

Predictibilidad de las competencias matemáticas tempranas, predisposición desfavorable hacia la matemática, inteligencia lógica y factores de la convivencia escolar en el rendimiento académico en matemáticas

Predictability of Early Mathematical Competencies, Negative Predisposition towards Mathematics, Logical Intelligence, and Educational Environment Factors in Mathematics Performance

^{1, 3}Gamal Cerda y ^{2, 3}Carlos Pérez

¹Facultad de Educación, Universidad de Concepción, Chile

²Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Concepción, Chile

³CIAE, Universidad de Chile

Resumen

Se presentan los resultados del grado de predictibilidad de un conjunto de variables psico-afectivas en el rendimiento académico en la asignatura de matemáticas ($N = 627$). Se examina el rol de las Competencias Matemáticas Tempranas (CMT) evaluadas con anterioridad y otras variables como la inteligencia lógica, una predisposición desfavorable hacia la matemática y ciertos factores de la convivencia escolar con respecto al promedio de calificaciones en matemáticas que los alumnos han obtenido durante un período de seguimiento de cuatro años. Se constata que hay una relación inversa y significativa del nivel de animadversión hacia la matemática y el rendimiento en dicha asignatura, como también de esta con los niveles de inteligencia lógica y las CMT. Se destaca, además, el rol de algunos factores asociados a la convivencia escolar, como la victimización, agresión, indisciplina y desidia docente, los que se relacionan de forma inversa y significativa con el desempeño de los estudiantes. Los resultados indican que los estudiantes que alcanzaron los mejores niveles de CMT son los que presentan los más altos promedios de calificaciones. El análisis de regresión lineal por pasos (*stepwise*) permite inferir que el 47,2% de la varianza del promedio de las calificaciones en la asignatura puede ser explicada por las variables incorporadas en el modelo, destacándose el importante rol de una disposición hacia la matemática y las CMT.

Palabras clave: competencia matemática temprana, inteligencia lógica, predisposición hacia la matemática, convivencia escolar

Correspondencia a:

Gamal Cerda

Facultad de Educación, Universidad de Concepción, Chile

Correo electrónico: gamal.cerda@udec.cl

Edmundo Larenas 335, Barrio universitario, Concepción. Casilla 160-C, Chile

Trabajo apoyado por el proyecto Fondecyt Regular 1130519 y el Proyecto

Basal FB0003 del Programa de Investigación Asociativa de Conicyt. La

investigación contó con el apoyo de las tesis Srtas. Karla Escobar, Nicole

Villagrán, Paula Quezada, Rocío Seguel, Katherine Leal, María Cifuentes,

María Cares, Rocío Carrillo y Yasna Hidalgo V.

© 2015 PEL, <http://www.pensamientoeducativo.org> - <http://www.pel.cl>

ISSN: 0719-0409 DDI: 203.262, Santiago, Chile
doi: 10.7764/PEL.52.2.2015.11

Abstract

This research presents results about the degree of predictability of a set of psycho-affective variables related to students' performance in the subject of mathematics (N=669). It examines the role of previously assessed Early Mathematical Competencies (EMC) and other variables, such as logical intelligence, predisposition towards mathematics, and school environment factors, with respect to the grade point average that students received in the subject of mathematics during a period of four years. An inverse and significant relationship was found between a negative predisposition towards mathematics and performance in the subject. Moreover, a significant relationship was found between performance in mathematics and logical intelligence and EMC. This study also emphasizes that factors associated with the school environment, like victimization, aggression, lack of discipline, and teacher apathy, are significantly related to students' performance. The students that obtained the highest levels of EMC are also those who received the highest grade point average. Stepwise linear regression analysis allows us to infer that 47.2% of the variance of grade point averages can be explained by the variables included in the model and the important role of attitude towards mathematics and EMC.

Keywords: early mathematical competencies, logical intelligence, attitude towards mathematics, educational environment

En la actualidad hay un número significativo de investigaciones orientadas a determinar aquellos factores o variables de tipo cognitivo que pueden desempeñar un rol importante a la hora de explicar la adquisición, el desarrollo de habilidades o la presencia de dificultades en el ámbito de las matemáticas (González-Castro, Rodríguez, Cueli, Cabeza y Álvarez, 2014; Miñano y Castejón, 2011; Navarro et al., 2011). Del mismo modo, se han ido incrementando las investigaciones que examinan el rol de las variables de naturaleza afectiva asociadas al aprendizaje de las matemáticas, ya sean de naturaleza actitudinal o motivacional, o bien relativas a la ansiedad que suele provocar su aprendizaje, especialmente en las chicas, como también al tipo de apoyo o las estrategias de enseñanza de los profesores (Ashcraft & Krause, 2007; Beilock, Gunderson, Ramirez, & Levine, 2010; Federici & Skaalvik, 2014; Furner & Berman, 2003; Gil, Blanco y Guerrero, 2005; Schweinle, Meyer, & Turner, 2006). Todas estas investigaciones entregan antecedentes que de seguro permiten a los agentes educativos orientar la eventual aplicación de programas de enseñanza-aprendizaje tendientes a la obtención de mejores niveles de logro en la disciplina, como también implementar programas de intervención destinados a la rehabilitación y potenciación de habilidades asociadas a dichos logros.

Este estudio busca dar una visión conjunta de ambas dimensiones, considerando ambos factores, de tipo cognitivo y afectivo, de forma simultánea, para estructurar modelos predictivos de mayor complejidad y potencial explicativo, acercándose con ello a paradigmas más pertinentes y adecuados a la realidad escolar (Akin & Kurbanoglu, 2011; Barbero, Holgado, Vila y Chacón, 2007; Guven & Cabakcor, 2013; Lim & Chapman, 2013; Martín, Martínez-Arias, Marchesi, & Pérez, 2008).

