
EDUCACIÓN

Sección a cargo de

María José González López

Evaluación de un Modelo de Creencias Transcultural para el Aprendizaje de las Matemáticas

por

José Manuel Diego-Mantecón

RESUMEN. En este artículo se presenta una versión refinada del cuestionario de creencias de matemáticas MRBQ (Mathematics-Related Beliefs Questionnaire) desarrollado en la Universidad de Lovaina ([23]), y su adaptación a cuatro contextos europeos diferentes. En particular, se muestra cómo el MRBQ fue refinado y validado para medir las creencias de estudiantes de 11/12 años en España, Inglaterra, Eslovaquia e Irlanda. Los resultados confirmaron la equivalencia conceptual y lingüística del cuestionario refinado. Estas equivalencias son necesarias para poder comparar satisfactoriamente creencias en los cuatro contextos socio-culturales indicados. Se finaliza mostrando los resultados obtenidos al utilizar el cuestionario refinado para comparar las creencias de los estudiantes sobre las matemáticas, encontrándose diferencias significativas según la nacionalidad y el sexo.

1. INTRODUCCIÓN

En las dos últimas décadas ha aumentado enormemente el interés por investigar el impacto que las creencias tienen en las distintas dimensiones del aprendizaje de las matemáticas ([18], [16]). Las razones por las que se estudian son bien conocidas. Como resume Schoenfeld,

«Las creencias sobre las matemáticas determinan la manera en la que se plantea un problema, las técnicas que se van a usar, cuánto tiempo y esfuerzo se va a invertir en resolverlo, etc. Las creencias establecen el contexto dentro del cual operan los recursos, los heurísticos y el control» ([33], p. 45).

Alexander y Dochy [2] destacan la importancia de los aspectos socio-culturales en la construcción de las creencias del individuo. Op't Eynde et al. [22] afirman que las creencias están basadas en la vida social del estudiante y determinadas por el amplio contexto socio-cultural en el que se encuentra. En particular, Andrews y Hatch [3], en un estudio con maestros ingleses y húngaros, han demostrado la influencia de la cultura en las estructuras de creencias del profesor con respecto a la naturaleza y enseñanza de las matemáticas.

En el estudio de las creencias del estudiante, los investigadores han polarizado entre dominio general y dominio específico dentro de contextos como la epistemología ([9], [24]), la autoeficacia ([34]) y la motivación ([26], [27]). Debido al carácter aislado de estas investigaciones, no hay consenso en el papel que juegan las distintas categorías de creencias en el aprendizaje de las matemáticas ([22]). Aunque se han propuesto varios modelos (ej. [19], [29]), cada uno clasifica las creencias de forma diferente. Teniendo en cuenta estas consideraciones, Op't Eynde y De Corte [23] diseñaron el cuestionario MRBQ (Mathematics-Related Beliefs Questionnaire), con el objetivo principal de conceptualizar un único modelo que integrase las diferentes categorías de creencias estudiadas por separado hasta el momento. Se pretendía así reconciliar la investigación tradicional de lo cognitivo con lo motivacional y afectivo. El MRBQ, de acuerdo con una amplia revisión de la literatura, incluyó tres dimensiones principales de creencias relacionadas con: (1) la naturaleza de las matemáticas, (2) uno mismo en relación con las matemáticas y (3) el rol del profesor. Las tres dimensiones, relacionadas entre sí, se dividen a su vez en sub-categorías ([10]). La fiabilidad del MRBQ se testó mediante un análisis factorial con una muestra de 365 estudiantes flamencos. Los resultados arrojaron cuatro factores principales y se detectaron diferencias significativas en las creencias de estudiantes de escuelas y sexo diferentes ([24]). Sin embargo, dos de los cuatro factores alcanzaron sólo niveles moderados de fiabilidad y no se realizó ningún intento por determinar las sub-escalas pronosticadas en el modelo inicial. Además, el MRBQ fue desarrollado y evaluado con estudiantes flamencos sin evidencias que sugirieran que es transferible a otros contextos.

En el contexto anterior, el objetivo de este trabajo es revisar el MRBQ para mejorar la fiabilidad de las escalas e identificar posibles sub-escalas, así como determinar en qué medida el instrumento es transferible a otros contextos culturales. Como se ha indicado anteriormente, el aspecto cultural es central en el estudio de las creencias. En particular, en este artículo se describe cómo el MRBQ que se desarrolló en la universidad de Lovaina ([23]) fue adaptado para su utilización en un contexto español, inglés, eslovaco e irlandés.

