UNIDIMENSIONALIDAD DEL CONOCIMIENTO MATEMÁTICO INICIAL DE ESTUDIANTES PARA MAESTRO[1]

One-dimensionality of initial mathematical knowledge of prospective teachers

Albarracín, L. [a], Rojas, F.[b], Chandia, E.[c], Ubilla, F. M.[a] y Gorgorió, N.[a]

[a]Universitat Autònoma de Barcelona, [b]Pontificia Universidad Católica de Chile, [c]Universidad de Concepción

Resumen

Este trabajo presenta un estudio sobre la medición del conocimiento matemático inicial de los futuros maestros de Educación Primaria que han ingresado en el grado de maestro. Se ha utilizado un cuestionario que contiene dos tipos de ítems, respuesta abierta y respuesta cerrada. Han participado 125 estudiantes de la Universitat Autònoma de Barcelona (Barcelona) y 158 de la Pontificia Universidad Católica de Chile (Santiago de Chile). A partir de un estudio cuantitativo mediante análisis factoriales, se ha observado que este conocimiento se estructura de forma unidimensional, y se ha validado un conjunto de items para su medición estandarizada.

Palabras clave: *formación inicial de maestros, evaluación de los estudiantes para maestro, conocimiento matemático fundamental, educación matemática*

Abstract

In this work, we present a study on the measurement of the initial mathematical knowledge of the future teachers who have entered a degree on Primary Teaching Education. A questionnaire containing two types of items, open answer and closed answer, was used, and 125 students from the Autonomous University of Barcelona (Barcelona) and 158 from the Pontifical Catholic University of Chile (Santiago de Chile) participated. From a quantitative study using factor analysis, it has been observed that this knowledge is structured in a one-dimensional way, and a set of items has been validated for its standardized measurement.

***Keywords**: pre-service teacher education, student-teacher evaluation, elementary school mathematics, Mathematics education*

INTRODUCCIÓN

Hace más de una decada, el estudio TEDS-M (*Teacher Education Study in Mathematics*) de la IEA (INEE, 2012) analizó a nivel internacional el conocimiento matemático que han adquirido los estudiantes para maestro al terminar su formación. En TEDS-M las características individuales de los alumnos aparecen como la causa principal de su rendimiento en matemáticas. Sin embargo, el conocimiento matemático del profesor aparece como la causa más clara entre aquellas no relacionadas directamente con el alumno, con una incidencia mayor que el contexto social o el tiempo dedicado a la enseñanza de las matemáticas (Rico, Gómez y Cañadas, 2014). En concordancia con estos resultados, Lacasa y Rodríguez (2013) señalan que existe una clara correlación entre el nivel de conocimientos matemáticos de los estudiantes para maestro en España y su nivel de conocimientos de didáctica de las matemáticas, y determinan que la causalidad se

[1] Este trabajo se ha realizado al amparo de los proyectos "Validación internacional de instrumentos de caracterización de conocimiento matemático escolar de futuros profesores de educación básica en matemáticas" INTERDISICPLINA II18001 (Vicerrectoría de Investigación - Pontificia Universidad Católica de Chile), y "Estudio de los requisitos de acceso a los grados de maestro de Educación Primaria desde la perspectiva del conocimiento matemático" EDU2017-82427- R (Ministerio de Economía, Industria y Competitividad, España).

Albarracín, L., Rojas, F., Chandia, E., Ubilla, F. M. y Gorgorió, N. (2021). Unidimensionalidad del conocimiento matemático inicial de estudiantes para maestro. En Diago, P. D., Yáñez D. F., González-Astudillo, M. T. y Carrillo, D. (Eds.), *Investigación en Educación Matemática XXIV* (pp. 117 – 124). Valencia: SEIEM.

mueve desde los primeros hacia los segundos. En la misma línea, el informe del Eurydice Network (P9 Eurydice Network, 2011) establece que los docentes tienen un papel central en el desarrollo de las reformas necesarias para la mejora de la educación matemática de los jóvenes, teniendo como reto el fortalecer el conocimiento y las habilidades matemáticas de los maestros para mejorar su práctica docente en matemáticas.

