

INFLUENCIA DE VARIABLES COGNITIVAS Y MOTIVACIONALES EN EL RENDIMIENTO ACADÉMICO EN MATEMÁTICAS EN ESTUDIANTES CHILENOS

**(INFLUENCE OF COGNITIVE AND MOTIVATIONAL VARIABLES IN
ACADEMIC MATHEMATICS PERFORMANCE IN CHILEAN STUDENTS)**

Gamal Cerda
Universidad de Concepción, Chile

Carlos Pérez
Universidad de O'Higgins, Chile

Eva M. Romera
Rosario Ortega-Ruiz
José A. Casas
Universidad de Córdoba

DOI: 10.5944/educXX1.19052

Cómo referenciar este artículo/How to reference this article:

Cerda, G.; Romera, E. M.; Casas, J. A.; Pérez, C. y Ortega-Ruiz, R. (2017). Influencia de variables cognitivas y motivacionales en el rendimiento académico en matemáticas en estudiantes chilenos. *Educación XX1*, 20(2), 365-385, doi: 10.5944/educXX1.19052

Cerda, G.; Romera, E. M.; Casas, J. A.; Pérez, C. & Ortega-Ruiz, R. (2017). Influencia de variables cognitivas y motivacionales en el rendimiento académico en matemáticas en estudiantes chilenos. [Influence of cognitive and motivational variables in academic mathematics performance in Chilean students]. *Educación XX1*, 20(2), 365-385, doi: 10.5944/educXX1.19052

RESUMEN

Además de los procesos cognitivos y niveles de abstracción propios de su naturaleza disciplinar, la motivación o predisposición hacia las matemáticas interactúa de forma relevante con el rendimiento académico en ella. Este estudio busca cuantificar el efecto que puede tener la incorporación de la variable predisposición hacia las matemáticas dentro de un modelo complejo que, además, considera las habilidades cognitivas como el razonamiento lógico formal y de los niveles de inteligencia lógica de tipo inductivo que posea el estudiante sobre el rendimiento académico en matemáticas, y evaluar hasta qué punto el éxito en dicha asignatura retroalimenta e influye en el logro académico general. Para esto, se utilizaron diferentes instrumentos para medir la predisposición, como el Test of Logical Thinking (TOLT), el Test de Inteligencia Lógica Superior

(TILS) y una escala de tipo Likert para medir la predisposición hacia las matemáticas. La interacción de las variables se modeló mediante ecuaciones estructurales, desde donde se pudo apreciar el importante rol que desempeña esta predisposición hacia las matemáticas en el rendimiento de esta disciplina, y cómo además dicha predisposición interactúa y modula la incidencia de los factores cognitivos sobre el rendimiento académico general, atenuando la fuerza de sus relaciones univariantes. Se discute el rol educativo de estos hallazgos, como también las posibles vías para mejorar una predisposición negativa hacia las tareas matemáticas en el dominio escolar.

PALABRAS CLAVE

Motivación; enseñanza de las matemáticas; razonamiento inductivo; razonamiento formal; matemáticas; ecuaciones estructurales.

ABSTRACT

Apart from cognitive processes and the levels of abstraction in mathematics, predisposition or motivation for mathematical tasks interacts with academic mathematics performance in a significant manner. The objective of this study is to measure the effect of incorporating a variable of predisposition to mathematical tasks to a complex model, which also considers the student's formal and inductive logical reasoning skills regarding academic mathematics performance. Our aim is to assess to what extent success in mathematics provides feedback to students and how it influences overall academic achievement. In order to do so, different instruments were used, such as TOLT (Test of Logical Thinking), TILS (Test of Higher Logical Thinking) and a Likert-type scale to measure the predisposition for mathematical tasks. The interaction between variables was modeled using structural equations. The results show the important role that predisposition for mathematical tasks plays in academic performance. They also show how this predisposition interacts and modulates the effect of cognitive factors on overall academic performance, and how it also mitigates the strength of their univariate relationships. The educational role of these findings is discussed, as well as possible ways of improving a negative predisposition towards mathematical tasks in school environments.

KEYWORDS

Learning motivation; mathematics education; Equations (Mathematics); reasoning; structural equations.

INTRODUCCIÓN

Resulta de gran interés en las investigaciones sobre enseñanza y aprendizaje de la matemática, poder encontrar predictores del rendimiento en esta disciplinar escolar. Diversos estudios señalan que existe una estrecha relación entre el nivel de desarrollo de los esquemas de razonamiento formal e inductivo y los resultados alcanzados por los estudiantes en evaluaciones de desempeño escolar, tanto en ciencias como en matemáticas y resolución de problemas (Aguilar, Navarro, López y Alcalde, 2002; Jones, Gardner, Taylor, Wiebe & Forrester, 2011; Maris & Difabio, 2009; Navarro, Aguilar, Marchena, Ruiz y Ramiro, 2011; Núñez *et al.*, 2007). Los estudiantes con mayores niveles de pensamiento formal son capaces de organizar y recordar más información relevante y de carácter situacional, aspecto fundamental a la hora de comprender la naturaleza del problema (Orrantia, Tarín y Vicente, 2011; Roselli, Ardila, Matute & Inozemtseva, 2009). Del mismo modo, se ha observado que una mayor capacidad de razonamiento matemático complejo puede estar relacionada con patrones más bilaterales de activación cerebral y que el aumento de la activación en las regiones parietales y frontales de los adolescentes en las matemáticas estaría asociado con habilidades superiores de procesamiento viso-espacial y de razonamiento lógico (Desco *et al.*, 2011).

El razonamiento inductivo es una habilidad cognitiva que permite inferir a través de la comparación de casos particulares, la norma o ley general que los rige, como también extraer de determinadas premisas una conclusión general. La relación entre el razonamiento inductivo y el rendimiento académico es especialmente relevante (Barkl, Porter & Ginns, 2012; Cerda, Ortega, Pérez, Flores y Melipillán, 2011; Klauer & Phye, 2008). En esta línea, Taub, Floyd, Keith y McGrew (2008), mostraron que la inteligencia fluida tenía un efecto directo significativo en el rendimiento en matemáticas al utilizar estrategias que están directamente implicadas en el logro matemático, siendo a su vez el razonamiento inductivo el factor más determinante en el constructo latente de inteligencia fluida.

La matemática suele constituir una asignatura hacia la que muchos estudiantes manifiestan una predisposición de carácter negativo. Esta predisposición refractaria suele estar anclada en diversos factores explicativos, entre los que se pueden mencionar, el método utilizado, las expectativas y estilo del profesor, las propias creencias o la influencia de los estereotipos sobre el logro en la disciplina basados en factores sociales y culturales (Güven & Cabakcor, 2013; Moenikia & Zahed-Babelan, 2010; Vandecandelaere, Speybroeck, Vanlaar, De Fraine & Van Damme, 2012; Yaratán & Kasapoğlu, 2012). Cuando la predisposición y creencias negativas asociadas a las matemáticas se consolidan en una actitud desfavorable de parte de los

estudiantes, las consecuencias se traducen generalmente en una más baja evaluación de los recursos y en una menor capacidad de perseverar y esforzarse al abordar tareas en este ámbito por parte de ellos (Nasiriyán, Azar, Noruzy & Dalvand, 2011).

