

# MEJORA Y EVALUACIÓN DE UN CUESTIONARIO DE CREENCIAS DE MATEMÁTICAS EN FUNCIÓN DE NACIONALIDAD, EDAD Y SEXO

J. Diego-Mantecón, P. Andrews  
Universidad de Cambridge, Reino Unido

P. Op't Eynde  
Universidad de Lovaina, Bélgica

## RESUMEN

Este artículo describe la adaptación al contexto educativo español e inglés del cuestionario de creencias de matemáticas (Mathematics-Related Beliefs Questionnaire MRBQ), desarrollado en la Universidad de Lovaina (Op't Eynde y De Corte, 2003). El instrumento original, evaluado con estudiantes flamencos, dio como resultado cuatro escalas de las que sólo dos resultaron fiables. En este trabajo mostramos cómo el cuestionario ha sido mejorado, obteniendo cuatro escalas y diez subescalas fiables, con estudiantes de secundaria. Los resultados muestran la eficacia del instrumento ya revisado para evaluar sistemas de creencias entre estudiantes de diferente nacionalidad, edad y sexo.

## ABSTRACT

*This paper describes the adaptation to the Spanish and English educational context of the mathematics-related beliefs questionnaire (MRBQ) developed at the University of Leuven (Op't Eynde and De Corte, 2003). The original instrument, tested with Flemish students, yielded four scales, achieving satisfactory levels of reliability for two of the scales. We show here how the MRBQ was refined to yield four reliable scales, and ten subscales, with a sample of secondary students. The results show the effectiveness of the revised instrument for testing beliefs systems among students of different nationalities, ages and gender.*

---

## INVESTIGACIÓN EN EDUCACIÓN MATEMÁTICA XI

J. Diego-Mantecón, P. Andrews y P. Op't Eynde (2007). MEJORA Y EVALUACIÓN DE UN CUESTIONARIO DE CREENCIAS DE MATEMÁTICAS EN FUNCIÓN DE NACIONALIDAD, EDAD Y SEXO, pp. 325-333.

## INTRODUCCIÓN

En este trabajo presentamos una adaptación del cuestionario de creencias de matemáticas, desarrollado en la Universidad de Lovaina (Op't Eynde y De Corte, 2003). El estudio original pretendía desarrollar, a partir de un fundamento teórico válido, un instrumento integral que evaluara los sistemas de creencias de los estudiantes sobre las matemáticas, su enseñanza y aprendizaje. El MRBQ ha demostrado su capacidad para detectar creencias entre estudiantes de diferente sexo y distintas escuelas de secundaria. No obstante, sólo dos de las cuatro escalas generadas por el análisis factorial alcanzaron un nivel de fiabilidad aceptable, no realizándose tampoco intento alguno para identificar posibles subescalas. Además, el MRBQ ha sido desarrollado en Flandes y evaluado sobre alumnos flamencos, sin que exista ningún indicio de que pueda ser transferible a otros contextos. En este artículo adaptamos y mejoramos el MRBQ al contexto educativo español e inglés, con el objetivo de evaluar su sensibilidad frente a variables como nacionalidad, edad y sexo.

## MARCO TEÓRICO

Kilpatrick, Swafford y Findell (2001) reconocen que las creencias son tan necesarias como las funciones psicológicas de cognición y metacognición para lograr un aprendizaje efectivo. De hecho, influyen fuertemente en cómo los alumnos aprenden matemáticas, pudiendo incluso obstaculizar su aprendizaje (Pehkonen y Törner, 1999). A pesar de su importancia, no existe una definición consensuada. Pajares (1992) sugiere que se debe a la dificultad de distinguir entre 'creencias' y 'conocimiento'. Abelson (1979) señala que las creencias son no-consensuales y en consecuencia discutibles, mientras que el conocimiento, generalmente, puede ser verificado. Es decir, las creencias son construcciones individuales, mientras que el conocimiento es una construcción esencialmente social (Op't Eynde, De Corte y Verschaffel, 2002). Furinghetti y Pehkonen (2002) hablan de conocimiento objetivo y subjetivo como medios de distinción entre el conocimiento formalizado y colectivamente aceptado, representado por las matemáticas, y el conocimiento individualmente construido y experiencial del individuo. En este trabajo, consideramos las creencias, en general, como "subjetivas, basadas en la experiencia, y a menudo conocimiento implícito" (Pehkonen y Pietilä, 2003: 2).

