Sage Sphere Multidisciplinary Studies

ISSN: 3091-1672

Vol. 3 Núm. 1 (2026)

SSMS-Vol.3. N1. 112

Material concreto para la enseñanza de la factorización en estudiantes con necesidades educativas específicas no asociadas a la discapacidad

Concrete materials for teaching factorization to students with specific educational needs not associated with disabilities

Autores:
Leonardo Luis Jaramillo Guayo
Universidad Nacional de Chimborazo, Riobamba, Ecuador
leonardo.jaramillo@unach.edu.ec
https://orcid.org/0009-0004-0447-0314

Norma Isabel Allauca Sandoval
Universidad Nacional de Chimborazo, Riobamba, Ecuador
normaisabel.allauca@unach.edu.ec
https://orcid.org/0000-0003-0269-8417

Autor de correspondencia: *Leonardo Luis Jaramillo Guayo,* leonardo.jaramillo@unach.edu.ec

Enviado: 28-04-2026 **Revisado:** 25-09-2026
Aceptado: 21-10-2026 **Publicado:** 27-10-2026

Cómo citar este artículo:
Jaramillo Guayo, L. L., & Allauca Sandoval, N. I. (2026). Material concreto para la enseñanza de la factorización en estudiantes con necesidades educativas específicas no asociadas a la discapacidad. *Sage Sphere Multidisciplinary Studies*, *3*(1), 1-14. https://doi.org/10.63688/2a1afw41

© 2026; Los autores. Este es un artículo en acceso abierto, distribuido bajo los términos de una licencia Creative Commons (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0) que permite el uso, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre que la obra original sea correctamente citada.

Sage Sphere Multidisciplinary Studies

ISSN: 3091-1672

Vol. 3 Núm. 1 (2026)

RESUMEN

El aprendizaje de la factorización exige reconocer estructuras algebraicas y relacionar representaciones geométricas y simbólicas. El objetivo fue analizar las diferencias en el rendimiento académico de estudiantes de noveno año de Educación General Básica con necesidades educativas específicas no asociadas a la discapacidad, entre una secuencia concreto-pictórico-abstracta (CPA) con material manipulativo y una enseñanza centrada en fórmulas y procedimientos algebraicos. Se desarrolló un estudio cuantitativo cuasiexperimental de dos grupos no equivalentes, con postest único y selección intencional de 60 participantes (30 por grupo), en una institución educativa de Riobamba, Ecuador. Durante una semana se impartieron tres clases de 60 minutos sobre factor común, trinomio cuadrado perfecto y trinomios de la forma $x^2 + bx + c$, con un mismo docente. Se aplicó una prueba final común de diez puntos. Según los resultados reportados, el grupo CPA obtuvo una media de 7,70 (DE = 0,95) y el grupo de comparación, de 5,82 (DE = 1,44). La prueba de Mann-Whitney mostró una diferencia estadísticamente significativa ($U = 769$; $Z = 4,744$; $p < 0,001$), con un tamaño del efecto $r = 0,61$. Los resultados indican una asociación favorable entre la secuencia CPA y el desempeño inmediato. La ausencia de pretest y de asignación aleatoria impide establecer una relación causal.

Palabras clave: factorización; material manipulativo; enfoque concreto-pictórico-abstracto; educación inclusiva; necesidades educativas específicas.

ABSTRACT

Learning factorization requires recognizing algebraic structures and relating geometric and symbolic representations. This study aimed to analyze differences in academic achievement among ninth-grade students with specific educational needs not associated with disability who participated in a concrete–pictorial–abstract (CPA) sequence using physical manipulatives and peers taught through algebraic formulas and procedures. A quantitative quasi-experimental, nonequivalent-groups, posttest-only design was employed, with a purposively selected sample of 60 students (30 per group) from a school in Riobamba, Ecuador. During one week, students attended three 60-minute lessons on common-factor extraction, perfect-square trinomials, and trinomials of the form $x^2 + bx + c$, taught by the same teacher. Achievement was assessed with a common ten-point written posttest. According to the reported results, the CPA group obtained a mean of 7.70 (SD = 0.95), compared with 5.82 (SD = 1.44) in the comparison group. The Mann–Whitney test indicated a statistically significant difference ($U = 769$; $Z = 4.744$; $p < .001$), with an effect-size index of $r = .61$. These findings suggest a favorable association between the CPA sequence and immediate posttest performance. Because no pretest or random assignment was used, causal conclusions are not warranted.