Esta relación compleja y presumiblemente interdependiente entre factores de carácter cognitivo y de carácter motivacional ha ido adquiriendo mayor interés en los estudios recientes sobre los procesos de activación, adquisición y construcción del conocimiento escolar y su incidencia en la obtención de rendimientos académicos positivos (Martín, Martínez-Arias, Marchesi y Pérez, 2008; Miñano y Castejón, 2011). Las conclusiones de estos estudios se replican en el ámbito del aprendizaje de las matemáticas, donde factores como la motivación o la ansiedad hacia esta materia escolar, los niveles de inteligencia y la actitud académica parecen estar fuertemente interconectados (Morony, Kleitman, Ping, Lee & Stankov, 2013; Rosário et al., 2012; Selkirk et al., 2011; Suárez-Álvarez, Fernández & Muñiz, 2013). En general, la motivación y las emociones respecto de la matemática pueden favorecer o bloquear un buen desempeño en ella (Núñez-Peña, Suárez-Pellicioni & Bono, 2013; Schweinle, Meyer & Turner, 2006). Del mismo modo, las creencias, los estereotipos y las expectativas de logro parecen tener una relación directa con el logro en matemáticas (Hailikari, Nevgi & Komulainen, 2008; Nosek & Smyth, 2011; Selkirk, Bouchev & Eccles, 2011), así como factores algo más alejados como el autoconcepto y algo más directos, como la autoeficacia en las tareas de ejecución de una disciplina escolar universal como es la matemática (Parker, Marsh, Ciarrochia, Marshall & Abduljabbar, 2013).

En este sentido, algunos estudios ponen en evidencia que los estudiantes con altas capacidades cognitivas tienden a tener una predisposición más positiva hacia las matemáticas, pues parecen utilizar un mayor repertorio de estrategias para optimizar su rendimiento, lo que da cuenta de aspectos volitivos y cognitivos implicados para mejorar el rendimiento y en sus aspiraciones futuras (Cleary & Chen, 2009; Ganley & Vasilyeva, 2011; Lee & Stankov, 2013; Martín et al., 2008).

Así pues, reviste interés indagar en el peso e interrelación que tienen los factores cognitivos como los motivacionales, dado que la predisposición hacia las tareas matemáticas pareciera jugar un rol modulador del desempeño escolar e incluso de la actualización de las habilidades cognitivas asociadas a este ámbito. De esta manera, se podría avanzar en la comprensión de la interrelación entre aspectos motivacionales, cognición y rendimiento en matemáticas, como también en la resolución de problemas (Akin & Kurbanoglu, 2011; Guven & Cabakcor, 2013; Zan, Brown, Evans & Hannula, 2006).

Este estudio persigue evidenciar el efecto de incorporar la variable motivacional en los modelos de interacción cognitiva, proponiendo un modelo que incorpora ambas dimensiones, cognitiva y motivacional, acercándose con ello a paradigmas más adecuados a la realidad escolar, considerando todas estas variables de forma simultánea, para estructurar modelos predictivos de mayor complejidad y potencial explicativo.

De esta manera, los objetivos específicos del presente estudio son: a) presentar un modelo explicativo del rendimiento académico en matemáticas basado en los aspectos cognitivos de razonamiento inductivo y razonamiento formal; b) ampliar el modelo anterior incorporando la variable de predisposición hacia las matemáticas, como manera de conocer el efecto en la interrelación conjunta en el rendimiento académico en matemáticas. Adicionalmente se entregan antecedentes de los principales índices del estudio previo realizado para determinar la validez de la escala para evaluar la predisposición hacia las matemáticas que se incorpora en estos modelos.

Para considerar los fenómenos en su verdadera complejidad desde una perspectiva realista, se postula utilizar un modelo de ecuaciones estructurales en esta investigación, abandonando la estadística uni y bivalente, e incorporando múltiples variables tanto endógenas como exógenas, introduciendo la perspectiva confirmatoria en el modelado estadístico. El modelo hipotetizado para el objetivo b) postula encontrar una relación inversa y significativa entre la predisposición hacia las matemáticas (entendida en un sentido desfavorable) y el rendimiento en la asignatura. Dicha predisposición se relaciona de forma negativa con la inteligencia lógica y el nivel de desarrollo de los esquemas de razonamiento formal. Por su parte, la inteligencia lógica y el nivel de desarrollo de los esquemas de razonamiento formal se relacionan de forma directa y positiva con el rendimiento en matemáticas. Existiría también, en este nivel, una relación directa entre los niveles de desarrollo de los esquemas de razonamiento formal y la inteligencia lógica. Se postula, finalmente, un efecto indirecto de la predisposición hacia las matemáticas con la inteligencia lógica y los esquemas de razonamiento formal, como también un efecto indirecto de esta interacción conjunta sobre el rendimiento académico general.

METODOLOGÍA

Participantes

Para este estudio, participaron un total de 762 estudiantes de Enseñanza Media de Chile (52,2 % chicos), con edades comprendidas entre los 13 y los 20 años ($M = 15.87$; $DT = 1.30$) escolarizados en los cuatro cursos de la educación

secundaria chilena, y pertenecientes a cinco centros educativos de la región del Bío Bío. Un total de 40 aulas aproximadamente. Para obtener la muestra se realizó un muestreo de tipo probabilístico incidental por accesibilidad, que permitiera representar la población escolar chilena del nivel secundario en función de parámetros de género, tipo de establecimiento y edad.

Instrumentos

Test de Inteligencia Lógica Superior (TILS). Estandarizado en Chile y con baremos por edad y extracción social (Cerde, Pérez y Melipillán, 2010). Es un Test de carácter figurativo, constituido por 50 series incompletas y de tiempo de respuesta controlado. Su versión chilena tiene un alfa de Cronbach de $\alpha = .95$. Cada serie presenta cuatro figuras de carácter geométrico unidas por un patrón en el que la persona encuestada debe elegir entre cinco posibilidades que se presentan, aquella alternativa que considere completa adecuadamente la serie. Este test mide los niveles de inteligencia lógica de tipo inductivo, pues los estudiantes deben encontrar la regla general que subyace a la serie figurativa a completar.

Test of Logical Thinking (TOLT). Es un Test adaptado en Chile (Cerde, 2012) a partir de la versión en castellano de Acevedo y Oliva (1995). En su adaptación en Chile presentó un alto índice de consistencia interna ($\alpha = .92$). El Test evalúa cinco esquemas de razonamiento lógico formal: *proporcionalidad* (PP), *control de variables* (CV), *probabilidad* (PB), *correlación* (CR) y *combinatoria* (CB). El test consta de 10 cuestiones o problemas matemáticos, en cada uno de los cuales se pide elegir una opción entre cinco que señale por un lado el resultado y por otro la razón de tal elección. Tiene un tiempo de aplicación controlado. Los análisis Factoriales Exploratorio (AFE) y Factorial Confirmatorio (AFC) sumado a los análisis de fiabilidad permitieron comprobar que el TOLT tiene un alto índice de consistencia interna ($\alpha = .92$), y respecto de su validez, los análisis entregaron índices adecuados. Adicionalmente, se realizó un análisis de correlaciones para dar cuenta de la existencia de un único factor de segundo orden, que fundamentara asignar un puntaje global al test, como el que en definitiva se utilizó. Los resultados de este análisis correspondieron a un $\chi^2(31) = 38.430$, $p = .168$; CFI = .99; NNFI = .99; RMSEA = .01; 95 % IC (.00-03), lo cual permite concluir que el modelo de un factor de segundo orden ajusta de manera adecuada los datos analizados, lo que permite asumir el uso de su puntuación global en el análisis.