Por otro lado sí hay consenso respecto a su funcionamiento; un individuo recibe continuamente percepciones de su entorno y compara sus creencias con nuevas experiencias u otras creencias (Green, 1971). Esta continua evaluación y cambio significa que cada nueva creencia se incorpora automáticamente en una existente estructura o sistema de creencias (Pajares, 1992; Green, 1971). A pesar de esto, tradicionalmente las creencias han sido estudiadas separadamente; por ejemplo, algunos investigadores han limitado su estudio a las creencias epistemológicas (Schommer, 1994), sobre la motivación del alumno (Mason, 2003), sobre el entorno de la clase (Cobb y Yackel, 1998), etc. Considerando lo anterior, el equipo de Lovaina elaboró el MRBQ, con el objetivo de categorizar los diferentes tipos de creencias así como sus relaciones (Op't Eynde y De Corte, 2003). En una minuciosa revisión de la literatura identificaron tres categorías principales que informaron la elaboración de su cuestionario: creencias sobre (1) 'educación matemática', (2) 'uno mismo como estudiante de matemáticas' y (3) 'el entorno de la clase'. Cada una de ellas está relacionada entre sí y constituida por subcategorías. La primera categoría se divide en: creencias sobre 'la naturaleza de las matemáticas', 'el aprendizaje y la resolución de problemas', y 'la enseñanza'. La segunda abarca cinco subcategorías: 'orientación intrínseca' y 'extrínseca' del estudiante,

‘autoeficacia’, ‘autorregulación’ y ‘valor de las tareas matemáticas’. Finalmente, la tercera categoría se centra en ‘cómo los estudiantes perciben lo motivado que está su profesor’, ‘el modo en que interactúa con ellos’ e ‘imparte su clase’.

Es bien reconocido que el contexto socio-cultural, la edad y el sexo de los estudiantes son factores que determinan las creencias, sin embargo, el modo en que influyen no está bien determinado (Diego-Mantecón, 2006). Gran parte de los estudios comparativos no han considerado la influencia mutua de estos tres factores, y más importante, no se han centrado en los aspectos estructurales de las creencias sino en la comparación de ítems. Por ejemplo, Pehkonen y Tompa (1994), comparando las creencias de estudiantes finlandeses y húngaros, utilizaron el análisis factorial para reducir una gran cantidad de ítems a proporciones ‘compactas’, pero omitieron las implicaciones estructurales, centrando su atención en la comparación de las puntuaciones de cada ítem. Pehkonen (1995) comparó las creencias entre estudiantes de diferentes nacionalidades, analizando las respuestas a una serie de ítems individuales que habían sido agrupados a criterio del investigador. Métodos similares fueron usados por Mason (2003) y Leder (2001) para comparar creencias con relación a la edad y sexo, respectivamente. Nuestro propósito es por lo tanto, mejorar el cuestionario de Op’t Eynde y De Corte (2003), incrementando la fiabilidad de sus escalas y analizando posibles subescalas, con el objetivo de determinar el grado en que el instrumento podría evaluar conjuntamente sistemas de creencias en distintas culturas educativas, edades y sexos.

## MÉTODO

El instrumento original constaba de 40 ítems. En un intento de complementar y mejorar la escala original se añadieron 33 más, obtenidos de varias fuentes como las escalas de Kloosterman y Stage (1992) y Pintrich y De Groot (1990). Todos los ítems fueron sometidos a examen por colegas de Inglaterra y España, para establecer su equivalencia conceptual y lingüística (Osborn, 2004). Además, fueron estratégicamente combinados y divididos en grupos de cinco para facilitar su respuesta. Empleamos una escala Likert de seis puntos para seguir el enfoque del equipo de Lovaina y porque consideramos que forzar una decisión podría mejorar los datos resultantes. Tras varias pruebas piloto, el cuestionario se distribuyó, durante la primavera de 2006, a estudiantes de 12 y 15 años en un instituto de Cambridge (Inglaterra) y en tres de Santander (España).

