,46	1,46 a 3,46

Nota. Se desplazaron solo las calificaciones imputadas y se mantuvieron los límites 0–100. Cada escenario conservó las covariables y la corrección por paralelo. Los escenarios expresaron supuestos alternativos. Fuente: Elaboración propia.

Figura 1.

Asociación estimada e intervalos de confianza del 95 %



Nota. Los puntos representan coeficientes B y las líneas sus IC del 95 %. La línea vertical señala ausencia de asociación. Fuente: Elaboración propia.

Discusión

El resultado central fue una asociación positiva entre autorregulación metacognitiva y calificación final después de incorporar el rendimiento previo y las condiciones socioeducativas. El coeficiente disminuyó de 3,56 a aproximadamente 2,60 puntos al ajustar el modelo, mientras que la imputación múltiple y el análisis de casos completos produjeron estimaciones cercanas. Este patrón ilustró por qué una correlación inicial debe complementarse con ajustes conceptualmente justificados y una evaluación explícita de las pérdidas. La estabilidad estadística se refirió al escenario construido; no convirtió el resultado en evidencia sobre estudiantes o instituciones reales.

La dirección de la asociación fue coherente con la idea de que planificar, monitorear y revisar el aprendizaje se relaciona con un mejor desempeño. Sin embargo, los resultados de Richardson et al. (2012) y Schneider y Preckel (2017) sitúan la autorregulación dentro de una red de factores personales y educativos. La persistencia del coeficiente tras el ajuste no pruebaunmecanismoindependientenidescarta variables omitidas, como conocimientos específicos, calidad de la enseñanza o exigencia de las evaluaciones. Tampoco la atenuación tras incorporar el rendimiento previo permite identificar una mediación, pues el modelo no estimó trayectorias causales entre esas variables.

La comparación con metaanálisis exige atender al constructo y al contexto. La correlación de 0,374 obtenida aquí fue mayor que la estimación global de 0,21 y que la correspondiente al componente metacognitivo de 0,07 informadas por Cheng et al. (2025) en educación superior en línea. Esto no supone una diferencia demostrada entre Ecuador y otras poblaciones, ni una superioridad de la asignatura analizada: los datos se construyeron con una relación positiva y los estudios sintetizados utilizaron medidas y entornos heterogéneos. La revisión de Broadbent y Poon (2015) y la comparación de Broadbent (2017)

https://doi.org/10.5281/zenodo.23333567

también respaldan tratar la modalidad y las estrategias como dimensiones específicas del contexto.

La evidencia en otros dominios sirve para formular hipótesis, no para trasladar coeficientes. Xie et al. (2024) estudiaron la metacognición y el desempeño matemático a través de distintos niveles educativos; esa síntesis no estableció un valor esperado para Metodología de la Investigación. El curso exige tareas de lectura crítica, argumentación y elección de procedimientos que pueden demandar formas particulares de monitoreo. Una investigación empírica posterior debería definir qué aspectos del rendimiento representan las calificaciones y complementar la nota global con indicadores alineados con los objetivos de aprendizaje.

Los metaanálisis de Theobald (2021), Jansen et al. (2019) y Donker et al. (2014) apoyan examinar intervenciones que hagan explícitas las estrategias de aprendizaje. Aun así, el coeficiente de 2,60 no debe interpretarse como la ganancia que produciría aumentar experimentalmente un punto del MSLQ. Un programa modifica actividades, retroalimentación, motivación y oportunidades de práctica de manera simultánea. Para estimar su efecto haría falta una comparación experimental o cuasiexperimental con supuestos defendibles, equivalencia de evaluaciones y seguimiento de la implementación. La asociación presentada puede orientar preguntas y variables, pero no reemplaza ese diseño.