Keywords: factorization; physical manipulatives; concrete–pictorial–abstract approach; inclusive education; specific educational needs.

Doi: https://doi.org/10.63688/2a1afw41

ISSN: 3091-1672
Vol. 3 Núm. 1 (2026)

1. INTRODUCCIÓN

El aprendizaje del álgebra constituye una transición desde las relaciones numéricas hacia la generalización y la representación simbólica. Este proceso requiere comprender variables, operaciones y estructuras, no solo reproducir algoritmos. En una investigación con estudiantes de educación básica secundaria, Osei y Agyei (2024) identificaron dificultades persistentes en el conocimiento algebraico. Desde la perspectiva de la calidad de la enseñanza, Litke et al. (2024) destacan la relevancia de observar conjuntamente las prácticas pedagógicas generales y las demandas específicas del contenido matemático.

La factorización es particularmente exigente porque supone interpretar una expresión algebraica y reescribirla como producto de factores equivalentes. En el nivel secundario se han documentado errores de signos y operaciones, además de dificultades conceptuales para interpretar expresiones (Stemele & Asvat, 2024). Rizzo y Volta (2022) argumentan que es posible abordar la factorización con actividades geométricas y lúdicas que superen la mera memorización de reglas. Estas perspectivas justifican examinar estrategias que conecten procedimientos con significados visuales y espaciales.

Los materiales manipulativos permiten representar físicamente cantidades y relaciones; sin embargo, la evidencia no respalda que su simple utilización garantice aprendizajes. La revisión de Byrne et al. (2023) subraya que los efectos dependen del contenido, de la guía docente y de la forma de uso. En secundaria, Núñez-López et al. (2024) encontraron diferencias favorables al uso de fichas algebraicas en un estudio cuasiexperimental, acompañadas por una menor proporción de errores. La investigación de Quane (2025), realizada en educación primaria, también muestra que el valor de los manipulativos debe interpretarse junto con las prácticas docentes y las experiencias del alumnado, sin trasladar automáticamente sus resultados a otros niveles.

Una vía de articulación entre manipulativos y símbolos es el enfoque concreto-pictórico-abstracto (CPA). En la fase concreta se exploran relaciones mediante objetos físicos; en la pictórica se representan gráficamente dichas relaciones, y en la abstracta se formalizan con lenguaje algebraico. Azzumar y Juandi (2023) documentan aplicaciones diversas de esta progresión, mientras que Schoenherr y Schukajlow (2024) identifican distintos tipos de visualización matemática según su función y estructura. Un metaanálisis de Schoenherr et al.

Doi: https://doi.org/10.63688/2a1afw41

(2024) encontró beneficios generales de las intervenciones visuales, aunque con heterogeneidad entre estudios. Wilkie (2024) muestra, asimismo, el potencial de coordinar representaciones figurales y expresiones cuadráticas.

La evidencia directamente vinculada con la factorización incluye el estudio de Iyamuremye y Burns (2025), desarrollado con estudiantes de octavo grado mediante una intervención CPA con fichas algebraicas y mediciones anteriores y posteriores, y la propuesta con manipulativos virtuales Mathigon de Balda Álvaréz et al. (2024). Ambos antecedentes muestran posibilidades didácticas de conectar geometría y álgebra, pero difieren del presente estudio en recursos, contexto o diseño.