La relación compleja y presumiblemente interdependiente entre factores de carácter cognitivo, afectivo o motivacional ha ido adquiriendo un mayor interés en los estudios sobre los procesos de activación, adquisición y construcción del conocimiento escolar y su incidencia en la obtención de rendimientos académicos positivos (Bandalos, Finney, & Geske, 2003; Martín et al., 2008; McKenzie, Gow, & Schweitzer, 2004; Miñano y Castejón, 2011). Las conclusiones de estos estudios se replican en el ámbito del aprendizaje de las matemáticas, donde factores como la actitud hacia esta materia escolar, los niveles de inteligencia y la motivación académica parecen estar fuertemente interconectados (Barbero et al., 2007; Barkatsas, Kasimatis, & Gialamas, 2009; Moenikaa & Zahed-Babelan, 2010; Rosário et al., 2012; Suárez-Álvarez, Fernández, & Muñiz, 2013). Del mismo modo, las creencias, los estereotipos y las expectativas de logro parecen tener una relación directa con el logro en matemáticas (Hailikari, Nengi, & Komulainen, 2008; Nosek & Smyth, 2011; Selkirk, Bouchey, & Eccles, 2011).

Un primer grupo de variables asociadas al logro o fracaso escolar en matemáticas puede establecerse en función del dominio general o específico de la disciplina, como la inteligencia general o la memoria.

Otro grupo de variables pueden estar asociadas a destrezas o habilidades en el ámbito, como por ejemplo, las competencias matemáticas tempranas, los esquemas de razonamiento lógico-formal o el denominado *sentido del número* (Passolunghi & Lanfranchi, 2012). De este modo, diferentes autores señalan que el trabajo y fortalecimiento de las Competencias Matemáticas Tempranas (CMT) puede erigirse como una variable relevante y de gran beneficio para los estudiantes, ya que se ha comprobado que estas son predictoras del rendimiento matemático posterior (Aubrey, Shen, & Byrnes, 2013; Jordan, Kaplan, Locuniak, & Raminemi, 2007; National Research Council, 2009; Navarro et al., 2012).

En el mismo sentido, el razonamiento lógico inductivo o inteligencia lógica, presenta un carácter psico-evolutivo, y su promoción temprana puede erigirse también como una ayuda para el aprendizaje y comprensión de las matemáticas y, por ende, constituir una herramienta para hacer frente al fracaso escolar. En el caso específico de la población escolar chilena, se han reportado experiencias exitosas en este ámbito (Cerde, Pérez y Melipillán, 2010a, 2010b; Cerde, Ortega, Pérez, Flores y Melipillán, 2011).

Junto con estos factores cognitivos, hay otros factores de naturaleza afectiva que también pueden ser relevantes a la hora de explicar las dificultades que presentan los estudiantes en el aprendizaje de las matemáticas o en sus bajos resultados. Dentro de estos factores se encuentra la predisposición hacia la matemática y la convivencia escolar.

La disposición o motivación con la cual los estudiantes se enfrentan a las asignaturas de su entorno escolar, sobre todo en matemáticas, puede considerarse una variable relevante para el aprendizaje. Se puede esperar que una predisposición desfavorable hacia la matemática influya negativamente en el rendimiento escolar, del mismo modo que un estudiante con motivación intrínseca tiende a involucrarse más en la tarea y despliega con ello un mayor esfuerzo, lo que se asocia a su conducta de búsqueda y a su mejor rendimiento y, a su vez, se relaciona negativamente con el estado de ansiedad, especialmente en los estudiantes varones (Marchand & Skinner, 2007; Skaalvik & Skaalvik, 2005; Yaratán & Kasapoğlu, 2012). Por su parte, la convivencia escolar impacta directamente en los aprendizajes, y dentro de ella situaciones como la intimidación interfieren negativamente en el aprendizaje (Toledo, Magendzo y Gutiérrez, 2009).

Un instrumento para medir las CMT es el Test de Evaluación Matemática Temprana de Utrech, (TEMT-U), ideado por investigadores de la Universidad de Utrech de Holanda (Van Luit, Van de Rijt, & Pennings, 1998). Posteriormente, el test fue adaptado en Finlandia, Alemania y, posteriormente, en España en 2009 por Navarro et al. (2009), del Departamento de Psicología de la Universidad de Cádiz. En Chile fue adaptado por un grupo de investigadores de la Universidad de Concepción (Cerde et al., 2012). Durante el proceso de adaptación en Chile se consideró la aplicación del test a una muestra de 1.437 estudiantes pertenecientes a 16 centros educativos durante los años 2009 y 2010. La aplicación del TEMT-U entregó información relevante sobre las CMT que poseían estos alumnos, lográndose establecer diversas comparaciones por variables atributivas y determinándose los niveles de competencia matemática por grupos de edad. Una vez adaptado el instrumento a la población escolar, surgió como continuación natural del estudio la necesidad de realizar un seguimiento de dichos alumnos después de transcurrido un tiempo prudente con la finalidad de relacionar los niveles observados de estas CMT con el logro académico alcanzado en matemáticas y, conjuntamente, examinar si estas competencias tempranas se relacionan con las variables de razonamiento lógico inductivo, o inteligencia lógica, factores relacionados con la convivencia escolar y con la predisposición hacia las tareas matemáticas.

En relación con todo lo expuesto anteriormente, se pueden formular las siguientes preguntas de investigación: ¿son las competencias matemáticas tempranas un factor predictivo del rendimiento escolar en matemáticas de los estudiantes que actualmente cursan niveles de tercero, cuarto, quinto y sexto año de educación básica chilena? ¿Cómo se relacionan estas CMT con la predisposición hacia la matemática, la inteligencia lógica y diversos factores de la convivencia escolar? Y, finalmente, ¿interactúan estas variables de una forma específica a la hora de explicar la variabilidad del rendimiento en matemáticas de dichos estudiantes?

Método

Participantes

La muestra estuvo constituida por niños y niñas entre 8 y 12 años de edad que actualmente cursan educación básica chilena y que fueron previamente evaluados en CMT entre los años 2009 y 2010. Para una adecuada trazabilidad y comparación frente a sus pares, se consideró al grupo de estudiantes que se mantuvo en el mismo establecimiento durante este período. Este criterio de selección de la muestra de participantes fue de carácter no probabilístico, por un criterio de accesibilidad, pues su inclusión en el estudio dependía de su continuidad en el establecimiento y también de la anuencia de estos a participar. La Tabla 1 ilustra la distribución en términos de curso y género.