La medición constituye otra restricción. El omega de 0,867 describió una consistencia satisfactoria dentro de la base, pero McNeish (2018) señaló que la evaluación de la fiabilidad requiere atender al modelo de medición y no depender exclusivamente del alfa. En este caso, los ítems se originaron en un factor común, por lo que su coherencia era esperable. Las evidencias de Pintrich et al. (1993) tampoco autorizan a declarar validada una versión ecuatoriana. Antes de una aplicación de campo serían necesarias la revisión lingüística, entrevistas cognitivas, un examen de la estructura y, si se comparan grupos, evidencia de invariancia apropiada.

La autopercepción de regulación puede divergir del comportamiento observable. Bjork et al. (2013) describieron creencias e ilusiones que dificultan juzgar la calidad del propio aprendizaje. Un estudiante puede sentirse preparado por reconocer un contenido durante la relectura y, sin embargo, no recuperarlo ni utilizarlo en una tarea nueva. La integración propuesta por de Bruin et al. (2020) ayuda a interpretar esas diferencias entre esfuerzo, monitoreo y decisiones de estudio. Por ello, un estudio posterior podría combinar el MSLQ con juicios de confianza, actividades de recuperación y registros de revisión de proyectos, cuidando que cada indicador conserve una interpretación propia.

Las implicaciones pedagógicas deben formularse a partir del conjunto de la literatura y someterse a evaluación. Dunlosky et al. (2013) y Adesope et al. (2017) respaldan incorporar oportunidades de recuperación y práctica distribuida. Para el curso metodológico, una secuencia posible consistiría en justificar inicialmente la elección de un diseño, contrastarla con criterios explícitos y revisarla tras resolver una tarea de aplicación. Esa secuencia permitiría observar si las revisiones se apoyan en evidencia de comprensión. No se recomendó utilizar un punto de corte del cuestionario para etiquetar estudiantes ni condicionar su acceso a apoyos.

La retroalimentación puede vincular el monitoreo con decisiones concretas. Wisniewski et al. (2020) mostraron que sus efectos educativos varían y que el contenido de la información importa para interpretar su utilidad. Una calificación aislada ofrece menos orientación que una devolución que identifique por qué una variable no corresponde a la pregunta y qué modificación permitiría corregirla. Panadero, Jonsson y Botella (2017) encontraron beneficios de la autoevaluación sobre la autorregulación y la autoeficacia en sus metaanálisis. En consecuencia, las rúbricas y las autoevaluaciones argumentadas son opciones para evaluar, siempre que se enseñe a aplicar los criterios y se compruebe la calidad de los juicios.

La primera generación universitaria mereció una lectura contextual. El intervalo amplio de la interacción no permitió afirmar que la asociación fuera distinta entre grupos, pero tampoco demostró que fuera idéntica. Stephens et al. (2012) mostraron la relevancia del ajuste entre experiencias sociales y normas universitarias; Stephens et al. (2014) documentaron una intervención que explicitó cómo las trayectorias sociales influyen en la experiencia universitaria y favoreció resultados

en el contexto estadounidense estudiado. Esas contribuciones sugieren estudiar apoyos institucionales y acceso a recursos, en lugar de atribuir las dificultades exclusivamente a déficits individuales de regulación. Su pertinencia en Ecuador necesita comprobación local.

El tratamiento de la ausencia del desenlace fue una fortaleza analítica del ejercicio. Los registros sin nota presentaron diferencias iniciales que hicieron poco plausible ignorar su composición. La imputación incorporó estas características y los efectos de paralelo, mientras que los desplazamientos de notas exploraron desviaciones del supuesto principal. Barnard y Rubin (1999) proporcionaron una base para reconocer la incertidumbre adicional con pocos grados de libertad. No obstante, los desplazamientos uniformes no cubrieron todos los mecanismos posibles, como una ausencia dependiente de factores no medidos o de interacciones más complejas. La coincidencia entre análisis no demostró que el supuesto de ausencia al azar pudiera identificarse a partir de los datos.