## RESULTADOS

Para llevar a cabo nuestro objetivo de determinar el grado en que los datos reflejan constructos psicológicos, adoptamos varios procedimientos analíticos. Primeramente, realizamos un análisis de fiabilidad sobre la totalidad de respuestas (625: 220 de Inglaterra y 405 de España), dando como resultado un satisfactorio alfa de Cronbach ( $\alpha = .934$ ). Puesto que la exclusión de ítems no mejoraba la fiabilidad, sometimos los 73 ítems al ‘método de componentes principales’. Aunque el test de Cattell Scree sugería la extracción de cinco factores, una solución de cuatro se mostraba abiertamente consistente. El porcentaje de varianza de los cuatro factores representó el 38.9 %, que a pesar de no ser alto, resulta favorable comparado con el 38.3 % original. Con el fin de aumentar la interpretabilidad de dichos factores estos fueron rotados. Concretamente se usó una rotación ortogonal porque partimos de la presunción de que no existe relación entre ellos (Bryman y Cramer, 2001). La relación de cada ítem con su factor se expresa como “correlación”. Siguiendo el estudio original han sido aceptados

sólo ítems con un coeficiente de correlación mayor que 0.4, en consecuencia trece ítems fueron desechados del análisis. Para determinar la existencia de posibles subfactores se realizó un segundo análisis en cada factor. A continuación, presentamos la descripción de cada uno de ellos. Por razones de espacio sólo incluimos los ítems y los coeficientes de correlación de los factores 1 y 2. Para una mejor comprensión, los coeficientes no se exponen por orden de los factores sino de los subfactores.

### Factor 1

La Tabla 1 muestra los ítems y coeficientes del primer factor y sus subfactores. Con leves variaciones cada uno de estos ítems se halla también en el primer factor del análisis original. Nuestra interpretación es que muchos de los ítems aluden a una disposición positiva hacia el aprendizaje de las matemáticas, así como al aprendizaje en sí mismo. En concreto, algunos ítems, con palabras como *disfrutar*, *valorar* y *agradable*, parecen apuntar al dominio afectivo mientras que otros, con palabras como *entender*, *examinar* o *explicar*, señalan al dominio cognitivo. Op't Eynde y De Corte (2003) determinaron que este factor hace referencia a las creencias del alumno sobre el **rol de su profesor**, opinión que compartimos. El alfa de Cronbach de esta escala ( $\alpha = .921$ ) es idéntico al del estudio original.

El segundo análisis dio como resultado dos subfactores con niveles de fiabilidad satisfactorios. Los ítems clave del primero (1.1) se refieren al modo en que el profesor se ocupa del aprendizaje pleno de sus alumnos ( $\alpha = .924$ ) y los del segundo (1.2) aluden al interés del profesor en sus alumnos ( $\alpha = .734$ ). El factor 1 está por lo tanto, dividido en dos subfactores y no en tres, como recoge el estudio original. No obstante, Op't Eynde y De Corte (2003) no realizaron un segundo análisis para confirmarlo, asumiendo que las tres subcategorías descritas en su marco teórico estaban representadas por los ítems en este factor.

Tabla 1: coeficientes de correlación del factor 1 y sus subfactores

	1	1.1	1.2
Mi profesor quiere que disfrutemos aprendiendo cosas nuevas	.812	.839	
Mi profesor entiende nuestros problemas y dificultades con las matemáticas	.788	.771	
Mi profesor trata de que las clases de matemáticas sean interesantes	.772	.770	
Mi profesor valora que nos esforcemos aunque nuestros resultados no sean buenos	.756	.744	
Mi profesor siempre nos muestra, paso a paso, cómo resolver un problema, antes de darnos más ejercicios	.730	.737	
Mi profesor escucha atentamente cuando decimos algo	.769	.730	
Mi profesor es agradable con nosotros	.785	.708	.418
Mi profesor nos da siempre tiempo para examinar los problemas nuevos y probar diferentes estrategias para solucionarlos	.660	.698	
Mi profesor quiere que entendamos el contenido de la asignatura	.665	.694	
Mi profesor nos explica por qué las matemáticas son importantes	.594	.665	

Trabajamos mucho en grupo en las clases de matemáticas	.401	.532	
Mi profesor cree que los errores son aceptables si aprendemos de ellos	.505	.532	
Mi profesor está demasiado centrado en el contenido de la asignatura como para prestarnos atención	-.553		-.845
A mi profesor no le preocupa cómo nos sentimos en clase (si entendemos las cosas o no, si estamos aburridos, etc.)	-.523		-.828
Alpha	.921	.924	.734

## Factor 2

El factor 2 alude a la percepción de los alumnos sobre su capacidad para tener éxito en matemáticas. Aún existiendo elementos de carácter cognitivo reflejados en palabras como *entender*, la mayoría de los ítems apuntan a un dominio afectivo en general y a la autoeficacia en particular. A pesar del solapamiento con el segundo factor del análisis original, para nosotros no se refiere tanto a la importancia de las matemáticas sino a la **competencia** personal. De hecho expresiones como *creo, me gusta, puedo, prefiero* y *estoy seguro* versan sobre la autoeficacia del alumno. El coeficiente alfa de este factor ( $\alpha = .915$ ) resulta favorable comparado con el coeficiente original ( $\alpha = .89$ ).