Escala de Predisposición hacia las Matemáticas (EPMAT). Es una escala tipo Likert de 6 ítems, ante los cuales el estudiante debe manifestar su grado de acuerdo con el enunciado, el que va desde 1 (*en total desacuerdo*) hasta 5

(*totalmente de acuerdo*). El cuestionario se basa en el test de actitud hacia las matemáticas diseñado por Del Rey, Madera y Ortega (2011), originalmente compuesto por tres dimensiones: autoconfianza, resiliencia y bloqueo o predisposición negativa ante las matemáticas, y un total de 13 ítems. Dicho cuestionario fue elegido como base por la sencillez de sus preguntas, su cantidad de ítems y los buenos resultados de su análisis psicométrico. Para nuestro estudio, el cuestionario aplicado en Chile quedó constituido por seis de esos ítems, que examinan la predisposición negativa del estudiante frente a las matemáticas. Los ítems considerados fueron los siguientes: «En matemáticas sé que no voy a tener éxito», «Mis resultados en matemáticas siempre han sido malos», «No sirvo para las matemáticas», «Las matemáticas no me gustan», «Nunca me salen los problemas», «Las operaciones con números me resultan fáciles». El índice de confiabilidad de esta versión resultó adecuado ($\alpha = .82$). Los análisis de validez son entregados con detalle en la sección de resultados.

Para la variable *rendimiento* en matemáticas se utilizó el *promedio de calificaciones* de los estudiantes en la asignatura según el nivel en que cursa en educación secundaria. En el caso del *promedio académico general* se utilizó el promedio de todas las asignaturas que tiene el estudiante sin considerar en este la calificación de matemáticas. Todas las calificaciones fueron extraídas de documentos oficiales de los establecimientos, previa celebración de protocolos de acceso informado con ellos.

PROCEDIMIENTO Y ANÁLISIS DE DATOS

La recogida de datos se llevó a cabo el curso 2012/2013. Cada uno de los instrumentos utilizados fue previamente pilotado en una etapa anterior a este estudio, con el objeto de valorar la comprensión de las instrucciones, el tiempo de ejecución, influencia de la fatiga, la posible ambigüedad de los enunciados, comprensión de los problemas y otros factores que pudieran distorsionar las respuestas y explicaciones que se obtuvieran. El contacto con los centros se realizó mediante carta informativa, estableciendo protocolos de consentimiento informado, y se nombró a un responsable por establecimiento, que normalmente era el profesor o profesora de la asignatura de matemáticas. El alumnado realizó las pruebas de manera voluntaria y durante la propia jornada escolar en diferentes días, con una duración total de 30 minutos de realización para el TILS, otros 30 minutos de duración en el TOLT y unos 10 minutos para el cuestionario de predisposición hacia las matemáticas.

Para el análisis de los datos, se optó por representar la interacción entre los factores mediante un modelo de ecuaciones estructurales. El mé-

todo de estimación empleado ha sido el de máxima verosimilitud robusta (RML), debido a la naturaleza principalmente ordinal de los datos analizados (Flora & Curran, 2004). Siguiendo las recomendaciones de Hu & Bentler (1999), se ha utilizado una combinación de varios índices para someter a contraste la idoneidad de los modelos propuestos, destacando el estadístico chi-cuadrado de Satorra & Bentler (2001), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de ajuste no normalidad (NNFI) y el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA). Se considera que un modelo tiene un ajuste óptimo cuando la ratio entre el estadístico chi-cuadrado no es significativo, los índices de ajuste son iguales o superiores a .95 y el RMSEA es menor a .05 (Hu & Bentler, 1999; Jöreskog, 1994). Por último, se han estimado los coeficientes de regresión estandarizados incluidos dentro del modelo, analizándose su nivel de significación. El análisis de datos se ha realizado con el software estadístico EQS, en su versión 6.2. En el caso del proceso de validación de la escala se aplicaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios utilizando el programa estadístico Mplus 6.1.

RESULTADOS

Validez de la Escala de predisposición hacia las matemáticas

El proceso de validación en Chile ($n=1526$, edades entre 9 y 18 años, 48.9 % chicos) mediante un primer Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con el método de máxima verosimilitud robusta con el ajuste de Satorra-Bentler no arrojó evidencia suficiente para confirmar la existencia de las tres dimensiones (ver Tabla1) originalmente propuestas por las autoras españolas del test (Cerdeira, Ortega-Ruiz, Casas, Del Rey, y Pérez, 2016). Para el caso de dos factores, la solución se ajustaba medianamente ($\chi^2(53) = 148.77$, CFI = 0.95, TLI = 0.93, RMSEA = 0.06 y SRMR = 0.04). Posteriormente se decidió eliminar uno de los ítems por presentar una carga factorial inferior a 0.30 en ambos factores, se procedió a su eliminación y a solicitar nuevamente la extracción de dos factores a partir de los restantes ítems. Los resultados obtenidos correspondieron a un $\chi^2(43) = 123.32$, CFI = 0.96, TLI = 0.94, RMSEA = 0.06 y SRMR = 0.04. A partir de estos nuevos resultados y de la matriz de cargas factoriales de los ítems, se tomó la decisión de crear una escala unidimensional que solo midiera el factor actitudinal. Para ello, se seleccionaron los ítems que formaban el primer factor (ítems: 1, 3, 4, 6, 9, 10, 11, 12 y 13) y se procedió a llevar a cabo un nuevo análisis factorial exploratorio sobre dichos ítems. Los estadísticos de calidad de ajuste para la solución de un factor correspondieron a $\chi^2(27) = 92.17$, CFI = 0.96, TLI = 0.95, RMSEA = 0.07 y SRMR = 0.04, lo cual indica un adecuado ajuste. Al analizar las cargas factoriales de los ítems, se observó que aquellas correspondien-

tes a los ítems 3, 10 y 12 resultaban bastante inferiores a las restantes, por lo que se decidió eliminar dichos ítems y realizar nuevamente el análisis. Los resultados de calidad de ajuste indicaron una mejora, $\chi^2(9) = 19.46$, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.05 y SRMR = 0.02. Con posterioridad se realizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), con el objetivo de someter a confirmación la estructura de 1 factor identificada en el análisis anterior, mediante el método de estimación de máxima verosimilitud con el ajuste de Satorra-Bentler.