Tabla 1
Distribución de la muestra en función del género del estudiante y del curso al que asiste

Curso actual	Género		Total
	Femenino	Masculino	
Tercer año básico	49	43	92
Cuarto año básico	86	82	168
Quinto año básico	171	160	331
Sexto año básico	15	21	36
Total	321	306	627

La mayoría de los estudiantes de la muestra asiste a establecimientos de dependencia administrativa particular subvencionada (70,18%) y el resto de los estudiantes asiste a establecimientos de dependencia municipal.

Instrumentos

Competencia matemática temprana. Esta variable se midió a través del TEMT-U, analizado según el puntaje total que este test arroja (este test es la versión en español del *Early Numeracy Test*) (Van Luit, Van de Rijt, & Pennings, 1998). La versión utilizada tiene 40 ítems, por lo que presenta una puntuación máxima de 40 puntos (uno por cada ítem correcto). La prueba presenta un tiempo promedio de aplicación de 30 minutos y debe ser administrada individualmente. Se evalúan 8 componentes de la CMT, 4 de ellos de tipo lógico-relacional: conceptos de comparación, clasificación, correspondencia uno a uno, seriación; y 4 de tipo numérico: conteo verbal, conteo estructurado, conteo (sin señalar) y conocimiento general de los números.

Los niveles de competencia se obtienen a partir de las puntuaciones directas de cada niño evaluado respecto de los grupos de referencia de edad. A partir de esto, se calcula un puntaje de competencia que permite establecer los baremos de cada categoría en forma ascendente, desde un nivel de competencia matemática *muy bueno* hasta *muy bajo* de acuerdo con lo siguiente:

Nivel *muy bueno*: comparable con el 25% de las puntuaciones más altas obtenidas por los niños de su grupo normativo. Nivel *bueno*: comparable con el 25% de las puntuaciones ligeramente por encima de la media obtenida por los niños de su grupo normativo. Nivel *moderado*: comparable con el 25% de las puntuaciones ligeramente por debajo de la media obtenida por los niños de su grupo normativo. Nivel *bajo*: comparable con el 15% de las puntuaciones por debajo de la media obtenida por los niños de su grupo normativo. Nivel *muy bajo*: comparable con el 10% de las puntuaciones muy por debajo de la media obtenida por los niños de su grupo normativo.

El análisis factorial presenta índices de ajuste adecuados: $\chi^2_{SB} = 35,119$; $p = ,0135$; CFI = ,995; NNFI = ,993, RMSEA = ,036; IC (,016 - ,055). Por otra parte, el índice de fiabilidad es adecuado, pues el alfa de Cronbach se sitúa en ,90 (Cerdea et al., 2012; Cerdea, Pérez y Ortega, 2014).

Inteligencia lógica. Esta variable se midió a través del Test de Inteligencia Lógica Elemental (TILE) (Cerde et al., 2010a). El razonamiento lógico inductivo puede definirse como la capacidad que tienen las personas para vislumbrar soluciones y resolver problemas, estructurar elementos para realizar deducciones y fundamentarlas con argumentos válidos acordes con su desarrollo cognitivo de acuerdo con el enfoque piagetiano. Esta habilidad implica la capacidad para reconocer en una serie de elementos la regla general que los rige o subyace a los mismos. En este instrumento, el constructo *inteligencia lógica* se operacionaliza como el puntaje que alcanza un alumno al completar un conjunto de ejercicios de series incompletas de carácter figurativo (puntaje TILE), cuya escala de puntajes es de 0 a 50 puntos. El alfa de Cronbach es ,94. Los resultados de los análisis factoriales del instrumento permitieron concluir que el modelo de un factor es el que presenta los mejores índices de ajuste: $\chi^2(1.175) = 4.784,38$, $p = ,001$; CFI = ,97; TLI = ,97; RMSEA = ,05. Esto permite asumir el uso de su puntuación global en el análisis (Cerde et al., 2010a).

Predisposición hacia la matemática. Se entiende como la predisposición desfavorable hacia esta disciplina escolar o actividades relativas al ámbito matemático escolar. Se expresa como disgusto, desagrado, falta de perseverancia o desinterés por la matemática. Se utilizó la versión revisada y adaptada del CATMa-Ch (Del Rey, Madera, & Ortega, 2011). La Escala de Predisposición hacia la Matemática (EPMAT) es de tipo Likert y está constituida por 6 ítems, con una graduación de 5 categorías que van de *muy de acuerdo* a *muy en desacuerdo* respecto de las siguientes aseveraciones: «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». Los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio dejan entrever que el modelo de un factor es adecuado: $\chi^2(9) = 29,28$, $p = ,001$, CFI = 0,98, TLI = ,97, RMSEA = ,06; y que se mejora su calidad de ajuste si se estima libremente una covarianza entre los errores de los ítems 4 y 6 de la escala, en cuyo caso los nuevos índices de ajuste son $\chi^2(8) = 17,63$, $p = ,02$, CFI = ,99, TLI = ,98 y RMSEA = ,05, con una correlación entre los ítems señalados de $r = -,18$, $p < ,001$. En cuanto al índice de fiabilidad, el alfa de Cronbach se sitúa en ,82, lo que es adecuado (Cerde, Ortega-Ruiz, Casas, Del Rey y Pérez, en prensa).