2. CREENCIAS Y ESTUDIOS COMPARATIVOS

2.1. CONCEPTUALIZACIÓN

La problemática de la conceptualización de las creencias se refleja claramente en la literatura ([5], [20]). Mason [17] destaca la magnitud del problema ofreciendo, al menos, un término relacionado con el significado de las creencias por cada letra del

alfabeto. La confusión se agrava por el simple hecho de que el término *creencia* no tiene una traducción directa en todas las lenguas ([36]). En particular, en el campo de la educación matemática no existe una definición consensuada de creencia ([20], [8]). Algunos no llegan a dar una definición y otros lo hacen de una forma poco precisa. Por ejemplo, Handal [14] afirma que las creencias matemáticas del profesor son sus creencias sobre la enseñanza y aprendizaje de las matemáticas, y Beswick [8] sugiere que las creencias son cualquier cosa que un individuo considere como verdad. Las dos definiciones son problemáticas, la primera porque es circular y la segunda porque la gente mantiene las creencias, dentro de un mundo espiritual más allá de lo tangible, como algo no verificable que aceptan al margen del conocimiento.

Estudios recientes sugieren que las creencias del estudiante son complejas, multidimensionales, interactivas, socioculturales, contextuales, y en continuo desarrollo ([9], p. 39). Aguirre y Speer [1] definen las creencias como *filosofías personales (normalmente mantenidas implícitamente) formadas de concepciones, valores e ideologías* (p. 328). De esta manera, no reconocen la componente experimental de Pehkonen y Pietil [30], quienes argumentan que las creencias son subjetivas, basadas en la experiencia, y son normalmente conocimiento implícito. Otros investigadores distinguen entre creencias no-consensuadas y conocimiento consensuado ([21], [22]).

Para este estudio, y considerando la distinción de Furinghetti y Pehkonen [11] entre conocimiento objetivo y subjetivo, definimos las creencias sobre las matemáticas como concepciones subjetivas, implícitas o explícitas, consideradas verdad sobre las matemáticas como asignatura, sobre nosotros mismos como aprendices de matemáticas, y sobre el contexto de la clase de matemáticas ([23], p. 4). En lo que sigue veremos varios ejemplos de creencias.

2.2. ESTUDIOS COMPARATIVOS

La mayoría de los estudios de creencias sobre las matemáticas se han llevado a cabo desde un enfoque unicultural. A pesar de ello, muchos sugieren que éstas tienen carácter transcultural. Por ejemplo, creencias como «existe una única manera de resolver un problema de matemáticas», o «las matemáticas son un conjunto de reglas a aplicar» han sido identificadas en los Estados Unidos ([35]), Finlandia ([28]) y Hong Kong ([37]).

A pesar de la influencia de los aspectos socio-culturales en la construcción de las creencias, los estudios comparativos con estudiantes de diferentes culturas han sido escasos. Además, los pocos que se han llevado a cabo no han atendido a los aspectos estructurales de las creencias, lo que conlleva una menor fiabilidad de los resultados. Por ejemplo, Pehkonen y Tompa [31], en una comparación de creencias de estudiantes finlandeses y húngaros, compararon únicamente las cargas de los ítems ignorando sus implicaciones estructurales. Este tipo de análisis dificulta la obtención de resultados fiables en la comparación de las creencias entre diferentes contextos. Otros estudios han agrupado ítems de acuerdo con sus categorizaciones teóricas sin llevar a cabo análisis factoriales con los que verificar su hipótesis. Por ejemplo, Berry y Sahlberg [7] evaluaron las creencias de estudiantes finlandeses e ingleses de acuerdo con sus propuestas teóricas sin validar previamente sus categorizaciones. De igual manera

actuó Graumann [13] en su comparación de creencias entre estudiantes alemanes y finlandeses.

Se hace necesario, por tanto, analizar la fiabilidad de los cuestionarios de medición de creencias y refinarlos de modo que se garantice que miden los mismos factores cuando se aplican en estudios comparativos en distintos países.

3. METODOLOGÍA

El objetivo del estudio que hemos realizado consiste en revisar el MRBQ para mejorar la fiabilidad de sus escalas y determinar en qué medida el instrumento revisado es transferible a diferentes contextos culturales. Este estudio puede considerarse, por lo tanto, una réplica del estudio original de Op't Eynde y De Corte [23] pero adaptándolo a su utilidad en contextos culturales diversos. La réplica de un mismo estudio en un contexto cultural diferente es importante porque facilita la interpretación de datos y permite a los investigadores hacer comparaciones de fenómenos o problemas examinando las similitudes y diferencias de escenarios diferentes ([6]).