Los resultados obtenidos tras la realización del análisis correspondieron a un $\chi^2(9) = 29.28$, $p < .001$, CFI = 0.98, TLI = 0.97 y RMSEA = 0.06. Dados los resultados anteriores, se concluye que el modelo muestra un adecuado ajuste a los datos. Al analizar los índices de modificación se observó que el mayor aumento en la calidad del ajuste se lograría permitiendo estimar libremente una covarianza entre los errores de los ítems 9 y 13. Debido a lo anterior, se procedió a modificar el modelo inicial a objeto de incluir esta modificación y a llevar a cabo nuevamente los análisis. Los resultados de calidad del ajuste de este segundo análisis correspondieron a un $\chi^2(8) = 17.63$, $p = .02$, CFI = 0.99, TLI = 0.98 y RMSEA = 0.05.

Al analizar estos resultados se concluye que el nuevo modelo evidencia una mejora en el ajuste cuando se le compara con los criterios de interpretación sugeridos (valores de CFI/TLI mayores o iguales a 0.95 y valores de RMSEA iguales o inferiores a 0.08). En cuanto a las cargas factoriales, todas ellas resultaron estadísticamente significativas. En cuanto a la correlación entre los ítems 9 y 13, está correspondió a $r = -0.18$, $p < .001$. Hay adecuación de la matriz de correlaciones, test de esfericidad de Bartlett $\chi^2(15) = 2673.27$, $p = .000$, KMO = .857, determinante de la matriz .165, bondad de ajuste $\chi^2(9) = 49.613$, $p = .000$. Las cargas factoriales de los ítems fueron (ítem1 = 0.75; ítem4 = 0.68; ítem6 = 0.85; ítem9 = 0.70; ítem11 = 0.64 e ítem13 = -0.51).

Modelo de ecuaciones estructurales para variables cognitivas

Atendiendo al primer objetivo de esta investigación, se ha realizado un primer modelo explicativo que considera únicamente el efecto de las variables cognitivas sobre el rendimiento académico. Para ello, la Figura 1 muestra el resultado del modelado mediante ecuaciones estructurales de las variables Inteligencia Lógica, Esquemas de razonamiento formal, promedio de calificaciones en matemáticas, respecto del promedio general de calificaciones. Como se puede observar a partir de los coeficientes de regresión estandarizados hay una directa relación del nivel de desarrollo de los esquemas de razonamiento formal y el nivel de inteligencia lógica que presentan los estudiantes ($\beta = .52$; $p < .001$), también se visualiza que este

nivel de desarrollo del razonamiento de esquemas lógico formales incide sobre el rendimiento en matemáticas ($\beta = .28$; $p < .001$), y también incide en el rendimiento académico global ($\beta = .27$; $p < .001$). Los niveles de inteligencia lógica por su parte también inciden en el promedio en matemáticas ($\beta = .05$; $p < .001$), y en el rendimiento académico general que alcanzan los estudiantes ($\beta = .12$; $p < .001$), aunque con menor peso que la variable de los esquemas de razonamiento formal. Por último, se constata que el promedio de calificaciones incide de forma relevante en el promedio de calificaciones general ($\beta = .59$; $p < .001$).

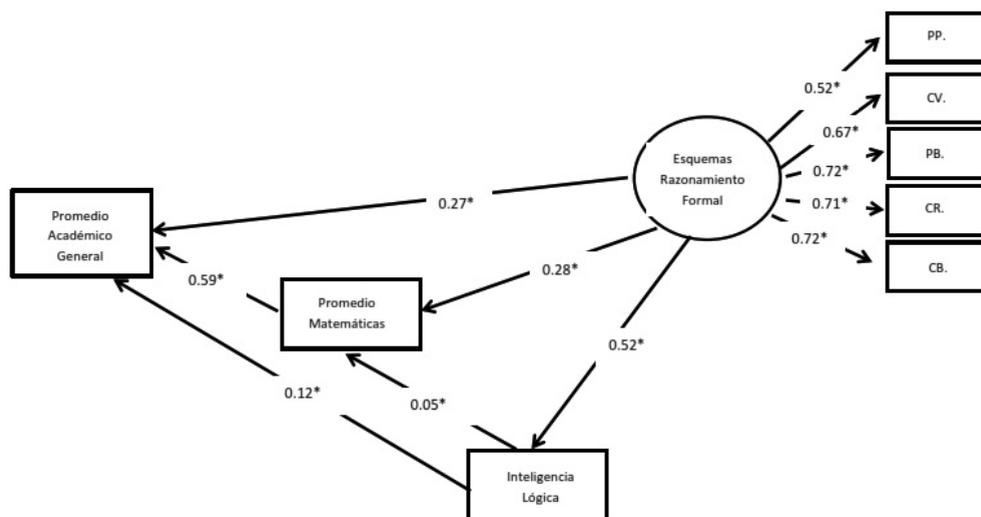


Figura 1. Modelo de Ecuaciones Estructurales para la interacción de las variables cognitivas con el rendimiento académico en matemáticas

Modelo de ecuaciones estructurales para variables cognitivas y predisposición

En relación con el segundo objetivo de esta investigación, se ha realizado un modelo de ecuaciones estructurales (ver Figura 2) para analizar la influencia de la predisposición hacia las matemáticas en el modelo anterior. De esta manera, el nuevo modelo da cuenta de la interrelación entre el nivel de desarrollo de esquemas de razonamiento formal, nivel de inteligencia lógica y también en el promedio de calificaciones en matemáticas. Del mismo modo, estas variables de razonamiento lógico y formal y el promedio de calificaciones en matemáticas, a su vez, influyen en el promedio general de calificaciones de estudiantes chilenos de nivel secundario.

Para ello, el modelo se generó considerando el factor latente *predisposición negativa hacia las matemáticas*, y las cuatro variables tipificadas de acuerdo a la Tabla 1.

Tabla 1
 Matriz de covarianzas de las variables que componen el modelo

	M (SD)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Promedio matemáticas	4.92 (1.10)	1.21									
Promedio general	5.59 (.59)	.45	.34								
Esquemas de razonamiento formal	3.30 (3.04)	.87	.80	9.25							
Inteligencia lógica	28.23 (9.68)	2.04	2.11	13.77	93.84						
Item 1	2.34 (1.16)	-.55	-.21	-.80	-2.57	1.35					
Item 4	2.37 (1.16)	-.64	-.24	-.95	-2.56	.64	1.34				
Item 6	2.38 (1.31)	-.63	-.23	-.96	-2.97	.90	.85	1.71			
Item 9	2.82 (1.38)	-.61	-.17	-.90	-2.79	.77	.72	1.14	1.90		
Item 11	2.28 (.95)	-.40	-.17	-.67	-1.97	.46	.56	.63	.58	.90	
Item 13	3.30 (1.16)	.47	.19	.93	2.67	-.50	-.56	-.76	-.75	-.48	1.36

El ajuste del modelo se realizó siguiendo las consideraciones de Hu y Bentler (1999), mostrando un adecuado ajuste, puesto que los índices arrojan los resultados siguientes: $\chi^2_{SB} = 101.13$; $p = .519$., CFI = .97, NNFI = .96, RMSEA = .056; IC (.04-.06), lo que indica un modelo óptimo, donde se predice un 57,7 % de la varianza del promedio general de calificaciones de los estudiantes y un 35,8 % del promedio de calificaciones en matemáticas de los estudiantes mediante las ecuaciones:

Promedio académico General = .61·Promedio Matemáticas + .22·Esquema razonamiento formal + .15·Inteligencia Lógica + .10·Error.