Convivencia escolar. Se entiende como la construcción de un modo de relación entre las personas de una comunidad, sustentada en el respeto mutuo y en la solidaridad recíproca, expresada en la interrelación armoniosa y sin violencia entre los diferentes actores y estamentos de la entidad educativa (Mineduc, 2013). Se operacionaliza a través del puntaje obtenido en la Escala de Convivencia Escolar ECE, (Del Rey, Casas, y Ortega-Ruiz, en revisión). La escala ECE es de tipo Likert con cinco categorías que van desde *nunca* a *siempre* y examina las dimensiones de: *gestión interpersonal positiva* (con 11 ítems de tipo «los profesores/as se llevan bien entre ellos»; «hay buenas relaciones entre los profesores/as y alumnos/as»); *victimización* (con 6 ítems de tipo «he tenido miedo de venir a la escuela»; «algún compañero/a me ha golpeado»); *disruptividad* (con 6 ítems de tipo «hay niños/as que no dejan dar la clase»; «hay alumnos/as que no respetan las normas», *red social de iguales* (con 9 ítems de tipo «mis compañeros/as se interesan por mí»; «mis compañeros/as me ayudan cuando lo necesito»), *agresión* (con 4 ítems de tipo «he amenazado a otra persona o metido miedo a otra persona»; «he golpeado a algún compañero/a»), *ajuste normativo* (con 5 ítems de tipo «dejo trabajar a los demás sin molestarlos»; «pido la palabra y espero turno para hablar»), *indisciplina* (con 4 ítems de tipo «solo cumplo las normas que me convienen»; «¿cuántas veces te han castigado?») y *desidia docente* (con 5 ítems de tipo «los profesores solo explican para los listos/as de la clase»; «los profesores hacen actividades aburridas»). Esta variable es de naturaleza cuantitativa ordinal y se expresa como el puntaje obtenido en la versión revisada del Cuestionario de Convivencia Escolar, cuya escala quedó determinada por el puntaje obtenido en cada uno de los ocho factores que contiene el instrumento y refleja la percepción de cada estudiante evaluado respecto de los aspectos de la convivencia al interior de su establecimiento en términos generales. El análisis factorial confirma el modelo de 8 factores del constructo de la escala ECE, pues esta presenta índices de ajuste adecuados: $\chi^2_{SB} = 2.708,8370$; $p = ,000$; CFI = ,969; NNFI = ,966, RMSEA = ,035; IC (,033 - ,036). El alfa de Cronbach es ,80.

Procedimiento

Se llevaron diversas visitas a los establecimientos con el fin de ubicar a los estudiantes previamente evaluados en su nivel de CMT, así como para administrar los nuevos instrumentos anteriormente señalados. Para todos los efectos, se contó con el consentimiento informado de los padres y el profesorado de los estudiantes y con la anuencia de los estudiantes llamados a participar.

La investigación se enmarca en un enfoque cuantitativo con un diseño de carácter descriptivo correlacional. Por lo mismo, el análisis de resultados se realizó en dos niveles. Primero, se calculó el valor predictivo de las variables en relación con el promedio de calificaciones matemáticas. Luego, se entregó un perfil respecto de los estudiantes en las diversas variables examinadas, así como sus relaciones de carácter bivariado, mediante el coeficiente producto momento de Pearson y la prueba Chi-cuadrado, y análisis comparativos de diferencia de medias mediante la prueba *t* y ANOVA. Se seleccionó una técnica de análisis multivariante de regresión lineal múltiple por pasos (*stepwise*), con el fin de establecer cómo ciertas variables consideradas tradicionalmente como predictoras o explicativas en la literatura especializada se relacionan con la variable *critério*. Una vez finalizadas las evaluaciones, se procedió a realizar los análisis estadísticos mediante el programa estadístico SPSS® versión 19.

Resultados

La investigación persigue establecer y cuantificar el valor predictivo de las diversas variables contempladas respecto del rendimiento académico de los estudiantes en la asignatura de matemáticas que ellos podrían tener dentro del período de cuatro años (2010-2013). La distribución de la variable dependiente presentó valores de asimetría y curtosis dentro del rango esperado, con una leve asimetría negativa ($g_1 = -,462$; $g_2 = -,470$). Además, se constató que la distribución de calificaciones de los estudiantes en función del género en ambos grupos es igualmente normal y no hay diferencias significativas al comparar sus rendimientos medios ($F(1,625) = ,019$, $p > ,891$), además de comprobarse la homocedasticidad (prueba de Levene = $,068$; $p > ,05$).

Respecto de los niveles de CMT, inteligencia lógica, predisposición desfavorable hacia la matemática y factores de la convivencia escolar

Las puntuaciones en CMT en la dimensión lógico-relacional y numérica dieron origen a una puntuación y a una categoría de competencia matemática en función de su edad al momento de dar la prueba. La Tabla 2 presenta el número de estudiantes de la muestra clasificados en cada categoría de competencia y las calificaciones promedio que dichos estudiantes obtienen en el interperíodo 2010-2013 en la asignatura de matemáticas.

Tabla 2
Distribución de medias y desviaciones de las calificaciones asociadas a los niveles de competencia matemática temprana

Competencia matemática	Frecuencia	M	DT
Muy baja	42	4,996	,602
Baja	26	5,267	,658
Moderada	227	5,640	,658
Buena	199	5,884	,603
Muy buena	133	6,188	,540
Total	627	5,775	,687

Se observa con claridad que los estudiantes que originalmente obtuvieron mejores niveles de CMT obtienen promedios de calificaciones significativamente superiores a aquellos de menor CMT previamente evaluada [$F(4,622) = 15,365$, $p < ,001$], y dichas diferencias se constatan en todos los pares de comparación [Tukey $p < ,05$]. En el mismo sentido, al comparar las clasificaciones de los niveles de CMT (5 niveles de desempeño) por género, no se observan diferencias significativas al 99% de confianza ($\chi^2(4) = 3,430$, p , n.s.), pero sí se observan al comparar estas clasificaciones por el curso actual al que asisten dichos estudiantes ($\chi^2(12) = 43,571$, $p < ,001$).

Respecto de las puntuaciones de competencia de tipo lógico relacional y de tipo numérico, los resultados obtenidos revelan que los estudiantes en el momento de la evaluación resolvieron en promedio un mayor número de tareas lógico-relacionales por sobre aquellas de tipo numéricas ($M = 16,85$; $DT = 2,64$ y $M = 14,45$; $DT = 4,45$, respectivamente).

La predisposición hacia la matemática presenta valores de media y mediana cercanos y una distribución relativamente homogénea ($M = 12,64$; $Md = 12$; $DT = 5,05$; I.C. 12,15 – 13,04), con una asimetría de ,568 y una curtosis negativa de -,233 puntos. No se observan diferencias significativas entre niños y niñas ($M = 12,74$ y $M = 12,53$, respectivamente) ($t(618) = ,205$, $p > ,600$), ni tampoco a considerar el curso en que se encuentran los estudiantes ($F(3,623) = 2,260$, $p > ,08$).