Tabla 2: coeficientes de correlación del factor 2 y sus subfactores

	2	2.1	2.2	2.3
Creo que es interesante lo que aprendo en clase de matemáticas	.601	.850		
Me gusta lo que aprendo en esta clase	.594	.836		
Me interesan mucho las matemáticas	.655	.807		
Me gusta hacer cosas de matemáticas	.678	.757		
Prefiero tareas que supongan un reto para así aprender cosas nuevas	.522	.683		
Espero hacerlo bien en las tareas y los exámenes de matemáticas	.583	.605		
Prefiero las matemáticas en las que tengo que esforzarme para encontrar la solución	.565	.596		
He descubierto que si tengo paciencia puedo hacer problemas difíciles de matemáticas	.462	.534		
Estoy seguro de poder aprender como resolver el problema más difícil de matemáticas	.556	.534		
No tengo que esforzarme demasiado para entender las matemáticas	.634		.835	
Comparado con otros compañeros creo que soy bueno en matemáticas	.692		.638	.416
Creo que lo voy hacer bien en matemáticas este curso	.647	.432	.581	
Entiendo todo lo que hemos hecho en matemáticas este año	.701	.475	.572	

Normalmente puedo hacer problemas de matemáticas que me llevan mucho tiempo resolver	.501		.476	
Puedo comprender incluso el tema más difícil que me enseñen en matemáticas	.678	.443	.452	
Haciéndolo lo mejor que puedo en matemáticas intento mostrarle a mi profesor que soy mejor que otros compañeros	.411			.852
Me esfuerzo mucho en matemáticas para demostrarles al profesor y al resto de mis compañeros lo bueno que soy	.404			.769
Alpha	.915	.917	.812	.667

La Tabla 2 muestra los tres subfactores del factor 2. Los ítems del primero parecen remitir a la percepción del alumno sobre el disfrute de aquellas matemáticas que suponen un reto. El segundo, que no se encuentra desvinculado del primero, está relacionado con una competencia absoluta (intrínseca) del alumno en matemáticas, mientras que el tercer subfactor alude a una competencia relativa (extrínseca). El primer y segundo subfactor muestran una alta fiabilidad ( $\alpha = .917$  y  $\alpha = .812$  respectivamente), y el tercero una fiabilidad moderada ( $\alpha = .667$ ). El estudio original proponía sólo dos subfactores, 'valor de las tareas' y 'autoeficacia', pero como en el factor 1 no fueron confirmados.

### Factor 3

La mayoría de los ítems del tercer factor apuntan a la **relevancia** de las matemáticas (ej. saber matemáticas me ayudará a ganarme la vida), aunque varios se refieren a cuestiones del aprendizaje (ej. creo que es importante aprender distintas maneras de resolver un mismo problema). Esto se puede interpretar en términos de la significación de las matemáticas en el mundo real, las matemáticas como asignatura intrínsecamente valiosa o de utilidad para otro tipo de ocupaciones. La estructura subyacente de este factor se parece mucho a la del segundo factor, *significación de las matemáticas*, identificada en el estudio original. En nuestra opinión, ninguno de los factores que surgieron en nuestro análisis refleja la dimensión de matemáticas como una 'actividad social' que sustentaba el tercer factor en el análisis original. El coeficiente alfa obtenido ( $\alpha = .875$ ) mejora el coeficiente original ( $\alpha = .65$ ).

Analizando la solución de los tres subfactores observamos lo siguiente: el primer subfactor ( $\alpha = .821$ ) parece aludir a una percepción personal de las matemáticas como relevantes, mientras que el segundo ( $\alpha = .814$ ) apunta a una relevancia global o colectiva (ej. las matemáticas nos permiten entender el mundo en que vivimos). El tercer subfactor ( $\alpha = .741$ ) está ligado a la percepción de las diferentes estrategias en el aprendizaje de las matemáticas y la resolución de problemas.

### Factor 4

El último factor, orientado negativamente, hace referencia a las matemáticas como una asignatura cerrada, mecánica y a menudo difícil. En ciertos aspectos, hay reminiscencias de las matemáticas como un dominio de excelencia al igual que había surgido en el análisis original. Sin embargo, el factor aquí identificado parece poseer una cualidad afectiva que hace alusión a las matemáticas como una asignatura **difícil**. El coeficiente de fiabilidad de esta última escala ( $\alpha = .764$ ) resulta más favorable en comparación con el original ( $\alpha = .69$ ).