Promedio Matemáticas = .0822·Esquema razonamiento formal - .03·Inteligencia Lógica - .58·Predisposición + .80·Error.

La relación existente entre las variables muestra la importancia de la variable asociada a la predisposición hacia las matemáticas, cuyos coeficientes de regresión estandarizados muestran su influencia inversa en el promedio de calificación en matemáticas ($\beta = -.58$; $p < .001$) al igual que en la inteligencia lógica inductiva ($\beta = -.18$; $p < .05$) y en el nivel de desarrollo de

los esquemas de razonamiento formales ($\beta = -.34$; $p < .001$). Existe también una relación destacable en cuanto a las variables de promedio de calificación en matemáticas ($\beta = .61$; $p < .05$), inteligencia lógica inductiva ($\beta = .15$; $p < .05$) y los esquemas de razonamiento formal ($\beta = .22$; $p < .05$) con respecto al promedio general de calificaciones de los estudiantes. Lo anterior indica una relación indirecta o medida por estas variables de la predisposición ante las matemáticas y la calificación general.

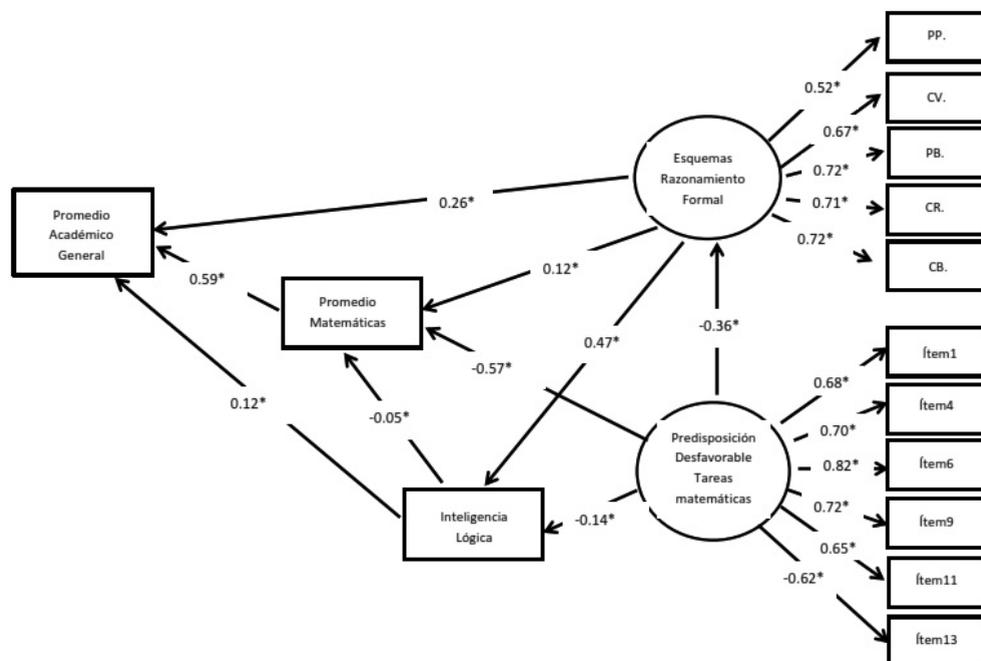


Figura 2. Modelo de Ecuaciones Estructurales propuesto para la interacción compleja de las variables cognitivas, afectivas y actitudinales

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

De acuerdo a los resultados de este estudio, hay evidencia suficiente para validar los objetivos de partida, pues del modelo se observa que la predisposición hacia las matemáticas resulta ser la variable con un mayor peso relativo en el rendimiento escolar en esta asignatura, lo que es coincidente con otros estudios que hacen hincapié en el rol modulador e incremental de las variables motivacionales a la hora de explicar el rendimiento académico cuando su efecto se modela junto a variables de tipo actitudinal o cognitivas (Cerdeza, *et al.*, 2015; Jansen *et al.*, 2013; Miñano y Castejón, 2011). La predisposición hacia las matemáticas, los esquemas de razonamiento formal y la inteligencia lógica explican un porcentaje importante de la variabilidad

observada en el rendimiento escolar de los estudiantes en matemáticas, y de ellas la predisposición presenta un peso ponderado superior. Incluso es capaz de atenuar el efecto directo de las variables de tipo cognitivo examinadas sobre el rendimiento en matemáticas. Si a este conjunto de variables sumamos el rendimiento obtenido en matemáticas, la totalidad de ellas explica alrededor de un 58 % de la varianza del rendimiento general de todas las asignaturas o materias escolares, exceptuando en este promedio la calificación de matemáticas. De igual modo, es importante destacar que al considerar exclusivamente el poder explicativo de las variables cognitivas, primer modelo de análisis, este da cuenta de cerca de un 10 % de la variabilidad de las calificaciones en la asignatura de matemáticas, pero si incorporamos la variable predisposición hacia las matemáticas, el poder explicativo conjunto de ellas sube a un poco más del 36 % de la variabilidad de las calificaciones en matemáticas, lo que da cuenta de un mejor modelo a la hora de explicar el rendimiento académico en ella.

Se debe hacer énfasis en la relación directa que existe entre el nivel de desarrollo de los esquemas formales de razonamiento, y el nivel de inteligencia lógica, lo que implica que aquellos estudiantes que poseen un mayor nivel de desarrollo de estos esquemas resuelven de mejor forma tareas que exigen la búsqueda de patrones o reglas subyacentes, redundando en un capital heurístico importante.

Por otro lado, la matemática es una materia del currículum escolar que requiere del manejo de habilidades cognitivas de carácter superior y de conocimientos interconectados y acumulativos que se van poniendo en práctica a medida que se va avanzando. Y ello cobra mayor relevancia cuando se ha constatado en este estudio, que quienes tienen un buen rendimiento escolar en matemáticas tienden a ser aquellos que obtienen un buen desempeño académico general ($\beta = .60$). Por lo mismo, cuando no se consigue progresar en el proceso de aprendizaje, quizás comience a incubarse una autopercepción de fracaso e incompetencia, provocando rechazo, ansiedad, frustración o bloqueo emocional en sucesivas experiencias de ejecución de tareas matemáticas (Molera, 2012), que puede extenderse al ámbito de aprendizaje en general. De hecho, los estudiantes con bajos desempeños en matemáticas, desde el momento inicial parecen generar una orientación a presentar conductas de evitación mientras que los exitosos tienden a mejorar más que sus iguales (Hirvonen, Tolvanen, Aunola & Numi, 2012; Kikas, Peets, Palu & Afanasjev, 2014). Ello permitiría explicar en parte los motivos por los que los estudiantes de secundaria presentan una menor predisposición favorable hacia las matemáticas que los grupos de estudiantes en niveles escolares iniciales, pues los primeros irían acumulando un repertorio más amplio de experiencias negativas en esta asignatura. También podría contribuir a esta explicación la actitud de los propios docentes ante

la asignatura, o la cantidad de apoyo por ellos brindado, lo que repercute claramente en su actitud hacia la matemáticas y sus propios juicios sobre sus recursos y capacidad respecto de ella (Marchisa, 2011).