La dimensión inclusiva exige reconocer que el acceso al contenido matemático depende de apoyos y oportunidades efectivas de participación, no solo de la presencia en el aula (Roos, 2023). En Ecuador, Rivadeneira-González y Fernández-Fernández (2024) documentan necesidades de adaptación de la enseñanza para estudiantes con requerimientos educativos no asociados a la discapacidad. Zavala Urquizo et al. (2025) abordan adaptaciones didácticas en noveno año. A su vez, Nelson et al. (2022) describen la heterogeneidad de las poblaciones y estrategias estudiadas en investigaciones sobre dificultades de aprendizaje matemático; estas categorías no deben equipararse automáticamente con la población aquí analizada.

Aunque existen estudios sobre fichas algebraicas, visualización y CPA, se dispone de evidencia menos específica sobre su utilización conjunta en la factorización con estudiantes de noveno año identificados con necesidades educativas no asociadas a la discapacidad. En este contexto, se trabajaron factor común, trinomio cuadrado perfecto y trinomios de la forma $x^2 + bx + c$. El objetivo fue analizar las diferencias en el rendimiento académico posterior entre estudiantes que participaron en una secuencia CPA con piezas físicas de cartón prensado y estudiantes que recibieron enseñanza centrada en fórmulas y procedimientos algebraicos. Se buscó comparar los resultados de ambos grupos sin atribuir causalmente las diferencias a una modalidad de enseñanza, dado el diseño empleado.

2. METODOLOGÍA

Diseño, contexto y periodo

El estudio se desarrolló entre abril y julio en una institución educativa de Riobamba, Ecuador. Por razones de confidencialidad, se reserva la denominación del establecimiento. Se adoptó

un enfoque cuantitativo con diseño cuasiexperimental de dos grupos no equivalentes y evaluación final única. El periodo señalado corresponde al desarrollo general del estudio; la intervención didáctica comparada se concentró en una semana, durante la cual se impartieron tres clases de 60 minutos. En ambas modalidades se abordaron los mismos contenidos de factorización.

Las dos modalidades fueron impartidas por el mismo docente investigador. No se aplicó una evaluación inicial que permitiera determinar la equivalencia de conocimientos antes de la intervención, ni se realizó asignación aleatoria o emparejamiento de los participantes. Por ello, la comparación describe el rendimiento en el postest, sin poder estimar ganancias individuales ni descartar diferencias preexistentes entre los grupos.

Población, selección y caracterización de participantes

La población de referencia estuvo conformada por 300 estudiantes de noveno año de Educación General Básica. Se seleccionó de manera no probabilística e intencional una muestra de 60 estudiantes (20 % de la población), previamente identificados en el contexto escolar con necesidades educativas específicas no asociadas a la discapacidad. El criterio de inclusión utilizado fue estar matriculado en noveno año; no se aplicaron criterios adicionales de exclusión a los participantes seleccionados. La elección se realizó deliberadamente con apoyo del Departamento de Consejería Estudiantil (DECE) y docentes de la institución, sin selección aleatoria. Se organizaron dos grupos de 30 estudiantes para una comparación simple: uno participó en la secuencia CPA y el otro recibió enseñanza basada en procedimientos algebraicos.

La asignación a las modalidades de enseñanza fue no aleatoria y no se documentó un proceso de emparejamiento por rendimiento previo. La identificación escolar de necesidades educativas específicas se basó en la información de apoyo institucional descrita en el estudio, sin que se disponga de una clasificación agregada de los apoyos individuales requeridos. No se divulgan diagnósticos, registros del DECE ni datos personales de los participantes. En consecuencia, la muestra intencional no debe considerarse representativa estadísticamente de los 300 estudiantes.

Contenidos e intervención didáctica

Ambos grupos estudiaron factor común, trinomio cuadrado perfecto y trinomios de la forma $x^2 + bx + c$. En la secuencia CPA se emplearon piezas de cartón prensado de tres

tipos: cuadrados grandes representativos de x^2, rectángulos representativos de x y cuadrados pequeños representativos de la unidad. Los estudiantes organizaron las piezas para formar configuraciones rectangulares y relacionaron sus dimensiones con posibles factores de la expresión algebraica.