El MRBQ original, que constaba de 58 ítems, fue reducido a 40 después de su primer análisis con los estudiantes flamencos. En el presente estudio se utilizaron estos 40 ítems y se añadieron 33 más, inspirados en diferentes fuentes de la literatura, con el objetivo de complementar y mejorar las escalas iniciales. Algunas de estas fuentes fueron las escalas de Kloosterman y Stage [15] y Pintrich y De Groot [32]. Todos los ítems fueron sometidos a escrutinio por varios colegas en Inglaterra, Irlanda y España para establecer las equivalencias necesarias ([25]). Además, se testaron con un número pequeño de estudiantes voluntarios y los 73 ítems se redujeron a 60. Los estudios piloto de las versiones española, inglesa e irlandesa permitieron un refinamiento de los ítems adecuándolos a las características de cada contexto y asegurando, por tanto, una mayor equivalencia conceptual y lingüística. De la versión eslovaca no hubo estudio piloto, sino que se realizó una simple traducción del inglés al eslovaco. Tras finalizar la edición de los ítems, éstos se combinaron estratégicamente para evitar posibles sesgos en las respuestas. Las respuestas se recogieron en una escala Likert de seis puntos desde 1 (muy de acuerdo) a 6 (muy en desacuerdo). Esta escala de seis puntos se usó siguiendo el planteamiento utilizado por el equipo de Lovaina y porque creemos que la paridad de la escala fuerza una decisión que mejora la calidad de los datos.

Una vez diseñados los cuestionarios en cada uno de los cuatro idiomas, se administraron a 985 estudiantes en seis escuelas: una en Cambridge (Inglaterra), una en Cork (Irlanda), una en Bratislava (Eslovaquia) y tres en Santander (España). Los cuestionarios fueron anónimos y administrados en persona por el autor. Los datos se recogieron entre la primavera de 2006 y el verano de 2007, y correspondieron a estudiantes de 11/12 años de los cuatro países, y a estudiantes de 14/15 años de todos los países menos Irlanda. A estas edades, las matemáticas son obligatorias en los cuatro sistemas educativos. En este trabajo presentamos el análisis de los datos de los estudiantes de 11/12 años (571 en total). El análisis correspondiente a las edades mayores, así como más información sobre el MRBQ original, se puede encontrar en [4] y [10].

4. RESULTADOS

Un análisis inicial de la fiabilidad de los 60 ítems del instrumento arrojó un coeficiente Alpha de Cronbach de 0.877, el cual se elevó a 0.905 con la inversión de los pocos ítems negativamente orientados. Siguiendo la estructura del análisis original realizado por el equipo de Lovaina, se aplicó un análisis factorial, con rotación Varimax, en los 60 ítems. Primeramente se realizó un análisis conjunto con los 571 estudiantes de los cuatro países, que generó cuatro factores. Como veremos más adelante, estos factores se identificaron como:

- profesor como facilitador del aprendizaje (factor 1),
- autoeficacia (factor 2),
- las matemáticas como una necesidad funcional de la vida escolar (factor 3), y
- la relevancia de las matemáticas en la vida real (factor 4).

El porcentaje de varianza de estos factores representó el 39.4% que, a pesar de no ser alto, resulta favorable comparado con el 38.3% del análisis original ([23]). Se calcularon las puntuaciones de cada factor, que son la suma de las puntuaciones de cada uno de los ítems multiplicada por las cargas de los factores ([12]). Después se llevaron a cabo análisis factoriales individuales de los datos de cada país, donde se forzó la extracción de cuatro factores. Con el objetivo de determinar la correspondencia entre las puntuaciones de los factores de cada país y los datos conjuntos, se calcularon las correlaciones de Pearson que se muestran en la tabla 1.

	Conj1	Conj2	Conj3	Conj4		Conj1	Conj2	Conj3	Conj4
Ing1	0.95	0.51	-0.07	0.50	Irl1	-0.16	0.06	0.98	-0.13
Ing2	0.55	0.55	-0.03	0.92	Irl2	0.31	0.99	0.06	0.43
Ing3	0.52	0.98	-0.12	0.61	Irl3	0.98	0.32	-0.06	0.42
Ing4	-0.10	-0.17	0.89	-0.15	Irl4	0.39	0.42	-0.09	0.96
Esl1	0.59	0.97	-0.10	0.65	Esp1	0.98	0.26	-0.07	0.30
Esl2	0.98	0.53	-0.12	0.58	Esp2	0.27	0.96	0.06	0.43
Esl3	0.46	0.51	0.26	0.72	Esp3	-0.09	-0.01	0.98	-0.19
Esl4	-0.28	-0.17	0.88	-0.28	Esp4	0.31	0.40	-0.16	0.90

Tabla 1: Coeficientes de correlación de Pearson entre las puntuaciones de los factores de cada país (Inglaterra, Irlanda, Eslovaquia y España) y de los datos conjuntos.

En la tabla 1 se observa que las puntuaciones de los factores en cada país correlacionan altamente con la puntuación de los factores de los datos conjuntos de todos los países. Por ejemplo, las puntuaciones alcanzadas por los estudiantes ingleses en el factor 1, obtenido del análisis de los datos de este país, tienen una correlación de 0.949 con las puntuaciones del factor 1, obtenido del análisis de los datos conjuntos de todos los países. Únicamente tres de las 16 correlaciones relevantes cayeron por debajo del 0.9, dos de ellas correspondientes a los datos eslovacos cuyo cuestionario

sólo fue traducido, como se ha indicado anteriormente. Este proceso permitió usar los factores derivados de los datos conjuntos como representantes de los factores de cada una de las cuatro nacionalidades.