Existen por tanto una serie de elementos externos que pueden estar explicando la relación entre aspectos motivacionales o afectivos y el rendimiento académico. A modo de ejemplo, se puede pensar en la prolongación de experiencias continuadas de fracaso (Miñano y Castejón, 2011; Shim, Ryan & Anderson, 2008) o la influencia de estereotipos creados dentro del contexto educativo, que pueden afectar directamente a la actitud que se adopta ante el aprendizaje (Thoman, Smith, Brown, Chase & Lee, 2013).

Aquellos estudiantes con predisposición positiva estarán más motivados para pensar matemáticamente y aprender los contenidos de la clase y, a su vez, probablemente estarán más fuertemente comprometidos con sus responsabilidades escolares que aquellos que poseen una disposición negativa (Kargar, Tarmizi, & Bayat, 2010). Ello nos lleva a pensar que la relación entre la predisposición hacia las matemáticas y rendimiento, más bien sería de tipo cíclica y no unidireccional.

Aunque diversos estudios muestran que una predisposición negativa influye en el rendimiento académico, consideramos al igual que Molera (2012), que son las experiencias de fracaso, incomprensión y desánimo continuado las que pueden provocar la construcción de una serie de creencias que condicionan los futuros aprendizajes y por tanto el rendimiento académico. Tampoco se deben descartar los sesgos de atribución o estereotipos ligados al aprendizaje de las matemáticas. De hecho, una investigación con estudiantes de alto rendimiento reveló que padres y apoderados explican los resultados de forma muy distinta de chicos y chicas, a ellos se les asigna la causa a su capacidad y a ellas a su esfuerzo y constancia (Jiménez, Murga, Gil, Téllez y Trillo, 2010). Del mismo modo, las chicas parecen presentar mayores niveles de ansiedad que los chicos frente a las tareas matemáticas (Devine, Fawcett, Scuzs & Dowker, 2012).

Por otro lado, los hallazgos de la presente investigación y que otros autores también han destacado (Miñano y Castejón, 2011; Valle *et al.*, 2003) podrían contribuir a esclarecer ciertas ambigüedades que parecen tener los factores cognitivos en el rendimiento académico, medido mediante pruebas de evaluación que no siempre se adecúan a la significatividad lógica y psicológica del aprendizaje de los estudiantes, ya que la predisposición refractaria hacia las tareas matemáticas podría estar también condicionando el éxito o fracaso en la asignatura de matemáticas y en el rendimiento general que estas exponen.

Otro aspecto interesante es el hecho de que el rendimiento en matemáticas influye además en el rendimiento académico general. Esta relación puede ser explicada no solo por la influencia del desarrollo de habilidades cognitivas como el razonamiento formal o inductivo, sino además por los componentes de carácter motivacional y los que se derivan del propio proceso de percepción del éxito en matemáticas, desarrollando estrategias motivacionales de autorregulación cuando afronta otras áreas del conocimiento (Thoman *et al.*, 2013).

Ciertamente, este trabajo presenta algunas limitaciones, que podrían enriquecer aún más el análisis, como por ejemplo, la inexistencia de un examen respecto del rol y las metodologías de enseñanza de las matemáticas o formas de evaluación que utilizan los docentes, y cómo ello podría incidir sobre su logro o valencia de la predisposición hacia la disciplina. También se pueden mencionar como limitación las características y número de estudiantes que constituyen la muestra. Sin embargo, se sostiene que la investigación constituye uno de los primeros estudios que relacionan las variables cognitivas y de carácter afectivo en una muestra de la población escolar de secundaria chilena, con lo cual esperamos que sirva de base para futuras investigaciones.

Conjuntamente con estas limitaciones, se haría necesario profundizar en la relación cíclica entre rendimiento y aspectos motivacionales respecto de las matemáticas, lo cual podría ser abordado mediante un estudio longitudinal en el que pueda observarse cómo se comportan ambas variables a lo largo de un periodo largo de escolaridad. Igualmente, el estudio pone en evidencia la necesidad de incluir en el currículum tareas del desarrollo de habilidades de autorregulación emocional y resiliencia que permitan afrontar el miedo que genera el no saber afrontar determinadas tareas matemáticas. También, el estudio releva la necesidad de atenuar o modificar la valencia afectiva o disposicional asociada a esta disciplina escolar, promoviendo metodologías que dejen espacio a la inventiva, la resolución de problemas en contexto que disminuyan la ansiedad aparejada a su aprendizaje, como también, la posibilidad cierta de acceder a su valor de uso y comprensión efectiva que permitan revertir los numerosos estereotipos sociales que rodean su aprendizaje, ligados a una visión, a veces infundada, de disciplina rígida, árida y memorística.

AGRADECIMIENTOS

Se agradece el financiamiento otorgado por el Proyecto Basal FB003 del Programa de Investigación Asociativa de CONICYT, Chile, y también al Convenio de Desempeño UCO1203 de formación de profesores, del Ministerio de Educación de Chile.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acevedo, J. A. y Oliva, J. M. (1995). Validación y aplicaciones de un test de razonamiento lógico, *Revista de Psicología General y Aplicada*, 48, 339-352.
- Aguilar, M., Navarro, J., López, J. y Alcalde, C. (2002). Pensamiento formal y resolución de problemas matemáticos. *Psicothema*, 14(2), 382-386.
- Akin, A. & Kurbanoglu, I. (2011). The relationships between math anxiety, math attitudes, and self-efficacy: A structural equation model. *Studia Psychologica*, 53(3), 263-274.
- Barkl, S., Porter, A. & Ginns, P. (2012). Cognitive training for children: effects on inductive reasoning, deductive reasoning, and mathematics achievement in an Australian school setting. *Psychology in the Schools*, 49(9), 828-842. doi: 10.1002/pits.21638.
- Cerda, G. (2012). *Logical intelligence levels and math performance: a study on primary and secondary Chilean students*. Universidad de Córdoba, Córdoba. Retrieved from <http://hdl.handle.net/10396/8061>
- Cerda, G., Ortega, R., Pérez, C., Flores, C. y Melipillán, R. (2011). Inteligencia lógica y extracción social en estudiantes talentosos y normales de Enseñanza Básica y Media en Chile. *Anales de Psicología*, 27(2), 389-398.
- Cerda, G., Ortega-Ruiz, R., Casas, J., Del Rey, R., y Pérez, C. (2016). Predisposición desfavorable hacia el aprendizaje de las Matemáticas: una propuesta para su medición. *Estudios Pedagógicos*, 42 (1), 53-63.
- Cerda, G., Pérez, C., Navarro, J. I., Aguilar, M., Casas, J., Aragón, E. (2015). Explanatory Model of Emotional-Cognitive Variables in School Mathematics Performance: A Longitudinal Study in Primary School. *Frontiers in Psychology*, 6, article 1363, 1-10. DOI:10.3389/fpsyg.2015.01363.
- Cerda, G., Pérez, C. y Melipillán, R. (2010). *Test de Inteligencia Lógica Superior (TILS). Manual de Aplicación*. Concepción: Universidad de Concepción.
- Cleary, T. & Chen, P. (2009). Self-regulation, motivation, and math achievement in middle school: Variations across grade level and math context. *Journal of School Psychology*, 47, 291-314. doi: 10.1016/j.jsp.2009.04.002.
- Del Rey, R., Madera, E. & Ortega-Ruiz, R. (2011). Validation of CAT-Ma: an instrument of measure of the emotional impact of mathematics learning. *Proceedings of the 14th Biennial conference of the European association for Research on learning and instruction*. Exeter/ United Kingdom.
- Desco, M., Navas-Sánchez, F., Sánchez-González, J., Reig, S., Robles, O., Franco, C., Guzmán-De-Villoria, Gracia-Barreano, P. & Arango, C. (2011). Mathematically gifted adolescents use more extensive and more bilateral areas of the frontoparietal network than controls during executive functioning and fluid reasoning tasks. *NeuroImage*, 57, 281-292. doi: 10.1016/j.neuroimage.2001.03.063.
- Devine, A., Fawcett, K., Scuzs, D. & Dowker, A. (2012). Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling test anxiety. *Behavioral and Brain Functions*, 8(33). doi: 10.1186/1744-9081-8-33