Para cumplir con este desafío, se hace necesario contar con herramientas que permitan comprender cómo se estructura el conocimiento matemático de los estudiantes para maestro al inicio de su formación, y no solo al final. Por ello, en este trabajo presentamos un estudio sobre la medición del conocimiento matemático inicial de los futuros maestros de Educación Primaria que han ingresado en el grado de Maestro, tomando como referencia la definición de Conocimiento Matemático Fundamental (CMF) (Castro, Mengual, Prat, Albarracín y Gorgorió, 2014). Por medio de un cuestionario que contiene dos tipos de ítems, de respuesta abierta y respuesta cerrada, indagamos en el conocimiento de estudiantes de la Universitat Autònoma de Barcelona (Barcelona) y la Pontificia Universidad Católica de Chile (Santiago de Chile), identificando a partir de un estudio cuantitativo cómo se estructura este conocimiento, a la vez que se valida un conjunto de ítems para su medición estandarizada.

CONOCIMIENTO MATEMÁTICO FUNDAMENTAL (CMF)

En las últimas décadas se han desarrollado diversos modelos teóricos que describen el conocimiento necesario para enseñar matemáticas, atendiendo a las necesidades específicas de la enseñanza de esta materia y que siguen la estela del trabajo inicial de Shulman (1986). Entendemos esta diversidad de marcos teóricos como un reflejo de la complejidad de los conocimientos y las competencias requeridos en la práctica del profesor de matemáticas. Sin embargo, los marcos teóricos centran su atención en el desarrollo del conocimiento profesional durante la formación inicial (durante los estudios de grado) o en la práctica del ejercicio profesional (posterior al grado). La atención prestada desde la investigación a establecer cuál es conocimiento matemático de los estudiantes en el momento de su ingreso al grado de maestro es mucho menor. Linsell y Anakin (2012) cuestionan que el conocimiento con el que los estudiantes llegan a su formación inicial de maestros sea adecuado y suficiente para construir y desarrollar el conocimiento necesario para la enseñanza. En esta línea, Martinez et al. (2019) señalan que las creencias de los estudiantes para maestro hacen alusión a una concepción aritmetizada de las matemáticas, la cual se asocia a una alta percepción de autoeficacia. Esto impacta en la formación inicial de maestros al desafiarla para generar oportunidades de aprendizaje que construyan esos conocimientos necesarios y modifiquen el tipo de creencias presentes.

En Castro, Mengual, Prat, Albarracín y Gorgorió (2014) se presenta una primera definición del CMF como el conocimiento disciplinar en matemáticas necesario para seguir con aprovechamiento las materias de matemáticas y de su didáctica, tomando en cuenta los requerimientos de la práctica profesional y las competencias matemáticas de la educación primaria. El CMF sería el conocimiento disciplinar inicial que los formadores de maestros esperan y a partir del cual el estudiante construiría el conocimiento del contenido matemático y el conocimiento pedagógico del contenido necesarios para iniciar su práctica docente. Idealmente, el CMF requiere que los futuros maestros posean un conocimiento profundo de las matemáticas elementales, ya que constituye los cimientos que sostienen su aprendizaje matemático durante los cursos de matemáticas para maestros y su didáctica.

Esta interpretación del CMF se aproxima a la que proponen Linsell y Anakin (2012) del *conocimiento del fundamento del contenido* de los estudiantes que inician su formación como maestros que incluye, enlazados de manera inseparable, conocimientos conceptuales y procedimentales. Según estos autores las características de este conocimiento están relacionadas, entre otros aspectos, con la capacidad para modelizar, razonar y conjeturar, usar múltiples representaciones, generalizar, trabajar con números reales y conocer hechos matemáticos básicos. En Gorgorió, Albarracín y Villareal (2017) se concreta la definición de CMF en términos de competencias y contenidos. Esta concreción es la que guía la construcción de los instrumentos que utilizamos en este estudio.