A continuación se presentan los cuatro factores de los datos conjuntos y sus implicaciones en la investigación de las creencias de matemáticas (ver tablas 2, 3, 4 y 5). En cada uno de los cuatro factores obtenidos se realizó un segundo análisis factorial con el objetivo de explorar la existencia de posibles sub-factores.

4.1. FACTOR 1: PROFESOR COMO FACILITADOR DEL APRENDIZAJE

La tabla 2 muestra los ítems del primer factor y sus respectivas cargas. Todos los ítems en este factor aparecieron también en el primer factor identificado en el análisis original de Op't Eynde y De Corte [23]. Muchos de los ítems aluden a una disposición positiva hacia el aprendizaje de las matemáticas, así como al aprendizaje en sí mismo. Por ejemplo, palabras como *disfrutar*, *agradar* y *valorar* apuntan al dominio afectivo mientras que otras como *entender*, *examinar* y *explicar* señalan explícitamente al dominio cognitivo. Op't Eynde y De Corte [23] determinaron que este factor hace referencia, en un sentido genérico, a las creencias del estudiante sobre el rol y funcionamiento del profesor. Sin estar en desacuerdo con esta idea, los resultados de este estudio parecen apuntar más hacia el rol del profesor como facilitador del aprendizaje. Es interesante destacar que las nociones afectivas y cognitivas pronosticadas en el modelo teórico inicial están presentes en este factor sugiriendo posibles sub-factores. Sin embargo, un segundo análisis factorial de este factor no confirmó su existencia. El coeficiente Alpha del primer factor fue de 0.925.

Mi profesor quiere que disfrutemos aprendiendo cosas nuevas	0.807
Mi profesor entiende nuestros problemas y dificultades con las matemáticas	0.786
Mi profesor trata de que las clases de matemáticas sean interesantes	0.747
Mi profesor escucha atentamente cuando decimos algo	0.732
Mi profesor es agradable con nosotros	0.721
Mi profesor valora que nos esforcemos aunque nuestros resultados no sean buenos	0.668
Mi profesor siempre nos muestra, paso a paso, cómo resolver un problema, antes de darnos más ejercicios	0.656
Mi profesor nos da siempre tiempo para examinar los problemas nuevos y probar diferentes estrategias para solucionarlos	0.647
Mi profesor quiere que entendamos el contenido de la asignatura	0.611
Mi profesor nos explica por qué las matemáticas son importantes	0.530
Mi profesor cree que los errores son aceptables si aprendemos de ellos	0.458

Tabla 2: Ítems y cargas del factor 1 del análisis conjunto.

4.2. FACTOR 2: AUTOEFICACIA

El segundo factor (tabla 3) tiene un coeficiente de fiabilidad de 0.891. Algunos ítems como «Creo que lo voy hacer bien en matemáticas este curso» y «Espero hacerlo bien en las tareas y los exámenes de matemáticas» apuntan a una creencia absoluta sobre la capacidad para tener éxito en matemáticas. Otros ítems como «No tengo que esforzarme demasiado para entender las matemáticas» y «Normalmente puedo hacer problemas de matemáticas que me llevan mucho tiempo resolver» aluden a las matemáticas como una meta alcanzable y un reto a ser disfrutado en lugar de temido. Estos ítems, al igual que en el segundo factor del análisis del equipo de Lovaina, pueden ser interpretados como creencias de autoeficacia. Es interesante destacar que la distinción entre el éxito académico y el aspecto cognitivo reflejada en estos ítems no se materializó en un análisis factorial posterior de este mismo factor.

Puedo comprender incluso el tema más difícil que me enseñen en matemáticas	0.704
Entiendo todo lo que hemos hecho en matemáticas este año	0.692
Creo que lo voy hacer bien en matemáticas este curso	0.688
Me gusta hacer cosas de matemáticas	0.665
Comparado con otros compañeros creo que soy bueno en matemáticas	0.661
Me interesan mucho las matemáticas	0.652
Espero hacerlo bien en las tareas y los exámenes de matemáticas	0.584
No tengo que esforzarme demasiado para entender las matemáticas	0.539
Normalmente puedo hacer problemas de matemáticas que me lleva mucho tiempo resolver	0.535
Creo que las matemáticas son una asignatura importante	0.522
He descubierto que si tengo paciencia puedo hacer problemas difíciles de matemáticas	0.508
Prefiero tareas que supongan un reto para así aprender cosas nuevas	0.425

Tabla 3: Ítems y cargas del factor 2 del análisis conjunto.