En el grupo CPA, la fase concreta consistió en manipular y organizar piezas que representaban x^2, x y 1 para establecer configuraciones rectangulares y reconocer factores. En la fase pictórica, los estudiantes observaron representaciones geométricas propuestas por el docente y reprodujeron en sus cuadernos las relaciones entre áreas y expresiones. En la fase abstracta, trasladaron las configuraciones y dibujos a procedimientos de factorización simbólica. Estas tres fases se aplicaron a factor común, trinomio cuadrado perfecto y trinomios de la forma $x^2 + bx + c$. No se registró una distribución de minutos por fase, por lo que no corresponde atribuir duraciones específicas a cada actividad.

El grupo de comparación estudió los mismos contenidos mediante explicaciones, fórmulas y ejercicios de resolución algebraica, sin emplear piezas manipulativas. Cada grupo recibió tres clases de una hora durante la semana de intervención. La comparación de los resultados se planteó entre las modalidades didácticas completas, no entre componentes aislados del enfoque CPA. No se cuenta con un registro desagregado del número de ejercicios desarrollados o del tiempo dedicado a cada tarea específica.

Instrumento y evaluación

Se utilizó una prueba escrita común de diez preguntas elaborada por el investigador y aplicada al término de la intervención. Según la descripción original, el instrumento comprende tres dimensiones: comprensión de conceptos matemáticos, análisis y resolución de ejercicios e identificación y selección de métodos de factorización. Cada pregunta se calificó sobre un punto, con una puntuación máxima de diez; la aplicación duró 45 minutos. En las preguntas de desarrollo se reconocieron procedimientos parcialmente correctos mediante puntuaciones proporcionales, y se admitieron representaciones gráficas o procedimientos algebraicos. Los estudiantes no utilizaron material manipulativo durante el postest.

El manuscrito original refiere una revisión del instrumento por docentes de la carrera y un experto, sin detallar el número de evaluadores, los criterios utilizados o los dictámenes emitidos. No se dispone de índices de confiabilidad ni de otros resultados

psicométricos, por lo que no se atribuyen al instrumento propiedades de validez o confiabilidad que no hayan sido establecidas documentalmente.

Consideraciones éticas

La investigación contó con autorización de la institución educativa para su realización. Su nombre se mantiene en reserva para resguardar la confidencialidad del contexto escolar. Los resultados se comunican en forma agregada y sin identificadores personales. La documentación disponible no permite confirmar el consentimiento de los representantes legales, el asentimiento de los estudiantes ni la aprobación o exención por parte de un comité de ética; por ello, no se declara que dichos procedimientos hayan tenido lugar.

Análisis estadístico

Se resumieron las calificaciones mediante media, mediana, desviación estándar, valores extremos e intervalos de confianza del 95 %. La normalidad se examinó con Shapiro-Wilk y se reportaron también resultados de Kolmogorov-Smirnov con corrección de Lilliefors. Para comparar los grupos independientes se informó una prueba bilateral U de Mann-Whitney, con $\alpha = 0,05$. La regla de decisión se establece sin ambigüedad: se rechaza la hipótesis nula cuando $p \leq 0,05$ y no se rechaza cuando $p > 0,05$.

El tamaño del efecto se expresó mediante $r = |Z|/\sqrt{N}$, donde Z es el estadístico estandarizado reportado y $N = 60$. Los análisis inferenciales se presentan conforme a las cifras del manuscrito original, ya que no se proporcionó la base individual de calificaciones ni la salida completa del programa estadístico para recalcularlos de manera independiente.

3. RESULTADOS

Estadísticos descriptivos

Las calificaciones finales informadas muestran una media de 5,8167 puntos en el grupo sin material concreto y de 7,7017 en el grupo CPA. La diferencia descriptiva fue de 1,885 puntos, redondeada a 1,89, a favor del grupo CPA. La dispersión fue menor en este último grupo (DE = 0,95199 frente a 1,44128). Los estadísticos disponibles se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1.