- Flora, D. B. & Curran, P. J. (2004). An Empirical Evaluation of Alternative Methods of Estimation for Confirmatory Factor Analysis With Ordinal Data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. doi:10.1037/1082-989X.9.4.466.
- Ganley, C. M., & Vasilyeva, M. (2011). Sex differences in the relation between math performance, spatial skills and attitudes. *Journal of Applied Developmental Psychology* 32, 235-242. doi: 10.1016/j.appdev.2011.04.001.
- Güven, B. & Cabakcor, B. (2013). Factors influencing mathematical problem-solving achievement of seventh grade Turkish students. *Learning and Individual Differences*, 23, 131-137.
- Hailikari, T., Nevgi, A. & Komulainen, E. (2008). Academic self-beliefs and prior knowledge as predictors of student achievement in Mathematics: A structural model. *Educational Psychology*, 28(1), 59-71.
- Hirvonen, R., Tolvanen, A., Aunola, K., & Numi, J.-E. (2012). The developmental dynamics of task-avoidant behavior and math performance in kindergarten and elementary school. *Learning and Individual Differences*, 22, 715-723. doi:10.1016/j.lindif.2012.05.014.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118.
- Jansen, B., Louwerse, J., Straatemeier, M., Van der Ven, S., Klinkenberg, S. & Van der Maas, H. (2013). The influence of experiencing success in math on math anxiety, perceived math competence, and math performance. *Learning and Individual Differences*, 24, 190-197. doi: 10.1016/j.lindif.2012.12.014.
- Jiménez, C., Murga, M. A., Gil, J. A., Téllez, J. A. y Trillo, M. P. (2010). Hacia un modelo sociocultural explicativo del alto rendimiento y la alta capacidad: Ámbito académico y capacidades personales. *Educación XXI*, 13(1), 125-153.
- Jones, M., Gardner, G., Taylor, A. Wiebe, E., & Forrester, J. (2011). Conceptualizing magnification and scale: The roles of spatial visualization and logical thinking. *Research in Science Education*, 41(3), 357-368. doi: 10.1007/s11165-010-9169-2.
- Jöreskog, K. G. (1994). On the estimation of polychoric correlations and their asymptotic covariance matrix. *Psychometrika*, 59(3), 381-389. doi:10.1007/BF02296131.
- Kikas, E., Peets, K., Palu, A. & Afanasjev, J. (2014) The role of individual and contextual factors in the development of maths skills. *Educational Psychology: An International Journal of Experimental Educational Psychology*, 29(5), 541-560. doi: 10.1080/01443410903118499.
- Klauer, K. & Phye, G. (2008). Inductive reasoning: A training approach. *Review of Educational Research*, 78(1), 85-123.
- Lee, J. & Stankov, L. (2013). Higher-order structure of noncognitive constructs and prediction of PISA 2003 mathematics achievement. *Learning and Individual Differences*, 26, 119-130. doi: 10.1016/j.lindif.2013.05.004.
- Lee, S. Y. & Chapman, E. (2013). Development of a short form of the attitudes toward mathematics inventory. *Educational Studies in Mathematics*, 82, 145-164.
- Marchisa, L. (2011). Factors that influence secondary school students' attitude to Mathematics. *Social and Behavioral Sciences*, 29, 786-793. doi:10.1016/j.sbspro.2011.11.306.

- Maris, S. & Difabio, H. (2009). Logro académico y pensamiento formal en estudiantes de ingeniería. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 7(2), 653-672.
- Martín, E., Martínez-Arias, R., Marchesi, A. & Pérez, E. (2008). Variables that predict academic achievement in the Spanish compulsory Secondary Educational System: A longitudinal multi-level analysis. *The Spanish Journal of Psychology*, 11(2), 400-413.
- Miñano, P. y Castejón, J. L. (2011). Variables cognitivas y motivacionales en el rendimiento académico en Lengua y Matemáticas: un modelo estructural. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 203-230.
- Moenikia, M. & Zahed-Babelan, A. (2010). A study of simple and multiple relations between mathematics attitude, academic motivation and intelligence quotient with mathematics achievement. *Social and Behavioral Sciences*, 2, 1537-1542. doi:10.1016/j.sbspro.2010.03.231.
- Molera, J. (2012). ¿Existe relación en la Educación Primaria entre los factores afectivos en las Matemáticas y el rendimiento académico? *Estudios sobre Educación*, 23, 141-155.
- Morony, S., Kleitman, S., Ping Lee, Y. & Stankov, L. (2013). Predicting achievement: Confidence vs self-efficacy, anxiety, and self-concept in Confucian and European countries. *International Journal of Educational Research* 58, 79-96. doi: 10.1016/j.ijer.2012.11.002.
- Nasiriyani, A. Azar, H. K. Noruzy, A. & Dalvand, M. R. (2011). A model of self-efficacy, task value, achievement goals, effort and mathematics achievement. *International Journal of Academic Research*, 3(2), 612-618.
- Navarro, J., Aguilar, M., Marchena, E., Ruiz, G. y Ramiro, P. (2011). Desarrollo operatorio y conocimiento aritmético: vigencia de la teoría piagetiana. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 251-266. doi: 10.1387/RevPsicodidact.970.
- Nosek, B. A. & Smyth, F. L. (2011). Implicit social cognitions predict sex differences in math engagement and achievement. *American Educational Research Journal*, 48, 1124-1154. doi: 10.3102/0002831211410683.
- Núñez, T., Bryant, P., Evans, D., Bell, D., Gardner, S., Gardner, A. & Carraher, J. (2007). The contribution of logical reasoning to the learning of mathematics in primary school. *British Journal of Developmental Psychology*, 25, 147-166. DOI:10.1348/026151006X153127.
- Núñez-Peña, M., Suárez-Pellicioni, M. & Bono, R. (2013). Effects of math anxiety on student success in higher education. *International Journal of Educational Research* 58, 36-43. doi: 10.1016/j.ijer.2012.12.004.
- Orrantia, J., Tarín, J. y Vicente, S. (2011). El uso de la información situacional en la resolución de problemas aritméticos. *Infancia y Aprendizaje*, 34(1), 81-94.
- Parker, P., Marsh, H., Ciarrochia, J., Marshall, S. & Abduljabbar, A. (2014). Juxtaposing math self-efficacy and self-concept as predictors of long-term achievement outcomes. *Educational Psychology*. 34(1), 29-48. doi: 10.1080/01443410.2013.797339.
- Rosario, P., Laurenço, A., Paiva, O., Rodrigues, A., Valle, A. y Tuero-Herrero, E. (2012). Predicción del rendimiento en matemáticas: efecto de variables personales, socioeducativas y del contexto escolar. *Psicothema*, 24(2), 289-295.