4.3. FACTOR 3: LAS MATEMÁTICAS COMO UNA NECESIDAD FUNCIONAL DE LA VIDA ESCOLAR

El tercer factor (tabla 4) generó un coeficiente alpha de 0.779. Ítems como «Obtener la respuesta correcta en matemáticas es más importante que entender por qué ésta es correcta», «Mi profesor únicamente quiere que memoricemos el contenido de la asignatura» y «Aprender matemáticas consiste básicamente en memorizar» apuntan hacia las matemáticas como un conocimiento procedimental en el que se memoriza por repetición. Ítems como «Si no puedo resolver un problema de matemáticas en pocos minutos, probablemente no podré resolverlo», «Si no puedo resolver un problema de matemáticas inmediatamente, dejo de intentarlo» y «Todo el mundo

tiene que pensar mucho para resolver un problema de matemáticas» se alinean con una asignatura que es difícil, inaccesible y no merecedora de un esfuerzo significativo. Otros ítems como «Sólo merece la pena aprender las matemáticas que entran en el examen» y «Mi único interés en matemáticas es conseguir un buena nota» sugieren lo que Op't Eynde y De Corte [23] describen como objetivos extrínsecos orientados. En resumen, nuestra interpretación de este factor es que el registro negativo de la mayoría de sus ítems no está tan relacionado con las matemáticas como un dominio de excelencia, como sugiere el equipo de Lovaina en su análisis, sino con las matemáticas como una necesidad funcional de la vida escolar.

	F3	F3A	F3B
Si no puedo resolver un problema de matemáticas inmediatamente, dejo de intentarlo	0.56	0.78	
Sólo merece la pena aprender las matemáticas que entran en el examen	0.58	0.67	
Sólo los estudiantes muy inteligentes pueden entender las matemáticas	0.53	0.67	
Si no puedo resolver un problema de matemáticas en pocos minutos, probablemente no podré resolverlo	0.59	0.64	
El estudiante medio no puede entender las matemáticas, sólo memorizar las reglas que aprende	0.53	0.61	
Es una pérdida de tiempo que nuestro profesor nos haga pensar a nosotros	0.50	0.54	
Haciéndolo lo mejor que puedo en matemáticas intento mostrarle a mi profesor que soy mejor que otros compañeros	0.51		0.65
Mi profesor únicamente quiere que memoricemos el contenido de la asignatura	0.50		0.58
Todo el mundo tiene que pensar mucho para resolver un problema de matemáticas	0.50		0.57
Aprender matemáticas consiste básicamente en memorizar	0.44		0.55
Hay una única manera de resolver un problema de matemáticas	0.53		0.54
Obtener la respuesta correcta en matemáticas es más importante que entender por qué ésta es correcta	0.65	0.45	0.43
Mí único interés en matemáticas es conseguir un buena nota	0.50		

Tabla 4: Ítems y cargas del factor 3 del análisis conjunto.

El segundo análisis factorial aplicado a este factor confirmó la multidimensionalidad de su estructura originando dos subfactores. El primero (F3A) incluye ítems que describen las matemáticas como una asignatura inaccesible y difícil por encima de las capacidades del estudiante común (ver cargas en la segunda columna de la tabla 4). El segundo factor (F3B) se centra más explícitamente en la necesidad de tener una buena memoria para recordar un único método para cada problema. En

este sentido, el sub-factor puede interpretarse como la creencia de las matemáticas como destrezas mecánicas.

4.4. FACTOR 4: RELEVANCIA DE LAS MATEMÁTICAS EN LA VIDA REAL

El factor 4 generó un alpha de 0.820. Como muestra la tabla 5, algunos ítems como «Las matemáticas se usan continuamente en nuestra vida diaria» y «Saber matemáticas me ayudará a ganarme la vida» concuerdan con el factor «la utilidad de las matemáticas en la vida real», obtenido en el análisis del equipo de Lovaina ([23], p. 6). Cabe destacar que aunque algunos ítems del estudio original, como por ejemplo «Todo el mundo puede aprender matemáticas», no aparecieron en ningún factor, otros como «El tiempo empleado en comprender por qué una solución es la correcta es tiempo bien invertido» y «Creo que es importante aprender distintas maneras de resolver un mismo problema» aludieron a la necesidad de un aprendizaje flexible y profundo de las matemáticas. El cuarto factor enfatizó, por lo tanto, la relevancia de las matemáticas en la vida real, de una manera distinta a la instrumental. Este factor difirió del original, que registró la creencia de que las matemáticas están fundamentadas en la práctica humana y son una disciplina dinámica ([23], p. 6).