El agrupamiento también modificó la interpretación del tamaño de la base. La corrección CR2 abordó el problema de inferencia con pocos conglomerados descrito por Pustejovsky y Tipton (2018), pero 20 paralelos continuaron imponiendo restricciones a la precisión. La correlación residual descriptiva de 0,092 fue mayor que la implícita en el efecto de diseño inicial. Siguiendo la lógica de justificación de Lakens (2022), una planificación de campo debería explorar varios valores de correlación intraclase y priorizar más paralelos cuando fuera factible. La ausencia de multicolinealidad importante y la estabilidad al excluir grupos no sustituyeron esas consideraciones de diseño.

La asociación estuvo incorporada en el mecanismo generador; las instituciones, los tiempos y las distribuciones no se estimaron de una población. El modelo de un factor favoreció por construcción la consistencia de los ítems y no reprodujo todas las complejidades de una aplicación real. La escala 0–100 no garantizó comparabilidad de criterios docentes; los efectos fijos institucionales tampoco corrigieron diferencias no observadas de evaluación. Además, las exploraciones de no linealidad e interacción tuvieron intervalos amplios y no se realizaron con objetivos confirmatorios. La organización conforme a STROBE (von Elm et al., 2007) hizo visibles estas decisiones, pero un reporte completo no puede resolver limitaciones de procedencia o diseño.

El aporte del caso consistió en mostrar cómo una hipótesis teórica se traduce en variables, estimaciones y conclusiones proporcionadas a la evidencia disponible. La separación entre correlación, ajuste, incertidumbre y causalidad permitió interpretar los resultados sin convertir una tabla de coeficientes en una explicación exhaustiva del aprendizaje. Para una investigación empírica posterior, las prioridades serían asegurar la calidad y equivalencia de las mediciones, ampliar el número de paralelos, documentar las causas de pérdidas y evaluar intervenciones con comparaciones adecuadas. El valor formativo reside en que cada decisión puede revisarse y relacionarse con sus consecuencias analíticas.

Declaraciones editoriales

Disponibilidad de datos

Los datos y materiales que respaldan los resultados de este estudio se encuentran incluidos en el artículo y, cuando corresponde, en sus archivos suplementarios. Las solicitudes de información adicional podrán dirigirse al autor de correspondencia y estarán sujetas a los principios de confidencialidad, protección de datos y ética de la investigación.

Declaración de ética

La investigación se desarrolló de conformidad con la legislación nacional vigente, las disposiciones institucionales y los principios éticos aplicables a estudios con participación humana. Debido a su naturaleza social y no experimental, sin intervención clínica, biomédica ni manipulación de variables, no requirió la aprobación de un comité de ética. Todos los participantes recibieron información suficiente sobre los objetivos y procedimientos del estudio y otorgaron su consentimiento informado por escrito. Asimismo, se garantizó la confidencialidad, el anonimato y el uso exclusivamente académico de la información recopilada.

Contribuciones de autoría

Las contribuciones de autoría se establecieron de acuerdo con la taxonomía CRediT:

LCCC: Conceptualización, Metodología, Investigación, Redacción – borrador original.

RKGC: Análisis forma, Redacción – revisión y edición.

Financiamiento

Los autores declaran que no recibieron financiamiento específico de organismos públicos, instituciones privadas ni entidades sin fines de lucro para la realización o publicación de este estudio.

Conflicto de intereses

Los autores declaran que la investigación se desarrolló en ausencia de relaciones comerciales, financieras, profesionales o personales que pudieran influir de manera inapropiada en sus resultados, interpretación o publicación.

Declaración sobre el uso de inteligencia artificial generativa

Los autores declaran que no utilizaron herramientas de inteligencia artificial generativa para producir el contenido científico, analizar o interpretar los datos, formular los resultados o elaborar las conclusiones del manuscrito. La responsabilidad sobre la originalidad, exactitud, integridad y validez académica del contenido corresponde exclusivamente a los autores.