Estadísticos descriptivos de las calificaciones según modalidad didáctica

Estadístico	Comparación (n = 30)	Secuencia CPA (n = 30)
Media	5,8167	7,7017

ISSN: 3091-1672
Vol. 3 Núm. 1 (2026)

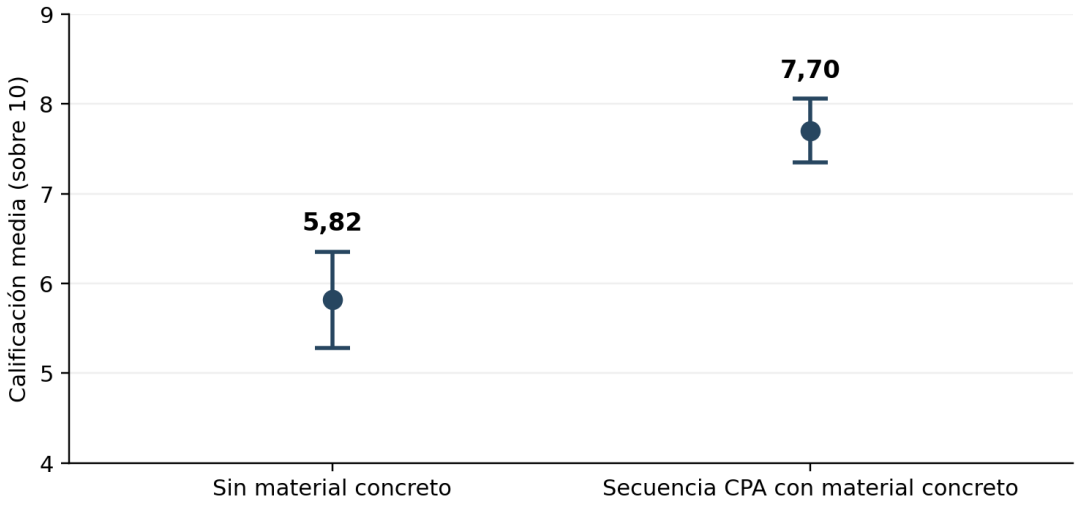
Estadístico	Comparación (n = 30)	Secuencia CPA (n = 30)
Error estándar	0,26314	0,17381
IC del 95 % para la media	[5,279; 6,355]	[7,346; 8,057]
Mediana	5,7500	8,0000
Desviación estándar	1,44128	0,95199
Mínimo	4,00	5,00
Máximo	9,50	9,00

Nota. IC = intervalo de confianza. Valores descriptivos comunicados en el manuscrito original.

Las medias e intervalos de confianza representados en la Figura 1 coinciden con los valores informados en la Tabla 1. La media del grupo CPA se representa como 7,70 puntos, corrigiendo el valor 7,20 que aparecía en la figura inicial.

Figura 1.

Medias de calificaciones e intervalos de confianza del 95 %



Nota. Gráfico reconstruido a partir de los valores de la Tabla 1. La media del grupo CPA corresponde a 7,7017 puntos (7,70 redondeado).

Normalidad de las distribuciones

Los resultados reportados de Shapiro-Wilk fueron W = 0,927 (p = 0,042) para la modalidad sin manipulativos y W = 0,929 (p = 0,046) para la secuencia CPA. Los dos valores p son inferiores a 0,05; bajo este criterio se rechazó la hipótesis de normalidad en ambas distribuciones. Los resultados de Kolmogorov-Smirnov también se presentan de acuerdo con el archivo original (Tabla 2).

Doi: https://doi.org/10.63688/2a1afw41

ISSN: 3091-1672
Vol. 3 Núm. 1 (2026)

Tabla 2.

Pruebas de normalidad por grupo

Grupo	K-S: D	K-S: p	S-W: W	S-W: p
Sin material concreto	0,183	0,012	0,927	0,042
Secuencia CPA	0,190	0,007	0,929	0,046

Nota. K-S = Kolmogorov-Smirnov (corrección de Lilliefors); S-W = Shapiro-Wilk.