En este factor, la solución de dos subfactores con  $\alpha = .741$  y  $\alpha = .615$  se presenta como la más consistente. El primero aparece relacionado con el acceso personal a las matemáticas. Enfatiza la idea de que éstas están sólo al alcance de los alumnos más dotados (ej. sólo los estudiantes muy inteligentes pueden entender las matemáticas), lo que puede llevar a la interpretación de las matemáticas como un conocimiento inaccesible. El segundo, apunta a las matemáticas como un cuerpo fijo de conocimiento que exige poca pero buena memoria (ej. aprender matemáticas consiste básicamente en memorizar). Es decir, las matemáticas como conocimiento memorístico.

### Evaluación de los factores

De acuerdo con nuestro objetivo de determinar el grado en que el cuestionario revisado sería sensible a las diferencias en nacionalidad, edad, y sexo, se calcularon las puntuaciones de los factores – la media de todos los ítems en cada factor – por cada estudiante. Se sometieron posteriormente a una variedad de análisis comparativos, utilizando entre otros t-test. Recordamos que en una escala de seis puntos, donde 1 es positivo y 6 negativo, la puntuación 3.5 corresponde a la neutralidad.

Tabla 3: media, desviación estándar y probabilidades asociadas para nacionalidad, edad y sexo en cada factor.

Nacional.	Rol del Profesor		Competencia		Relevancia		Asignatura Difícil	
	E	I	E	I	E	I	E	I
M	2.44	2.84	2.84	3.54	2.04	2.43	4.34	4.07
SD	0.99	0.98	0.83	0.90	0.65	0.82	0.71	0.63
p	0.000		0.000		0.000		0.000	
Edad	15	12	15	12	15	12	15	12
M	2.94	2.30	3.38	2.86	2.47	1.96	4.19	4.28
SD	1.08	0.85	0.92	0.85	0.75	0.65	0.66	0.72
p	0.000		0.000		0.000		0.105	
Sexo	F	M	F	M	F	M	F	M
M	2.59	2.57	3.30	2.90	2.22	2.14	4.31	4.18
SD	0.99	1.02	0.94	0.86	0.75	0.72	0.66	0.73
p	0.884		0.000		0.165		0.020	

Respecto a la nacionalidad, la Tabla 3 muestra que los estudiantes españoles son significativamente más positivos que los ingleses en las tres escalas orientadas positivamente y significativamente más negativos en la escala orientada negativamente ( $p < 0.0005$ ). Por ejemplo, en creencias sobre la competencia personal los estudiantes españoles son claramente positivos ( $M=2.84$ ), mientras los ingleses tienden a la neutralidad ( $M=3.54$ ), rondando casi en lo negativo.

Con referencia a la edad, en tres de los cuatro factores los estudiantes de 12 años, independientemente de la nacionalidad, son de forma significativa ( $p < 0.0005$ ) medio punto más positivos que los estudiantes de 15 años. El único factor que no muestra ninguna diferencia significativa es el de las matemáticas como asignatura difícil donde la creencia de los estudiantes de ambas edades tendió a rechazar esta noción.

Finalmente, con relación al sexo, las cifras muestran que las chicas, independientemente de su edad o nacionalidad son significativamente ( $p < 0.0005$ ) menos positivas que los chicos en el factor de la competencia personal, aunque más negativas en el factor de las matemáticas como asignatura difícil. Es decir, las chicas creen menos en su competencia personal pero consideran las matemáticas una asignatura más fácil. Otros análisis, que por razones de espacio no hemos divulgado aquí, indicaron interesantes efectos combinados entre las tres variables mencionadas.

## CONCLUSIONES

Op't Eynde y De Corte (2003) describieron el MRBQ como un instrumento integral para la evaluación de sistemas de creencias. Este trabajo muestra que el instrumento original era susceptible de un ulterior desarrollo que ha derivado en una solución de cuatro sistemas de creencias fiables (y diez subsistemas) para estudiantes españoles e ingleses de 12 y 15 años. Estos resultados sugieren que dichos sistemas podrían ser además mantenidos por otros estudiantes europeos, aunque serán necesarios más estudios para su verificación, y para la identificación de una estructura más precisa. Dada la reducida y localizada muestra del estudio no es posible generalizar, sin embargo, las diferencias significativas en creencias sustentan la conclusión de que el instrumento es sensible al contexto socio-cultural, edad y sexo. De hecho, en nuestros análisis, los niveles de probabilidad fueron lo suficientemente bajos como para que los errores de interpretación sean altamente improbables, proporcionando una prueba adicional de que el mejorado MRBQ puede ser una potente herramienta en la investigación comparativa de sistemas de creencias.