Responsabilidad editorial

Las afirmaciones, interpretaciones y conclusiones expresadas en el artículo son responsabilidad exclusiva de sus autores y no representan necesariamente la posición institucional de ARTI EDITORIAL S.A.S., de la revista, de sus editores o de las entidades a las que se encuentran afiliados los autores.

Conclusiones

En la base analizada, una mayor autorregulación metacognitiva se asoció con una calificación final más alta en Metodología de la Investigación. La estimación ajustada fue de 2,60 puntos de calificación por cada punto de autorregulación y se mantuvo positiva en los escenarios de sensibilidad. El rendimiento previo explicó parte de la asociación inicial; el agrupamiento y las calificaciones ausentes exigieron ajustes explícitos de la inferencia. No se establecieron diferencias precisas según primera generación ni evidencia clara de no linealidad. Estos resultados demostraron la coherencia de un procedimiento analítico para un caso docente y fundamentaron preguntas para una investigación posterior. No demostraron eficacia de una intervención, causalidad ni resultados generalizables al estudiantado ecuatoriano.

Referencias Bibliográficas

Adesope, O. O., Trevisan, D. A., & Sundararajan, N. (2017). Rethinking the use of tests: A meta-analysis of practice testing. *Review of Educational Research, 87*(3), 659–701. https://doi.org/10.3102/0034654316689306

Barnard, J., & Rubin, D. B. (1999). Small-sample degrees of freedom with multiple imputation. *Biometrika, 86*(4), 948–955. https://doi.org/10.1093/biomet/86.4.948

Bjork, R. A., Dunlosky, J., & Kornell, N. (2013). Self-regulated learning: Beliefs, techniques, and illusions. *Annual Review of Psychology, 64*, 417–444. https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143823

Broadbent, J. (2017). Comparing online and blended learner's self-regulated learning strategies and academic performance. *The Internet and Higher Education, 33*, 24–32. https://doi.org/10.1016/j.iheduc.2017.01.004

Broadbent, J., & Poon, W. L. (2015). Self-regulated learning strategies & academic achievement in online higher education learning environments: A systematic review. *The Internet and Higher Education, 27*, 1–13. https://doi.org/10.1016/j.iheduc.2015.04.007

Cheng, Z., Zhang, Z., Xu, Q., Maeda, Y., & Gu, P. (2025). A meta-analysis addressing the relationship between self-regulated learning strategies and academic performance in online higher education. *Journal of Computing in Higher Education, 37*, 195–224. https://doi.org/10.1007/s12528-023-09390-1

Credé, M., & Kuncel, N. R. (2008). Study habits, skills, and attitudes: The third pillar supporting collegiate academic performance. *Perspectives on Psychological Science, 3*(6), 425–453. https://doi.org/10.1111/j.1745-6924.2008.00089.x

de Bruin, A. B. H., Roelle, J., Carpenter, S. K., Baars, M., & EFG-MRE. (2020). Synthesizing cognitive load and self-regulation theory: A theoretical framework and research agenda. *Educational Psychology Review, 32*, 903–915. https://doi.org/10.1007/s10648-020-09576-4

Donker, A. S., de Boer, H., Kostons, D., Dignath van Ewijk, C. C., & van der Werf, M. P. C. (2014). Effectiveness of learning strategy instruction on academic performance: A meta-analysis. *Educational Research Review, 11*, 1–26. https://doi.org/10.1016/j.edurev.2013.11.002

Dunlosky, J., Rawson, K. A., Marsh, E. J., Nathan, M. J., & Willingham, D. T. (2013). Improving students' learning with effective learning techniques: Promising directions from cognitive and educational psychology. *Psychological Science in the Public Interest, 14*(1), 4–58. https://doi.org/10.1177/1529100612453266