MEDICIÓN DEL CMF DE LOS FUTUROS MAESTROS

En España, los estudios dirigidos a determinar el conocimiento matemático inicial de los alumnos que acceden al Grado de Educación Primaria siguen evidenciando la necesidad de encontrar estrategias para garantizar su adecuada formación inicial. A pesar de que los estudiantes que llegan a la universidad han superado con éxito las etapas educativas previas – al menos desde el punto de vista del sistema – son varios los estudios que muestran que los estudiantes que acceden al GEP siguen teniendo dificultades con las matemáticas.

Algunos estudios que se han centrado en evaluar el conocimiento inicial de los estudiantes del grado de maestro han utilizado instrumentos propios de la medición escolar. Arce, Marbán y Palop (2017), utilizando una prueba de competencias básicas de 6º de Primaria, identificaron carencias y dificultades de los alumnos que acceden a la formación de maestros relativas a aspectos esenciales como la proporcionalidad directa y los porcentajes, la aplicación de procedimientos de medida o la interpretación de resultados en situaciones que involucran la magnitud tiempo. Sus resultados son coherentes con los de Nortes y Nortes (2013), que en su trabajo utilizaron una prueba de competencias básicas de 3º de Educación Secundaria. Posteriormente, Nortes y Nortes (2018) utilizaron la prueba de matemáticas de ingreso al Cuerpo de Maestros de la Comunidad de Madrid con alumnos de 2º y 4º del Grado de Educación Primaria de la Universidad de Murcia, mostrando que únicamente un 17.8% de los futuros graduados superarían dicha prueba.

Si bien estos resultados son orientadores, para conocer en profundidad el conocimiento inicial de quienes ingresan al grado de mestro se requieren de instrumentos que estén diseñados para tal fin. En este sentido, en los últimos años se han desarrollado algunos instrumentos para determinar hasta qué punto los estudiantes que acceden al grado de maestro poseen los conocimientos matemáticos deseados para seguir su formación con éxito (Barquero et al., 2019; Gorgorió y Albarracín, 2020; Martinez et al. 2019). Estos instrumentos de evaluación se dirigen a identificar si los aspirantes a futuros maestros dominan los aspectos esenciales de las matemáticas elementales, aunque no hayan elaborado un tejido completo de relaciones entre conceptos, procedimientos y estructuras. Estos trabajos son evidencias que apuntan a la necesidad de actuar para dotarnos de herramientas que permitan garantizar que los estudiantes que acceden a un grado de maestro poseen un sólido conocimiento matemático.

METODOLOGÍA

Con el propósito de avanzar en la medición del conocimiento inicial de los estudiantes que ingresan a los programas de formación de maestros de primaria y con el objetivo de caracterizar su estructura, se generó un instrumento tipo cuestionario a partir de aquellos desarrollados por Gorgorió y Albarracín (2020) y Martínez et al. (2019). Este consta de 50 preguntas separadas en dos grupos, uno de 25 preguntas de respuesta abierta breve y otro de 25 preguntas de selección múltiple. El primer grupo de preguntas es el mismo cuestionario que se aplicó en Gorgorió y Albarracín (2020) y que cohortes anteriores de la universidad catalana ya habían respondido. El segundo grupo de preguntas es una selección del cuestionario presentado en Martínez et al. (2019). En la confección de este grupo de preguntas se aplicaron criterios de pertinencia curricular, ya que, al estar confeccionado en Chile, algunas preguntas no se trabajaban necesariamente en el currículo escolar catalán. En dicho proceso, se consideró una selección ponderada en función de los tópicos matemáticos escolares, respecto del cuestionario original. La Tabla 1 muestra los enunciados de dos ítems usados en las pruebas. El primero pertenece a una pregunta abierta y el segundo a una pregunta de respuesta cerrada.

Tabla 1: Muestra de enunciados usados en las pruebas.