Las puntuaciones de inteligencia lógica ($M = 27,04$; $Md = 27$; $DT = 11,54$; I.C. 26,13 – 27,94), con una asimetría negativa de -,129 y una curtosis negativa de -,932 puntos, es clasificada dentro de un desempeño normal de acuerdo con los baremos de su grupo de referencia (Cerda et al, 2010a). No se observan diferencias significativas entre los estudiantes de género masculino y de género femenino ($M = 27,60$, $DT = 11,77$ y $M = 26,49$, $DT = 11,29$, respectivamente), ($t(625) = 1,207$, $p > ,228$). Pero sí las hay en función del curso al que asisten [$F(3,623) = 19,658$, $p < ,001$], y se observan principalmente al comparar los estudiantes de tercero básico con respecto a los demás cursos, pero no entre estos últimos.

En cuanto a los factores de la convivencia, se observan diferencias significativas en función del género de los estudiantes, las cuales favorecen al grupo femenino en los factores de gestión interpersonal positiva [$F(1,625) = 8,532$, $p < ,004$], ajuste normativo [$F(1,625) = 20,596$, $p < ,001$] y red social de iguales [$F(1,625) = 11,821$, $p < ,001$]. En tanto, las diferencias son significativas en favor de los estudiantes de género masculino cuando se comparan las medias de su percepción respecto de la desidia docente [$F(1,625) = 8,944$, $p < ,003$] y también en sus percepciones de agresión e indisciplina, aunque en estas no se pudo verificar la homogeneidad de las varianzas mediante la prueba de Levene, y se aplicó la prueba robusta de Welch, que arrojó los siguientes resultados: (Welch $F(1,546.806) = 31,752$, $p < ,001$; Welch $F(1,595.328) = 17,921$, $p < ,001$ respectivamente).

Análisis de correlaciones entre variables

Existe una relación directa y significativa entre los niveles de CMT y el promedio de calificaciones en matemáticas obtenidas en el interperíodo 2010-2013 [$r(627) = ,469$, $p < ,001$]. Lo mismo sucede cuando se analiza la puntuación del Test TILE y el rendimiento en los cuatro años [$r(627) = ,375$, $p < ,001$]. También se constata una relación inversa y significativa entre la predisposición desfavorable hacia la matemática y el promedio de dichas calificaciones [$r(627) = -,526$, $p < ,001$].

Existe una relación positiva y significativa entre 3 de los factores de la convivencia y el rendimiento general en matemáticas: percepción de la gestión interpersonal positiva ($r(627) = ,124$, $p < ,002$); red social de iguales ($r(627) = ,105$, $p < ,001$); y ajuste normativo ($r(627) = ,240$, $p < ,001$). Del mismo modo, la relación con el rendimiento en matemáticas es negativa y significativa con los otros 5 factores: victimización ($r(627) = -,209$, $p < ,001$); disruptividad ($r(627) = -,146$, $p < ,001$); agresión ($r(627) = -,193$, $p < ,001$); indisciplina ($r(627) = -,323$, $p < ,001$) y desidia docente ($r(627) = -,165$, $p < ,001$).

Modelo de regresión lineal

Por último, se realizó un análisis de regresión lineal por pasos, previo análisis de las variables a incorporar al modelo. Las variables con mayor peso de correlación en torno a ,25 o superiores se incorporaron dentro del modelo como variables predictoras y sus resultados pueden visualizarse en la Tabla 3.

Tabla 3
Modelo de regresión lineal múltiple por pasos

Modelo	R	R ²	R ² corregida	Estadísticos de cambio				Durbin Watson
				Error típ. estimación	Cambio en R ²	Cambio en F	Sig. cambio F	
1	,526 ^a	,276	,275	,585	,276	238,550	,000	
2	,650 ^b	,422	,420	,523	,146	157,170	,000	
3	,681 ^c	,464	,461	,504	,042	48,752	,000	
4	,690 ^d	,476	,472	,499	,012	14,280	,000	1,820

Nota: a. variables predictoras: (constante), predisposición desfavorable hacia la matemática; b. variables predictoras: (constante), predisposición desfavorable hacia la matemática, nivel de CMT; c. variables predictoras: (constante), predisposición desfavorable hacia la matemática, nivel de CMT, Test de Inteligencia Lógico Elemental; d. variables predictoras: (constante), predisposición desfavorable hacia la matemática, nivel de CMT, Test de Inteligencia Lógico Elemental, indisciplina; e. variable dependiente: promedio calificaciones en matemáticas período 2010-2013.

Como se observa en la Tabla 3, del análisis de regresión surgieron 4 modelos, cada uno con su propia capacidad explicativa. Para el modelo 4 su coeficiente de correlación múltiple fue $R = ,690$ y el coeficiente de determinación $R^2 = ,476$, que se ajustó a $R^2 = ,472$. Por lo tanto, el 47,2% de la varianza de las calificaciones en matemáticas puede ser explicada por las siguientes cuatro variables: la predisposición desfavorable hacia la matemática, el nivel de competencia matemática temprana, el nivel de inteligencia lógico-inductiva y el factor de convivencia denominado *indisciplina*. Se observa también que el modelo 3, en un enfoque más parsimonioso, podría considerarse un modelo con solo tres variables, pues tiene una capacidad explicativa de 46,1%, aunque su valor del estadístico de Durbin-Watson = 1,768 es un poco más bajo que en el primer modelo.

Se optó por mantener el modelo de cuatro variables, dado que incorpora un importante antecedente sobre la convivencia escolar como la percepción de indisciplina experimentada por parte de los estudiantes. La Tabla 4 muestra que el valor de t se asocia a una probabilidad de error inferior a ,05 en las 4 variables incluidas en el modelo propuesto.

Tabla 4
Coeficientes del modelo de regresión lineal múltiple

Modelo	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes tipificados		Sig.	Estadísticos de colinealidad	
	B	Error típ.	Beta	t		Tolerancia	FIV
4 (Constante)	5,11	,112		48,301	,000		
Predisposición desfavorable hacia la matemática	-,052	,004	-,385	-12,443	,000	,878	1,139
Nivel de competencia matemática temprana	,203	,018	,338	11,182	,000	,922	1,085
Test de Inteligencia Lógico Elemental	,012	,002	,206	6,779	,000	,921	1,086
Indisciplina	-,022	,006	-,116	-3,779	,000	,894	1,118

Las variables que presentaron un mayor peso fueron: predisposición desfavorable hacia la matemática ($\beta = -,385$), nivel de competencia matemática temprana ($\beta = ,338$), inteligencia lógica, o razonamiento lógico-inductivo ($\beta = ,206$) y la percepción de indisciplina ($\beta = -,116$).