Comparación entre grupos y tamaño del efecto

La prueba bilateral U de Mann-Whitney se reportó con U = 769, Z = 4,744 y p < 0,001. El rango promedio fue 41,13 en el grupo CPA y 19,87 en el grupo de comparación. Esos rangos son compatibles aritméticamente con U = 769 cuando se atribuye al grupo CPA; para dos grupos de 30 participantes, su valor complementario es 131. La diferencia significativa informada no demuestra por sí misma una equivalencia inicial de los grupos ni una relación causal.

Tabla 3.

Contraste de Mann-Whitney informado en el manuscrito

Indicador	Valor reportado
Participantes (N)	60
U atribuida al grupo CPA	769,000
U complementaria (900 − 769)	131,000
W de Wilcoxon reportado	1234,000
Error estándar reportado	67,238
Z reportado	4,744
Significación bilateral	p < 0,001
Rango promedio CPA / comparación	41,13 / 19,87

Nota. Los estadísticos se reproducen del análisis comunicado originalmente. El valor U complementario se obtiene mediante 900 − 769 y no representa una prueba adicional.

A partir del Z reportado, $r = |4,744|/\sqrt{60} \approx 0,61$. Este índice corresponde convencionalmente a una magnitud grande; sin embargo, no demuestra causalidad ni permite identificar por separado los efectos de las piezas físicas y de la progresión CPA.

4. DISCUSIÓN

Doi: https://doi.org/10.63688/2a1afw41

ISSN: 3091-1672
Vol. 3 Núm. 1 (2026)

Las diferencias observadas en el postest favorecieron al grupo que participó en la secuencia CPA. Desde la perspectiva didáctica, este resultado es compatible con la posibilidad de que conectar configuraciones geométricas, dibujos y expresiones simbólicas apoye la identificación de estructuras algebraicas. La asociación no debe atribuirse exclusivamente al cartón prensado: la intervención integró materiales físicos, representaciones pictóricas, explicación docente y formalización abstracta. Sin comparaciones específicas entre estos componentes no es posible estimar su aportación individual.

Iyamuremye y Burns (2025) estudiaron una intervención CPA con fichas algebraicas en una población de octavo grado e incluyeron mediciones antes y después de la enseñanza, a diferencia del postest único utilizado aquí. Núñez-López et al. (2024) también documentaron diferencias favorables al trabajo con fichas algebraicas y un menor número de errores en secundaria. Stemele y Asvat (2024) examinaron dificultades de estudiantes de noveno grado y reportaron mejoras tras la utilización de fichas. Estos antecedentes sostienen la pertinencia de considerar representaciones manipulativas, aunque sus diseños, muestras, contenidos y condiciones de enseñanza limitan las comparaciones directas.

En el plano de la visualización, Schoenherr et al. (2024) informan un efecto medio en su metaanálisis de intervenciones con visualizaciones externas; Balda Álvaréz et al. (2024) muestran posibilidades de exploración algebraica con un manipulativo virtual. Tales resultados no autorizan a concluir que el medio físico sea superior al digital ni que el rendimiento aquí observado provenga de un componente aislado. Más bien indican que la articulación entre la representación utilizada y el contenido matemático es un aspecto que merece evaluación específica.

La interpretación inclusiva también requiere cautela. Que los participantes fueran previamente identificados con necesidades educativas específicas no asociadas a la discapacidad no permite inferir que compartieran los mismos apoyos, dificultades o experiencias. Como señalan Roos (2023) y Rivadeneira-González y Fernández-Fernández (2024), la participación depende de las oportunidades concretas y las adaptaciones pertinentes. En el estudio no se dispone de una caracterización agregada de esos apoyos ni de análisis diferenciados, por lo que no puede afirmarse que la intervención haya producido el mismo resultado en todas las necesidades educativas presentes.