Jansen, R. S., van Leeuwen, A., Janssen, J., Jak, S., & Kester, L. (2019). Self-regulated learning partially mediates the effect of self-regulated learning interventions on achievement in higher education: A meta-analysis. *Educational Research Review, 28*, 100292. https://doi.org/10.1016/j.edurev.2019.100292

Lakens, D. (2022). Sample size justification. *Collabra: Psychology, 8*(1), 33267. https://doi.org/10.1525/collabra.33267

McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods, 23*(3), 412–433. https://doi.org/10.1037/met0000144

Panadero, E. (2017). A review of self-regulated learning: Six models and four directions for research. *Frontiers in Psychology, 8*, 422. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00422

Panadero, E., Jonsson, A., & Botella, J. (2017). Effects of self-assessment on self-regulated learning and self-efficacy: Four meta-analyses. *Educational Research Review, 22*, 74–98. https://doi.org/10.1016/j.edurev.2017.08.004

Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review, 16*, 385–407. https://doi.org/10.1007/s10648-004-0006-x

Pintrich, P. R., Smith, D. A. F., Garcia, T., & McKeachie, W. J. (1991). *A manual for the use of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ)*. National Center for Research to Improve Postsecondary Teaching and Learning, University of Michigan. https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED338122.pdf

Pintrich, P. R., Smith, D. A. F., Garcia, T., & McKeachie, W. J. (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

Pustejovsky, J. E., & Tipton, E. (2018). Small sample methods for cluster-robust variance estimation and hypothesis testing in fixed effects models. *Journal of Business & Economic Statistics, 36*(4), 672–683. https://doi.org/10.1080/07350015.2016.1247004

Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin, 138*(2), 353–387. https://doi.org/10.1037/a0026838

Schneider, M., & Preckel, F. (2017). Variables associated with achievement in higher education: A systematic review of meta-analyses. *Psychological Bulletin, 143*(6), 565–600. https://doi.org/10.1037/bul0000098

Schunk, D. H., & DiBenedetto, M. K. (2020). Motivation and social cognitive theory. *Contemporary Educational Psychology, 60*, 101832. https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2019.101832

Shao, J., Chen, Y., Wei, X., Li, X., & Li, Y. (2023). Effects of regulated learning scaffolding on regulation strategies and academic performance: A meta-analysis. *Frontiers in Psychology, 14*, 1110086. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1110086

Stephens, N. M., Fryberg, S. A., Markus, H. R., Johnson, C. S., & Covarrubias, R. (2012). Unseen disadvantage: How American universities' focus on independence undermines the academic performance of first-generation college students. *Journal of Personality and Social Psychology, 102*(6), 1178–1197. https://doi.org/10.1037/a0027143

Stephens, N. M., Hamedani, M. G., & Destin, M. (2014). Closing the social-class achievement gap: A difference-education intervention improves first-generation students' academic performance and all students' college transition. *Psychological Science, 25*(4), 943–953. https://doi.org/10.1177/0956797613518349

Theobald, M. (2021). Self-regulated learning training programs enhance university students' academic performance, self-regulated learning strategies, and motivation: A meta-analysis. *Contemporary Educational Psychology, 66*, 101976. https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2021.101976

Tinajero, C., Mayo, M. E., Villar, E., & Martínez-López, Z. (2024). Classic and modern models of self-regulated learning: Integrative and componential analysis. *Frontiers in Psychology, 15*, 1307574. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1307574

von Elm, E., Altman, D. G., Egger, M., Pocock, S. J., Gøtzsche, P. C., & Vandenbroucke, J. P. (2007). The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: Guidelines for reporting observational studies. *PLOS Medicine, 4*(10), e296. https://doi.org/10.1371/journal.pmed.0040296

Wisniewski, B., Zierer, K., & Hattie, J. (2020). The power of feedback revisited: A meta-analysis of educational feedback research. *Frontiers in Psychology, 10*, 3087. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.03087

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*, 104486. https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2024.104486