Estos coeficientes de regresión estandarizados muestran que la predisposición desfavorable hacia la matemática es el predictor de mayor peso relativo entre las cuatro variables incorporadas al modelo como variables predictoras, aunque las otras variables también tienen un buen peso relativo a la hora de explicar el promedio de las calificaciones en matemáticas.

Por otro lado, se observa de los resultados de la prueba t y de la docimasia de la hipótesis de nulidad que las cuatro variables señaladas favorecen la explicación de la varianza de la variable dependiente.

Para garantizar la validez del modelo, se analizó la independencia de los residuos. El estadístico D de Durbin-Watson obtuvo un valor $D = 1,820$, confirmando la ausencia de autocorrelación positiva (valores cercanos a 0) y negativa (valores cercanos a 4). Del mismo modo, se asumió la ausencia de colinealidad y, por lo tanto, la estabilidad de las estimaciones al obtener altos valores de tolerancia y bajos valores en los *factores de inflación de la varianza* (FIV; véase la Tabla 4). Los valores de tolerancia muy pequeños indican que esa variable puede ser explicada por una combinación lineal del resto de las variables, lo cual indicaría la existencia de colinealidad (valores cercanos a ,01), pero no es el caso. Por otro lado, los FIV son los inversos de los niveles de tolerancia, y cuanto mayor es el FIV de una variable, mayor es la varianza del correspondiente coeficiente de regresión y, por ende, habría una inestabilidad en las estimaciones, pero tampoco es el caso (véase la Tabla 4).

Cuando se analiza el modelo dividiendo la muestra en dos grupos, a saber, cursos de enseñanza básica de mayor nivel educativo (quintos y sextos años) y cursos de menor nivel educativo (terceros y cuartos años), la variabilidad del rendimiento en matemáticas explicada del modelo aumenta en más de un 5%. Sin embargo, en el grupo de estudiantes menores, la variable *indisciplina* deja de tener peso relativo en la explicación de la variabilidad de dicho rendimiento, manteniendo el rol preponderante de las otras tres variables.

Discusión

Se confirmó la hipótesis inicial de que cuando hay un mayor nivel de desarrollo de las competencias matemáticas tempranas (expresado este en una escala de 5 grados), el rendimiento académico posterior de los estudiantes tiende a ser mejor. Del mismo modo, los estudiantes que obtuvieron buenos resultados en el TEMT-U tienden a tener altas puntuaciones en la evaluación del razonamiento lógico inductivo. Esto puede explicarse desde una perspectiva teórica. Al respecto, Van de Rijt y Van Luit (1998) señalan que el desarrollo o la internalización de las competencias matemáticas tempranas implican la puesta en escena o explicitación de habilidades fundamentales que obedecen a una lógica relacional. Es por ello que los resultados parecen ser capturados por dicho instrumento. Esto quiere decir, por ejemplo, que si un niño o niña necesita desarrollar alguna tarea matemática que involucre el razonamiento lógico-matemático, como es una secuencia lógica, y haya desarrollado la habilidad de seriación y clasificación, probablemente podrá llevar a cabo la tarea de descubrir una regla subyacente como la del instrumento, y tenderá a realizarla sin mayores problemas.

En el estudio, también se ha constatado una correlación negativa entre la predisposición desfavorable hacia la matemática y el rendimiento académico en matemáticas. Esto quiere decir que, en general, los estudiantes que puntúan más alto en el EPMAT tienden a alcanzar promedios de calificaciones más bajas en matemática. Esto puede explicarse, entre otras cosas, por el hecho de que estos estudiantes probablemente presenten una disposición actitudinal negativa a la matemática y a la vez tengan menores expectativas con respecto a sus logros en la disciplina, una menor confianza en sí mismos o un menor interés por el aprendizaje matemático. El rendimiento y la actitud están estrechamente ligados, a sabiendas de que los bajos rendimientos tienden a ponerse de manifiesto cuando existe una actitud negativa hacia la matemática o bien se asocian, según otras investigaciones, a bajos niveles de motivación o de expresión de ansiedad excesiva (Akin & Kurbanoglu, 2011; Nasiriyani, Khezri-Azar, Noruzy, & Reza-Dalvand, 2011; Samuelsson & Granstrom, 2007). Las actitudes de los alumnos hacia la matemática influyen necesariamente en el tiempo y esfuerzo dedicado a trabajar cuestiones relativas y fundamentales en esta asignatura, y esto repercute en el rendimiento y la calificación obtenidos. Una actitud positiva favorece el aprendizaje y una actitud negativa lo dificulta. Esta relación se reafirmó en el análisis de regresión lineal por pasos, donde se reiteró la existencia de esta relación inversa y su importante poder predictivo. Del mismo modo, se destaca el rol de las CMT, la inteligencia lógica y un aspecto relevante de la convivencia escolar como la percepción de indisciplina. Al considerar la interacción conjunta de las variables, el modelo explicativo predice una parte importante de la variabilidad observada en el rendimiento escolar en matemáticas, especialmente si este contempla un período de años suficientes como para poner de manifiesto una cierta regularidad de desempeño en la asignatura. Dentro de este porcentaje, se releva este de carácter actitudinal o motivacional asociado al aprendizaje de las matemáticas, que debe ser tempranamente abordado, pues puede llegar a cimentar una especie de desesperanza aprendida frente al aprendizaje de esta disciplina escolar. Por otra parte, el modelo explicativo permite confirmar que el nivel de CMT se erige como un muy buen predictor del rendimiento escolar en matemáticas, especialmente aquellas relacionadas con actividades de cálculo básico y resolución de problemas, lo que coincide con otros estudios (Jordan, Mulhern, & Wylie, 2009; Kroesbergen, Van Luit, Van Lieshout, Van Loosbroek, & Van De Rijt, 2009). Estos resultados plantean la necesidad de atender tempranamente factores afectivos ligados al aprendizaje de la matemática, ya que podría erigirse como un factor protector o modulador de las emociones negativas hacia las matemáticas, las que tienden a incrementarse a medida que transcurre el itinerario escolar (Bazán y Aparicio, 2006). Asimismo, el rol de la inteligencia lógica resulta relevante, pues no solo se asocia positivamente al rendimiento en matemáticas sino que también se relaciona favorablemente con los niveles de CMT tempranamente evaluados en los estudiantes y con una mejor predisposición hacia la matemática.