Doi: https://doi.org/10.63688/2a1afw41

ISSN: 3091-1672
Vol. 3 Núm. 1 (2026)

El principal límite de inferencia es la ausencia de pretest: no se puede establecer si ambos grupos tenían conocimientos comparables de factorización antes de la enseñanza. La selección intencional y la asignación no aleatoria añaden posibilidades de diferencias previas; además, las tres clases impartidas durante una semana y la ausencia de seguimiento posterior impiden determinar la persistencia del aprendizaje. La prueba final global tampoco permite distinguir de forma completa entre comprensión conceptual y ejecución procedimental. La falta de caracterización desagregada de los apoyos educativos, de registro por fase y de disponibilidad de los datos originales limita la reproducción y comprobación independiente de los hallazgos.

En consecuencia, el tamaño del efecto $r = 0,61$, calculado con el Z informado, expresa la magnitud estadística del contraste reportado y no un efecto causal atribuible únicamente al material físico. Estudios posteriores deberían documentar las condiciones de participación, disponer de evaluaciones iniciales y diferidas y describir la distribución temporal de las tareas. Los resultados estadísticos y las salvaguardas éticas deben presentarse de acuerdo con los respaldos que efectivamente existan.

5. CONCLUSIÓN

En la muestra estudiada, la secuencia concreto-pictórico-abstracta con material manipulativo se asoció con un rendimiento superior en la evaluación final de factorización respecto de la enseñanza centrada en fórmulas y procedimientos algebraicos. Este resultado es compatible con el valor pedagógico de conectar representaciones físicas, gráficas y simbólicas, particularmente en contenidos que requieren reconocer equivalencias entre expresiones y productos de factores.

No obstante, las diferencias corresponden a una comparación posterior entre grupos no equivalentes. La ausencia de medición inicial y asignación aleatoria, la intervención de una semana y la falta de seguimiento impiden determinar si la secuencia produjo el cambio observado o si sus posibles ventajas se mantuvieron en el tiempo. Tampoco es posible separar el papel de las piezas manipulativas del resto de la secuencia didáctica.

Se recomienda evaluar la aplicación de secuencias CPA con documentación suficiente de las actividades, instrumentos y apoyos inclusivos, e incorporar pretest, seguimiento posterior y procedimientos de asignación más rigurosos cuando sean viables. Estas medidas permitirían

Doi: https://doi.org/10.63688/2a1afw41

analizar con mayor precisión el aprendizaje de la factorización y el alcance de los resultados en estudiantes con necesidades educativas específicas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Azzumar, F., & Juandi, D. (2023). Concrete-pictorial-abstract approaches to mathematics education: A systematic literature review. *Journal of Mathematics and Mathematics Education, 13*(1), 1–11. https://doi.org/10.20961/jmme.v13i1.73962

Balda Álvaréz, P. A., Chacón-Castro, M., Busain, R. S., & Jadán-Guerrero, J. (2024). A didactic proposal for teaching factorization cases of expressions of the form $ax^2 + by + cx + ay + exy + f$ through Mathigon. *Eurasia Journal of Mathematics, Science and Technology Education, 20*(10), em2514. https://doi.org/10.29333/ejmste/15198

Byrne, E. M., Jensen, H., Thomsen, B. S., & Ramchandani, P. G. (2023). Educational interventions involving physical manipulatives for improving children's learning and development: A scoping review. *Review of Education, 11*(2), e3400. https://doi.org/10.1002/rev3.3400

Iyamuremye, E., & Burns, D. (2025). Concrete-pictorial-abstract instruction: Enhancing students' learning motivation and achievement in mathematics. *Cogent Education, 12*(1), 2558303. https://doi.org/10.1080/2331186X.2025.2558303

Litke, E., Candela, A., Boston, M., & Dietiker, L. (2024). Unraveling high-quality mathematics teaching in algebra: Insights from overlaying domain-specific and content-specific observation instruments. *ZDM – Mathematics Education, 56*(5), 1011–1027. https://doi.org/10.1007/s11858-024-01606-7