- Roselli, M., Ardila, A., Matute, E. & Inozemtseva, O. (2009). Differences and cognitive correlates of mathematical skills in school-aged children. *Child Neuropsychology*, 15(3), 216-231. doi:10.1080/09297040802195205.
- Samuelsson, J. & Granström, K. (2007). Important prerequisites for students' mathematical achievement. *Journal of Theory and Practice in Education*, 3, 150-170.
- Satorra, A. & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. doi:10.1007/BF02296192.
- Schweinle, A., Meyer, D. & Turner, J. (2006). Striking the right balance: Student's motivation and affect in upper elementary mathematics classes. *Journal of Educational Research*, 99(5), 271-293.
- Selkirk, L., Bouchey, H. & Eccles, J. (2011). Interactions among domain-specific expectancies, values, and gender: Predictors of test anxiety during early adolescence. *Journal of Early Adolescence*, 31(3), 361-389. doi:10.1177/0272431610363156.
- Shim, S., Ryan, A. & Anderson, C. (2008). Achievement goals and achievement during early adolescence: Examining time-varying predictor and outcome variables in growth-curve analysis. *Journal of Educational Psychology*, 100(3), 655-671. doi: 10.1037/0022-0663.100.3.655.
- Suárez-Álvarez, J. Fernández, R. & Muñiz, J. (2013). Self-concept, motivation, expectations, and socioeconomic level as predictors of academic performance in mathematics. *Learning and Individual Differences*, doi: 10.1016/j.lindif.2013.10.019.
- Taub, G., Floyd, R., Keith, T. & McGrew, K. (2008). Effects of general and broad cognitive abilities on mathematics achievement. *School Psychology Quarterly*, 23(2), 187-198.
- Thoman, D., Smith, J., Brown, E., Chase, J. & Lee, J. (2013). Beyond Performance: A Motivational Experiences Model of Stereotype Threat. *Educational Psychology Review*, 25(2), 211-243. doi: 10.1007/s10648-013-9219-1.
- Valle, A., Cabanach, R. G., Núñez, J. C., González-Pienda, J. A., Rodríguez, S. & Piñeiro, I. (2003). Cognitive, motivational and volitional dimensions of learning. *Research in Higher Education*, 44(5), 557-580.
- Vandecandelaere, M., Speybroeck, S., Vanlaar, G., De Fraine, G. & Van Damme, J. (2012). Learning environment and students' mathematics attitude. *Studies in Educational Evaluation*, 38, 107-120. doi: 10.1016/j.stueduc.2012.09.001.
- Yaratan, H. & Kasapoğlu, L. (2012). Eighth grade students' attitude, anxiety, and achievement pertaining to mathematics lessons. *Social and Behavioral Sciences* 46, 162-171. doi: 10.1016/j.sbspro.2012.05.087.
- Zan, R., Brown, L., Evans, J. & Hannula, M. (2006). Affect in mathematics education: An introduction. *Educational Studies in Mathematics*, 63, 113-121. doi: 10.1007/s10649-006-9028-2.

PERFIL ACADÉMICO Y PROFESIONAL DE LOS AUTORES

Gamal Cerda. Profesor Asociado de la Facultad de Educación de la Universidad de Concepción, Chile. Sus líneas de investigación se centran en el área de la cognición y factores asociados al aprendizaje, principalmente en el ámbito de las matemáticas, resolución de problemas, inteligencia lógica y competencias matemáticas tempranas.

Eva Romera. Profesora titular en el área de Psicología Evolutiva y de la Educación de la Universidad de Córdoba. Su línea de investigación está focalizada en el estudio de la convivencia en Educación Infantil y en los factores personales, sociales y contextuales que inciden en la implicación en violencia escolar, cuyo resultado ha sido publicado en diversos artículos científicos y capítulos de libros e índole internacional.

José A. Casas. Profesor ayudante doctor en el departamento de Psicología de la Universidad de Córdoba. Miembro del laboratorio de estudios para la convivencia y prevención de la violencia LAECОВI. Su línea de investigación se ha centrado en el estudio de la ciberconvivencia y los riesgos del mal uso de las TICS.

Carlos Pérez. Profesor de la Universidad de O'Higgins, Chile. Sus líneas de investigación se centran principalmente en el área del enriquecimiento de contenidos matemáticos al currículum chileno, la metodología ABN, y la modelización de la interacción y entre variables educativas y el efecto del enriquecimiento matemático sobre estas.

Rosario Ortega-Ruiz. Profesora de Psicología del Desarrollo y de la Educación. Profesora Visitante de la Universidad de Greenwich. Investigadora principal del Laboratorio de Estudios sobre Convivencia y Prevención de la Violencia (www.uco.es/laecovi) and Directora del Máster y Programa de Doctorado «Psicología Aplicada» de la Universidad de Córdoba. Ha publicado más de cien artículos científicos y un importante número de libros y capítulos en libros.

Dirección de los autores: Gamal Cerda
Casilla 160-C
4070386 Concepción (Chile)
E-mail: gamal.cerda@udec.cl

Eva Romera
San Alberto Magno, s/n
14071 Córdoba
E-mail: eva.romera@uco.es

José A. Casas
San Alberto Magno, s/n
14071 Córdoba
E-mail: m22caboj@uco.es

Carlos Pérez
Cachapoal 90, Casa de la Cultura
2841158 Rancagua (Chile)
E-mail: carlos.perez@uoh.cl

Rosario Ortega-Ruiz
San Alberto Magno, s/n
14071 Córdoba
E-mail: ed1orrur@uco.es

Fecha Recepción del Artículo: 03. Junio. 2014
Fecha modificación Artículo: 14. Agosto. 2014
Fecha Aceptación del Artículo: 15. Septiembre. 2014
Fecha Revisión para Publicación: 13. Marzo. 2017