Queda claro que la evaluación de las CMT de tipo lógico relacional o piagetiano se vincula fuertemente con los procesos que evalúa el TILE, dado que este último implica un razonamiento lógico inductivo para descubrir la imagen que completa una serie de elementos figurativos, pues comprende la regla que le da sentido a todos ellos. Esta habilidad de razonar coherentemente es un elemento fundamental a la hora de abordar un problema y su posible estrategia de solución en el ámbito matemático y en muchas de las tareas escolares de otros ámbitos disciplinares, fortaleciendo la posibilidad de un enfrentamiento exitoso entre ellas.

Si bien el estudio busca determinar el nivel de predictibilidad de las competencias matemáticas tempranas de tipo lógico relacional y numéricas sobre el promedio de calificaciones en matemáticas en un período de cuatro años, este presenta una limitación importante: las calificaciones de los estudiantes que han sido evaluados previamente y que asisten a los diversos establecimientos no presentan necesariamente comportamientos de desempeño similares u homologables, tanto en el tipo de habilidades como de tareas matemáticas incluidas en los diversos instrumentos e instancias evaluativas que derivan en las calificaciones que finalmente obtienen los estudiantes. A partir de este hecho, sería importante contemplar a futuro algún tipo de instrumento común de carácter externo que evalúe en forma adecuada algunas de las competencias matemáticas inicialmente evaluadas, o bien considerar una evaluación de carácter transversal al sistema educativo, como podría ser el SIMCE en el área de matemáticas u otra prueba de habilidades matemáticas que aplica el propio Ministerio de Educación en esta área. De este modo, se podría disponer de una evaluación que presente demandas cognitivas con niveles similares de exigencia conceptuales y procedimentales para cada curso y no solo una calificación promedio.

Por último, se debe destacar el papel emergente de la percepción del estudiante respecto de los actos o conductas de indisciplina que acaecen al interior del establecimiento o en los cuales él se involucra, pues ello resitúa el rol del clima adecuado para el aprendizaje y pone de manifiesto una estrecha vinculación entre una predisposición desfavorable hacia la matemática y la posibilidad mayor de verse involucrado en actos de indisciplina o de conductas disruptivas durante la clase.

Finalmente, se debe señalar, como posible limitación del estudio, la dificultad asociada a la variable dependiente, pues si bien el rendimiento en matemáticas se determina en función del promedio de calificaciones en matemáticas durante un período de cuatro años, no es posible determinar si las calificaciones asignadas por los docentes representan niveles de logro similares o comparables en razón de criterios evaluativos probablemente disímiles. Por ello, se sugiere extender este estudio utilizando una herramienta más adecuada para ese propósito, como el análisis jerárquico multinivel.

El artículo original fue recibido el 18 de julio de 2014

El artículo revisado fue recibido el 4 de agosto de 2015

El artículo fue aceptado el 5 de agosto de 2015

Referencias

- 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.
- Ashcraft, M. H., & Krause, J. A. (2007). Working memory, math performance, and math anxiety. *Psychonomic Bulletin & Review*, 14(2), 243-248. doi: 10.3758/BF03194059
- Aubrey, W., Shen, F., & Byrnes, J. (2013). Does the opportunity-propensity framework predict the early mathematics skills of low-income pre-kindergarten children? *Contemporary Educational Psychology* 38, 259-270. doi: 10.1016/j.cedpsych.2013.04.004
- Bandalos, D. L., Finney, S. J., & Geske, J. A. (2003). A model of statistics performance based on achievement goal theory. *Journal of Educational Psychology*, 95(3), 604-616. doi: 10.1037/0022-0663.95.3.604
- Barbero, M. I., Holgado, F. P., Vila, E. y Chacón, S. (2007). Actitudes, hábitos de estudio y rendimiento en Matemáticas: diferencias por género. *Psicothema*, 19(3), 413-421. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/727/72719309.pdf>
- Barkatsas, A. N., Kasimatis, K., & Gialamas, V. (2009). Learning secondary mathematics with technology: Exploring the complex interrelationship between students' attitudes, engagement, gender and achievement. *Computers & Education*, 52, 562-570. doi: 10.1016/j.compedu.2008.11.001
- Bazán, L. y Aparicio, A. S. (2006). Las actitudes hacia la matemática-estadística dentro de un modelo de aprendizaje. *Revista de Educación*, 15(28), 7-20.
- Beilock, S. L., Gunderson, E. A., Ramirez, G., & Levine, S. C. (2010). Female teachers' math anxiety affects girl's math achievement. *Proceedings of the National Academy of Sciences in the United States of America*, 107(5), 1860-1863. doi: 10.1073/pnas.0910967107
- 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. (en prensa). Predisposición desfavorable hacia el aprendizaje de las Matemáticas: una propuesta para su medición. *Estudios Pedagógicos*.
- Cerda, G., Pérez, C., Moreno, C., Núñez, K., Quezada, E., Rebolledo, J. y Sáez, S. (2012). Adaptación de la versión española del Test de Evaluación Matemática Temprana de Utrecht en Chile. *Revista Estudios Pedagógicos*, 38(1), 235-253. doi: 10.4067/S0718-07052012000100014
- Cerda, G., Pérez, C. y Melipillán, R. (2010a). *Test de Inteligencia Lógica Elemental (TILE)*. Manual de aplicación. Concepción: Universidad de Concepción.
- Cerda, G., Pérez, C. y Melipillán, R. (2010b). *Test de Inteligencia Lógica Superior (TILS)*. Manual de Aplicación. Concepción: Universidad de Concepción.
- Cerda, G., Pérez, C., & Ortega, R. (2014). Relationship between early mathematical competence, gender and social background in Chilean elementary school population. *Anales de Psicología*. 30(3), 1006-1013. doi.org/10.6018/analesps.30.3.152891
- Del Rey, R., Casas, J., & Ortega-Ruiz, R. (en revisión). Development and validation of schoolwide climate scale. *Universitas Psychologica*.
- 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*. Reino Unido: Exeter.
- Federici, R., & Skaalvik, E. (2014). Students' perceptions of emotional and instrumental teacher support: Relations with motivational and emotional responses. *International Education Studies*, 7(1), 21-36. doi:10.5539/ies.v7n1p21
- Furner, J. M., & Berman, B. T. (2003). Math anxiety: Overcoming a major obstacle to the improvement of student math performance. *Childhood Education*, 79(3), 170-175.
- Gil, N., Blanco, L. y Guerrero, E. (2005). El dominio afectivo en el aprendizaje de las matemáticas. Una revisión de sus descriptores básicos. *Revista Iberoamericana de Educación Matemática*, 2, 15-32.
- González-Castro, P., Rodríguez, C., Cueli, M., Cabeza, L. y Álvarez, L. (2014). Competencias matemáticas y control ejecutivo en estudiantes con trastorno por déficit de atención con hiperactividad y dificultades de aprendizaje de las matemáticas. *Revista de Psicodidáctica*, 19(1), 125-143. doi: 10.1387/RevPsicodidact.7510
- Güven, B., & Cabakcor, B. (2013). Factors influencing mathematical problem-solving achievement of seventh grade Turkish students. *Learning and Individual Differences* 23, 131-137. doi:10.1016/j.lindif.2012.10.003