Nelson, G., Crawford, A., Hunt, J., Park, S., Leckie, E., Duarte, A., Brafford, T., Ramos-Duke, M., & Zarate, K. (2022). A systematic review of research syntheses on students with mathematics learning disabilities and difficulties. *Learning Disabilities Research & Practice, 37*(1), 18–36. https://doi.org/10.1111/ldrp.12272

Núñez-López, J. A., Molina-García, D., González-Fernández, J. L., & Fernández-Suárez, I. (2024). Enhancing the acquisition of basic algebraic principles using algebra tiles. *Eurasia Journal of Mathematics, Science and Technology Education, 20*(7), em2473. https://doi.org/10.29333/ejmste/14750

Osei, W., & Agyei, D. D. (2024). Analyses of algebra knowledge and difficulties among Ghanaian Junior High School learners: Insights from standard-based mathematics curriculum implementation. *Social Sciences & Humanities Open, 10*, 101019. https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2024.101019

Quane, K. (2025). The confluence of attitudes towards mathematics and pedagogical practice: Evaluating the use of mathematical manipulatives. *Mathematics Education Research Journal, 37*(2), 369–398. https://doi.org/10.1007/s13394-024-00494-0

Rivadeneira-González, E., & Fernández-Fernández, M. (2024). Estrategia metodológica para atención de estudiantes con necesidades educativas especiales no asociadas a la discapacidad en sector rural de Ecuador. *Revista Innova Educación, 6*(2), 55–72. https://doi.org/10.35622/j.rie.2024.02.004

Rizzo, K. A., & Volta, L. (2022). Rompecabezas, adivinanzas y algo más: Una propuesta para la factorización de expresiones algebraicas. *UNIÓN – Revista Iberoamericana de Educación Matemática, 18*(65), 1–21. https://www.revistaunion.org.fespm.es/index.php/UNION/article/view/991

Roos, H. (2023). Students' voices of inclusion in mathematics education. *Educational Studies in Mathematics, 113*(2), 229–249. https://doi.org/10.1007/s10649-023-10213-4

Schoenherr, J., & Schukajlow, S. (2024). Characterizing external visualization in mathematics education research: A scoping review. *ZDM – Mathematics Education, 56*(1), 73–85. https://doi.org/10.1007/s11858-023-01494-3

Schoenherr, J., Strohmaier, A. R., & Schukajlow, S. (2024). Learning with visualizations helps: A meta-analysis of visualization interventions in mathematics education. *Educational Research Review, 45*, 100639. https://doi.org/10.1016/j.edurev.2024.100639

Stemele, B. P., & Asvat, Z. J. (2024). Exploring learner errors and misconceptions in algebraic expressions with Grade 9 learners through the use of algebra tiles. *African Journal of Research in Mathematics, Science and Technology Education, 28*(1), 153–170. https://doi.org/10.1080/18117295.2024.2334989

Wilkie, K. J. (2024). Coordinating visual and algebraic reasoning with quadratic functions. *Mathematics Education Research Journal, 36*(1), 33–69. https://doi.org/10.1007/s13394-022-00426-w

Zavala Urquizo, D. F., Almeida Flores, A. A., & Flores Morales, H. S. (2025). Didactic adaptations for teaching mathematics to students with specific educational needs in the ninth year of general basic education. *Espirales Revista Multidisciplinaria de Investigación, 8*(52), 46–53. https://doi.org/10.31876/er.v8i1.880

CONFLICTO DE INTERESES

No existe.

FINANCIAMIENTO

No aplica.

CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

Conceptualización: Leonardo Luis Jaramillo Guayo y Norma Isabel Allauca Sandoval.
Metodología: Leonardo Luis Jaramillo Guayo y Norma Isabel Allauca Sandoval.
Investigación: Leonardo Luis Jaramillo Guayo y Norma Isabel Allauca Sandoval.
Redacción – borrador original: Leonardo Luis Jaramillo Guayo y Norma Isabel Allauca Sandoval.
Redacción – revisión y edición: Leonardo Luis Jaramillo Guayo y Norma Isabel Allauca Sandoval.