	F4	F4A	F4B
Las matemáticas se usan continuamente en nuestra vida diaria	0.61	0.72	
Creo que las matemáticas son una asignatura importante	0.63	0.71	0.36
Las matemáticas nos permiten entender mejor el mundo en que vivimos	0.52	0.71	
Saber matemáticas me ayudará a ganarme la vida	0.62	0.70	
Estudio matemáticas porque sé lo útiles que son	0.52	0.68	
Las matemáticas son una asignatura necesaria y que vale la pena	0.57	0.67	
Puedo aplicar lo que aprendo en matemáticas en otras asignaturas	0.37	0.51	
Discutir las diferentes soluciones de un mismo problema es una buena manera de aprender matemáticas	0.39		0.83
El tiempo empleado en comprender por qué una solución es la correcta es tiempo bien invertido	0.34	0.34	0.61
Creo que es importante aprender distintas maneras de resolver un mismo problema	0.51		0.74
Los ejercicios mecánicos son muy importantes para aprender matemáticas	0.45		0.52
Obtener la respuesta correcta en matemáticas es más importante que entender por qué ésta es correcta	0.47		

Tabla 5: Ítems y cargas del factor 4 del análisis conjunto.

Un segundo análisis factorial aplicado al factor 4 confirmó la existencia de dos

sub-factores. El primero (F4A) concerniente a la aplicación de las matemáticas en la vida real y el segundo (F4B) relacionado con la importancia de una comprensión flexible y profunda de las matemáticas.

Los resultados presentados en esta sección sugieren que se ha alcanzado el primero de los objetivos de este estudio. Se ha refinado el MRBQ logrando escalas más fiables que en el estudio original. Además, mediante la aplicación de segundos análisis factoriales, se han identificado sub-escalas que aportan información sobre la estructura interna de las creencias. La estabilidad de esta estructura de creencias a través de los cuatro contextos evaluados muestra también la fiabilidad del instrumento para medir creencias de manera transcultural.

5. UTILIZACIÓN DEL CUESTIONARIO

Una vez probado que el cuestionario refinado es fiable a través de los cuatro contextos evaluados, lo hemos utilizado para realizar un estudio comparativo concreto y así dar respuesta al segundo objetivo de este estudio, que era evaluar el grado en el que el cuestionario revisado es sensible a las diferencias de nacionalidad y sexo. Las tablas 6 y 7 presentan estos análisis. Conviene recordar que los valores inferiores a 3.5 corresponden a respuestas positivas y los superiores a respuestas negativas. Los números en negrita muestran las medias que difieren significativamente ($p < 0.005$) respecto a la de los datos conjuntos.

Factor	España	Inglaterra	Eslovaquia	Irlanda	Todos
1 Profesor como facilitador del aprendizaje	2.03	2.71	2.23	1.79	2.17
2 Autoeficacia	2.56	3.38	2.91	2.57	2.81
3 Necesidades funcionales	4.31	4.17	3.66	4.26	4.15
3A Asignatura inaccesible	4.91	4.61	4.25	4.97	4.73
3B Destrezas mecánicas	3.97	3.97	3.03	3.79	3.76
4 Relevancia en la vida real	1.87	2.25	2.08	1.83	1.98
4A Aplicación en la vida real	1.82	2.26	2.10	1.80	1.96
4B Comprensión flexible y profunda	1.81	2.19	1.94	1.77	1.91

Tabla 6: Puntuaciones medias de cada factor y sub-factor por país y datos conjuntos.

Se observa en la tabla 6 una variación sustancial con respecto a la sensibilidad de las escalas a la variable nacionalidad en la que están implicadas los cuatro países. Por ejemplo, se observa que los estudiantes irlandeses y españoles se mostraron significativamente más positivos en sus creencias sobre el profesor como facilitador del aprendizaje (factor 1) que todos los demás en los datos conjuntos, mientras que los estudiantes ingleses fueron significativamente menos positivos.

Como muestra la tabla 7, se encontraron también variaciones con respecto a la variable sexo. Las alumnas se mostraron significativamente menos positivas en sus

Factor	Alumnas	Alumnos	Todos	t	p
1 Profesor como facilitador del aprendizaje	2.18	2.16	2.17	0.302	0.763
2 Autoeficacia	2.96	2.62	2.80	4.762	0.000
3 Necesidades funcionales	4.22	4.06	4.15	2.556	0.011
3A Asignatura inaccesible	4.77	4.69	4.73	0.983	0.326
3B Destrezas mecánicas	3.87	3.63	3.76	3.166	0.002
4 Relevancia en la vida real	2.01	1.95	1.98	1.289	0.198
4A Aplicación en la vida real	2.00	1.93	1.96	1.235	0.217
4B Comprensión flexible y profunda	1.96	1.84	1.91	2.060	0.040

Tabla 7: Puntuaciones medias de cada factor y sub-factor por sexo y t -tests indicando diferencias significativas.

creencias sobre *autoeficacia* y *comprensión flexible y profunda* que los alumnos, y más negativas que ellos en el sub-factor negativamente orientado *destrezas mecánicas*. Es decir, los alumnos ($M = 3.63$) rechazan significativamente más que las alumnas ($M = 3.87$) la creencia de que las matemáticas es un cuerpo fijo de conocimiento que requiere una buena memoria ($p < 0.005$). Conviene mencionar que otro análisis combinado con la variable nacionalidad podría ofrecer información más detallada sobre estos resultados.