- 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. doi: 10.1080/01443410701413753
- Jordan, J., Mulhern, G., & Wylie, J. (2009). Individual differences in trajectories of arithmetical development in typically achieving 5- to 7-year-olds. *Journal of Experimental Child Psychology, 103*(4), 455-468. doi: 10.1016/j.jecp.2009.01.011
- Jordan, N., Kaplan, D., Locuniak, M., & Ramineni, C. (2007). Predicting first-grade math achievement from developmental number sense trajectories. *Learning Disabilities Research & Practice, 22*(1), 36-46. doi: 10.1111/j.1540-5826.2007.00229.x
- Kroesbergen, E. H., Van Luit, J. E. H., Van Lieshout, E. C. D. M., Van Loosbroek, E., & Van De Rijt, B. A. M. (2009). Individual differences in early numeracy: The role of executive functions and subitizing. *Journal of Psychoeducational Assessment, 27*(3), 226-236. doi: 10.1177/0734282908330586
- Lim, S. Y., & Chapman, E. (2013). Development of a short form of the attitudes toward mathematics inventory. *Educational Studies in Mathematics, 82*, 145-164. doi: 10.1007/s10649-012-9414-x
- Locuniak, M., & Jordan, N. (2008). Using kindergarten number sense to predict calculation fluency in second grade. *Journal of Learning Disabilities, 41*(5), 451-459. doi: 10.1177/0022219408321126
- Marchand, G., & Skinner, E. A. (2007). Motivational dynamics of children's academic help-seeking and concealment. *Journal of Educational Psychology, 99*(1), 65-82. doi: 10.1037/0022-0663.99.1.65
- 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.
- McKenzie, K., Gow, K., & Schweitzer, R. (2004). Exploring first-year academic achievement through structural equation modelling. *Higher Education Research & Development, 23*, 95-112. doi: 10.1080/0729436032000168513
- Mineduc (2013). *Manual estratégico. Programa de apoyo a la Gestión del Clima y la Convivencia Escolar*. Santiago, Chile: Mineduc, Unidad de transversalidad educativa, división de educación general.
- 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. doi: <http://dx.doi.org/10.1387/RevPsicodidact.930>
- Moenikaa, 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
- Nasiriyar, A., Khezri-Azar, H. K., Noruzy, A., & Reza-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.
- National Research Council (2009). *Mathematics learning in early childhood: Paths towards excellence and equity*. Washington, DC: The National Academies Press.
- Navarro, J., Aguilar, M., Alcalde, C., Marchena, E., Ruiz, G., Menacho, I. y Sedeño, M. (2009). Estimación del aprendizaje matemático mediante la versión española del Test de Evaluación Matemática Temprana de Utrecht. *European Journal of Education and Psychology, 2*(2), 131-143. doi: 10.1111/j.2044-8279.2011.02043.x
- Navarro, J. I., Aguilar, M., Alcalde, C., Ruiz G., Marchena E., & Menacho I. (2011). Inhibitory processes, working memory, phonological awareness, naming speed, and early arithmetic achievement. *The Spanish Journal of Psychology, 14*(2), 580-588. doi: 10.5209/rev_SJOP.2011.v14.n2.6.
- Navarro, J. I., Aguilar, M., Marchena, E., Ruiz, G., Menacho, I., & Van Luit, J. (2012). Longitudinal study of low and high achievers in early mathematics. *British Journal of Educational Psychology, 82*, 28-41. doi:10.1111/j.2044-8279.2011.02043.x
- 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
- Passolunghi, M. C., & Lanfranchi, S. (2012). Domain-specific and domain-general precursors of mathematical achievement: A longitudinal study from kindergarten to first grade. *British Journal of Educational Psychology, 82*, 42-63. doi:10.1111/j.2044-8279.2011.02039.x
- Rosário, 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.
- Samuelsson, J., & Granström, K. (2007). Important prerequisites for students' mathematical achievement. *Journal of Theory and Practice in Education, 3*, 150-170.

-
- 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. doi: 10.3200/JOER.99.5
- 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
- Skaalvik, S., & Skaalvik, E. M. (2005). Self-concept, motivational orientation, and help-seeking behavior in mathematics: A study of adults returning to high school. *Social Psychology of Education*, 8(3), 285-302. doi.org/10.1007/s11218-005-3276-3
- 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*, 30, 118-123. doi: 10.1016/j.lindif.2013.10.019
- Toledo, M. I., Magendzo, A. y Gutiérrez, V. (2009). *Relación entre intimidación (bullying) y clima en la sala de clases y su influencia sobre el rendimiento de los estudiantes*. Santiago, Chile: Fondo de Investigación y Desarrollo en Educación, Mineduc.
- Van De Rijt, B. A. M., & Van Luit, J. E. H. (1998). Effectiveness of the additional early mathematics program for teaching children early mathematics. *Instructional Science*, 26(5), 337-358.
- Van Luit, J. E. H., Van de Rijt, B. A. M., & Pennings, A. H. (1998). *The Utrecht Early Numeracy Test*. Doetinchem, Países Bajos: Graviant Publishing.
- Yaratan, H., & Kasapoğlu, L. (2012). Eight 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