Abiertas A08. ¿Por cuál número natural debe substituirse Δ para que la expresión $\Delta \times \Delta = 3 \times 3 \times 7 \times 7$ sea correcta?

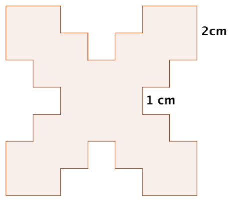
Cerradas A30. En la siguiente figura, solo hay segmentos de 1 y 2 centímetros. Además, solo se forman ángulos rectos entre dos segmentos consecutivos. ¿Cuál es el perímetro de la figura?

A) 11 cm

B) 33 cm

C) 36 cm

D) 44 cm



El cuestionario fue aplicado a dos muestras de estudiantes de primer año de carrera en Cataluña y Chile. Se invitó a participar a los estudiantes de la cohorte 2019 de la carrera de Pedagogía en Educación Básica de la Pontificia Universidad Católica de Chile y los estudiantes de la cohorte 2018-2019 del Grado de Educación Primaria de la Universitat Autònoma de Barcelona. Respondieron el cuestionario 283 estudiantes, de los cuales 158 en Chile y 125 en Cataluña.

Cada cuestionario fue corregido asignando 1 o 0 punto a cada pregunta según si era correcta o incorrecta su respuesta. El conjunto de las puntuaciones asignadas constituye los datos de nuestro estudio. Se analizaron en cuatro etapas. La primera etapa, además del análisis descriptivo, incluye una correlación ítem-test usando el coeficiente r de Pearson, que busca determinar los ítems que se relacionan o no con la escala de ítems construida. En la segunda etapa, se realiza un análisis factorial exploratorio (AFE), que busca identificar los factores latentes y contrastarlos con los teóricos que agrupan los ítems, a saber, cada uno de los tópicos de la matemática escolar. En la tercera etapa, se realiza un análisis factorial confirmatorio (AFC) a la estructura latente identificada en la etapa anterior, tratando de conservar la mayor varianza posible. Por último, en la cuarta etapa, se determina la consistencia interna de la escala y sub-escalas identificadas. Los coeficientes de consistencia que se van a determinar son las cotas determinadas por Guttman (1945), entre las cuales se encuentra el coeficiente Alfa de Cronbach.

Los índices estadísticos empleados para determinar el ajuste de los modelos AFE y AFC son el absoluto χ^2, el índice relativo Tucker-Lewis (TLI) y el índice comparativo de ajuste (CFI). Por último, se estimará el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA). Para el ajuste de los modelos, se han considerado como aceptables valores TLI y CFI mayores a 0.9, y valores mayores a 0.95 se han considerado como buenos. Por último, para RMSEA, se han considerado valores menores a 0.05 como buen ajuste, y entre 0.05 y 0.08 como un ajuste regular.

RESULTADOS

Análisis descriptivo

El grupo de estudiantes de Barcelona, en promedio, presenta un rendimiento mejor que los alumnos de Santiago, tanto en los ítems abiertos como en los cerrados. Respecto de la distribución de los puntajes, el análisis de simetría permite ver que esta es negativa, tanto para ítems abiertos como cerrados en ambas instituciones, lo que da cuenta que las respuestas tienden a ser más bien correctas que incorrectas. Además, el análisis de la curtosis muestra que los ítems abiertos, en ambos centros, se alejan de la media y permiten distinguir claramente entre contenidos consolidados o por consolidar entre los estudiantes. Por su parte, los ítems cerrados se concentran principalmente en la media de sus respuestas. De estos análisis de simetría y curtosis se puede desprender que los ítems no se distribuyen de forma normal, que supone un primer indicio de que los ítems abiertos y cerrados no corresponden a una misma escala. En la Tabla 2 se resumen los resultados de estos análisis.

Tabla 2: Distribución de puntaje, simetría y curtosis.