6. CONCLUSIONES

Creemos que se han logrado los objetivos del estudio en el sentido de que se han obtenido escalas con valores de fiabilidad más altos que en el estudio original y se ha confirmado la existencia de subescalas no identificadas previamente. Además, el cuestionario ha sido consistente en los diferentes contextos de nacionalidad y sexo evaluados. En concreto, los análisis realizados en cada país generaron cuatro factores, que correlacionaron muy altamente con los datos del análisis conjunto. Esto sugiere que, al menos en Inglaterra, España, Eslovaquia e Irlanda, el instrumento revisado alcanza la equivalencia conceptual y lingüística necesaria en un estudio comparativo.

En definitiva, los resultados apuntan a que los sistemas de creencias del estudiante sobre las matemáticas trascienden límites culturales europeos. Estos resultados son novedosos, considerando la escasez de estudios comparativos en el campo de las creencias. En cualquier caso, serán necesarios estudios posteriores para proporcionar mayores niveles de consistencia al MRBQ revisado, mediante, por ejemplo, el uso de análisis factoriales confirmatorios, en lugar de exploratorios.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido parcialmente financiado por el proyecto EDU2012-33030 del Ministerio de Economía y Competitividad del Gobierno de España.

REFERENCIAS

- [1] J. AGUIRRE Y N. SPEER, Examining the relationship between beliefs and goals in teacher practice, *Journal of Mathematical Behavior* **18** (3) (2000), 327–356.
- [2] P. ALEXANDER Y F. DOCHY, Conceptions of knowledge and beliefs: A comparison across varying cultural and educational communities, *American Educational Research Journal* **32** (1995), 413–442.
- [3] P. ANDREWS Y G. HATCH, A comparison of Hungarian and English teachers' conceptions of mathematics and its teaching, *Educational Studies in Mathematics* **43** (1) (2000), 31–64.
- [4] P. ANDREWS, J.M. DIEGO-MANTECÓN, P. VANKÚŠ, P. OP'T EYNDE Y P. CONWAY, Construct consistency in the assessment of students' mathematics-related beliefs: A three-way cross-sectional pilot comparative study. Paper presented at the *12th Biennial Conference of the European Association for Research on Learning and Instruction (EARLI)*, Budapest, 2007.
- [5] A. BARKATSAS Y J. MALONE, A typology of mathematics teachers' beliefs about teaching and learning mathematics and instructional practices, *Mathematics Education Research Journal* **17** (2) (2005), 69–90.
- [6] S. BAUMAN Y A. DEL RÍO, Knowledge and beliefs about bullying in schools: Comparing pre-service teachers in the United States and the United Kingdom, *School Psychology International* **26** (4) (2005), 428–442.
- [7] J. BERRY Y P. SAHLBERG, Investigating pupils' ideas of learning, *Learning and Instruction* **6** (1) (1996), 19–36.
- [8] K. BESWICK, Teachers' beliefs that matter in secondary mathematics classrooms, *Educational Studies in Mathematics* **65** (1) (2007), 95–120.
- [9] M. BUEHL Y P. ALEXANDER, Examining the dual nature of epistemological beliefs, *International Journal of Educational Research* **45** (1/2) (2006), 28–42.
- [10] J.M. DIEGO-MANTECÓN, P. ANDREWS Y P. OP'T EYNDE, Mejora y evaluación de un cuestionario de creencias de matemáticas en función de nacionalidad, edad y sexo, *Investigación en educación matemática XI* (M. Camacho, P. Flores y P. Bolea, eds.), 325–333, Sociedad Española de Investigación en Educación Matemática (SEIEM), Tenerife, 2007.
- [11] F. FURINGHETTI Y E. PEHKONEN, Rethinking characterizations of beliefs, *Beliefs: A hidden variable in mathematics education?* (G. Leder, E. Pehkonen y G. Törner, eds.), 39–57, Kluwer, Dordrecht, 2002.
- [12] S. GORARD, Market forces, choice and diversity in education: The early impact. *Sociological Research Online* **2** (3) (1997). Retrieved August 21, 2007, from <http://www.socresonline.org.uk/socresonline/2/3/8.html>
- [13] G. GRAUMANN, Mathematical views of pupils and first-year students, *Developments in Mathematics Education in German Speaking Countries, Band 2: selected papers from the Annual Conference of Didactics of Mathematics* (E. Cohors-Fresenborg, H. Maier, K. Reiss, G. Törner y H-G Weigang, eds.), 62–74, Hildesheim, 2001.