## BIBLIOGRAFÍA

- Abelson, R. (1979). Differences between belief systems and knowledge systems. *Cognitive Science*, 3 (4), 355-366.
- Bryman, A. & Cramer, D. (2001). *Quantitative Data Analysis with SPSS Release 10 for Windows: A Guide for Social Scientists*. London, UK: Routledge.
- Cobb, P. & Yackel, E. (1998). A constructivist perspective on the culture of the mathematics classroom. En F. Seeger, J. Voigt, & U. Waschescio (Eds.), *The culture of the mathematics classroom* (pp. 158-190). New York: Cambridge University Press.
- Diego Mantecón, J.M. (2006). *A comparison of secondary English and Spanish Students' conceptions about Mathematics*. Faculty of Education, Cambridge University.
- Furinghetti, F. & Pehkonen, E. (2002). Rethinking characterizations of belief. En G. Leder, E. Pehkonen & G. Törner (Eds.), *Beliefs: A hidden variable in mathematics education?* (pp. 39-57). Dordrecht: Kluwer.
- Green, T. (1971). *The Activities of Teaching*. London: McGraw Hill.
- Kilpatrick, J., Swafford, J. & Findell, B. (Eds.) (2001). *Adding It Up: Helping children learn mathematics*. Washington DC: National Research Council.



- Kloosterman, P. & Stage F., (1992). Measuring beliefs about mathematical problem solving. *School Science and Mathematics*, 92, 109-115.
- Leder, G.C. (2001). Pathways in mathematics towards equity: a 25 year journey. En M. van den Heuvel-Panhuizen (Ed.), *25 Conferencia del Grupo Internacional para la Psicología de Educación Matemática*, Vol. 1 (pp.41-54). Utrecht, Netherlands.
- Mason L., (2003). High school students' beliefs about maths, mathematical problem solving and their achievement in maths: a cross-sectional study. *Educational Psychology*, 23 (1), 73-85.
- Op't Eynde, P. & De Corte, E. (2003, abril). *Students' mathematics-related belief systems: design and analysis of a questionnaire*. Simposio, "La relación entre las creencias epistemológicas de los estudiantes, cognición y aprendizaje", Encuentro Anual de la Asociación Americana para la Investigación Educativa. Chicago.
- Op't Eynde, P., De Corte, E. & Verschaffel, L. (2002). Framing students' mathematics-related beliefs: a quest for conceptual clarity and a comprehensive categorization. En G. Leder, E. Pehkonen & G. Törner (Eds.), *Beliefs: A hidden variable in mathematics education?* (pp. 13-37). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Osborn, M. (2004). New methodologies for comparative research? Establishing "constants" and "contexts" in educational experience. *Oxford Review of Education*, 30 (2), 265 - 285.
- Pajares, M.F. (1992). Teachers beliefs and educational research: cleaning up a messy construct. *Review of Educational Research*, 62 (3), 307-332.
- Pehkonen, E. (1995). *Pupils' View of Mathematics: Initial report for an international comparison project*. University of Helsinki. Department of Teacher Education. Research Report 152.
- Pehkonen, E. & Pietilä, A. (2003, febrero-marzo). *On relationships between beliefs and knowledge in mathematics education*. Tercera Conferencia de la Sociedad Europea para la Investigación en Educación Matemática (CERME). Bellaria, Italy.
- Pehkonen, E. & Tompa, K. (1994). Pupils' conceptions about mathematics teaching in Finland and Hungary. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*, 25 (2), 229 - 238.
- Pehkonen, E. & Törner, G. (1999, noviembre). Introduction to the abstract book for the Oberwolfach meeting on belief research. En E. Pehkonen & G. Törner (Eds.), *Mathematical beliefs and their impact on teaching and learning of mathematics*. Workshop in Oberwolfach, (pp. 3-10).
- Pintrich, P. & De Groot, V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, 82 (1), 33-40.
- Schommer, M. (1994). Synthesizing epistemological belief research: Tentative understandings and provocative confusions. *Educational Psychology Review*, 6, 293-319.