- [14] B. HANDAL, Teachers' mathematical beliefs: A review, *The Mathematics Educator* **13** (2) (2003), 47–57.
- [15] P. KLOOSTERMAN Y F. STAGE, Measuring beliefs about mathematical problem solving, *School Science and Mathematics* **92** (1992), 109–115.
- [16] M.L. MALMIVUORI, Affect and self-regulation, *Educational Studies in Mathematics* **63** (2) (2006), 149–164.
- [17] J. MASON, Are beliefs believable?, *Mathematical Thinking and Learning* **6** (3) (2004), 343–351.
- [18] L. MASON, High school students' beliefs about maths, mathematical problem solving, and achievement in maths: A cross-sectional study, *Educational Psychology* **23** (1) (2003), 73–85.
- [19] D.B. MCLEOD, Research on affect in mathematics education: A reconceptualisation, *Handbook of Research on Mathematics Teaching and Learning* (D.A. Grouws, ed.), 575–596, MacMillan, New York, 1992.
- [20] D.B. MCLEOD Y S.H. MCLEOD, Synthesis – beliefs and mathematics education: Implications for learning, teaching and research, *Beliefs: A hidden variable in mathematics education?* (G. Leder, E. Pehkonen y G. Törner, eds.), 115–123, Kluwer, Dordrecht, 2002.
- [21] J. NESPOR, The role of beliefs in the practice of teaching, *Journal of Curriculum Studies* **19** (4) (1987), 317–328.
- [22] P. OP'T EYNDE, E. DE CORTE Y L. VERSCHAFFEL, Framing students' mathematics-related beliefs: A quest for conceptual clarity and a comprehensive categorization, *Beliefs: A hidden variable in mathematics education?* (G. Leder, E. Pehkonen y G. Törner, eds.), 13–37, Kluwer, Dordrecht, 2002.
- [23] P. OP'T EYNDE Y E. DE CORTE, Students' mathematics-related belief systems: Design and analysis of a questionnaire. Paper presented to the symposium *The relationship between students' epistemological beliefs, cognition and learning, at the annual meeting of the American Educational Research Association*, Chicago, 2003.
- [24] P. OP'T EYNDE, E. DE CORTE Y L. VERSCHAFFEL, Epistemic dimensions of students' mathematics-related belief systems, *International Journal of Educational Research* **45** (1) (2006), 57–70.
- [25] M. OSBORN, New methodologies for comparative research? Establishing 'constants' and 'contexts' in educational experience, *Oxford Review of Education* **30** (2) (2004), 265–285.
- [26] F. PAJARES Y D. SCHUNK, The self and academic motivation: theory and research after the cognitive revolution, *The Cognitive Revolution in Educational Psychology* (J.M. Royer, ed.), 165–198, Information Age Publishing, Greenwich, CT, 2005.
- [27] H. PATRICK, A.M. RYAN Y A. KAPLAN, Early Adolescents' Perceptions of the Classroom Social Environment, Motivational Beliefs, and Engagement, *Journal of Educational Psychology* **99** (1) (2007), 83–98.

- [28] E. PEHKONEN, *Problem fields in mathematics teaching. Part 3: Views of Finnish seventh-grades about mathematics teaching*, Research Report 108, Department of Teacher Education, University of Helsinki, 1992.
- [29] E. PEHKONEN, *Pupils' view of mathematics: Initial report for an international comparison project*, Research Report 152, Department of Teacher Education, University of Helsinki, 1995.
- [30] E. PEHKONEN Y A. PIETILA, On relationships between beliefs and knowledge in mathematics education, Paper presented at the *Third conference of the European Society for Research in Mathematics Education*, Bellaria, 2003.
- [31] E. PEHKONEN Y K. TOMPA, Pupils' conceptions about mathematics teaching in Finland and Hungary, *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology* **25** (2) (1994), 229–238.
- [32] P. PINTRICH Y E. DE GROOT, Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance, *Journal of Educational Psychology* **82** (1) (1990), 33–40.
- [33] A.H. SCHOENFELD, *Mathematical problem solving*, Academic Press, Orlando, 1985.
- [34] E.M. SKAALVIK Y S. SKAALVIK, Self-concept and self-efficacy in mathematics: relation with mathematics motivation and achievement, *The Concept of Self in Education, Family and Sports* (A. Prescott, ed.), 51–74, Nova Science, New York, 2006.
- [35] D. SPANGLER, Assessing students' beliefs about mathematics, *The Mathematics Educator* **3** (1) (1992), 19–23.
- [36] G. TÖRNER, Mathematical beliefs – a search for a common ground: Some theoretical considerations on structuring beliefs, some research questions, and some phenomenological observations, *Beliefs: A hidden variable in mathematics education?* (G. Leder, E. Pehkonen y G. Törner, eds.), 73–94, Kluwer, Dordrecht, 2002.
- [37] N.Y. WONG, Conceptions of doing and learning mathematics among Chinese, *Journal of Intercultural Studies* **23** (2002), 211–229.