		Puntaje		Simetría			Curtosis		
		media	sd	media	sd	intervalo	media	sd	intervalo
Barcelona	Abiertos	0.62	0.17	-1.33	1.61	[-6.15;0.51]	2.28	8.51	[-1.96; 36.06]
	Cerrados	0.83	0.14	-2.69	1.89	[-7.62;0.05]	8.79	13.58	[-2.02;56.55]
Santiago de Chile	Abiertos	0.58	0.21	-0.48	1.07	[-2.51;1.42]	-0.65	1.73	[-2.01;4.32]
	Cerrados	0.71	0.25	-1.20	1.66	[-3.79;3.79]	2.13	4.48	[-1.77;12.42]

Homogeneidad, fiabilidad y consistencia interna

Tanto el análisis de homogeneidad, realizado mediante el cálculo de la correlación ítems-test, como el de fiabilidad y consistencia interna, realizado mediante la determinación del coeficiente de Alpha de Cronbach, el cual requiere de los supuestos de simetría, tau-equivalencia (Novick & Lewis, 1967), evidencian una separación de la escala entre los ítems abiertos y cerrados. En primer lugar, se considera un único constructo teórico medido, para luego separar el conjunto de ítems por las áreas curriculares escolares con las cuales se separaron de forma teórica. Dadas las diferencias escolares entre España y Chile, se realiza este análisis en cada una de las muestras.

Respecto de los ítems abiertos, el análisis de homogeneidad y la determinación del coeficiente Alpha de Cronbach, muestran un comportamiento diferenciado para algunos ítems entre las muestras de Barcelona y Santiago de Chile, tal como se observa en la Tabla 3. Pese a estas diferencias, el promedio de las correlaciones ítems-test son relativamente altas, con una media igual 0.31 (SD=0.15) para Barcelona y de 0.37 (SD=0.11) para Santiago. Por su parte, el coeficiente Alpha de Cronbach para la muestra de Barcelona es de 0.72 y de 0.75 para Santiago.

Tabla 3: Coeficientes de fiabilidad Alpha de Cronbach y correlación ítems-test para los ítems abiertos[2].

	Barcelona			Santiago de Chile		
	Alpha	r.cor	r.drop	Alpha	r.cor	r.drop
A1	0.71	0.4329*	0.3570*	0.74	0.42*	0.383*
A2	0.70	0.4651*	0.3964*	0.74	0.39*	0.357*
A3	0.71	0.3673*	0.3136*	0.73	0.43*	0.398*
A4	0.70	0.4555*	0.3891*	0.73	0.45*	0.422*
A5	0.71	0.3976*	0.3300*	0.74	0.37*	0.323*
A6	0.71	0.3809*	0.3053*	0.74	0.37*	0.325*
A7	0.71	0.4588*	0.3734*	0.75	0.11	0.023
A8	0.69	0.5826**	0.4950**	0.73	0.52**	0.507**
A9	0.72	0.1319	0.0974	0.75	0.24*	0.183
A10	0.71	0.3277*	0.2691*	0.74	0.39*	0.343*
A11	0.71	0.3564*	0.3073*	0.74	0.30*	0.249*
A12	0.72	0.2507*	0.1983	0.74	0.35*	0.306*
A13	0.72	0.1777	0.1480	0.73	0.46*	0.428*
A14	0.71	0.4358*	0.3721*	0.73	0.44*	0.402*
A15	0.72	0.1880	0.1601	0.73	0.44*	0.408*
A16	0.73	0.1486	0.1073	0.74	0.29*	0.228*
A17	0.72	0.1861	0.1530	0.73	0.50**	0.481*

[2] **Alpha** = Coeficiente Alpha de Cronbach de la escala sin el ítem; **r.cor** = Correlación del ítem con la escala completa, considerando al ítem en la escala completa; **r.drop** = Correlación del ítem con la escala sin considerar el ítem en ella. *$*p<0.05;**p<0.01$.*

A18	0.71	0.3447*	0.3011*	0.73	0.46*	0.423*
A19	0.73	0.0867	0.0238	0.74	0.32*	0.273*
A20	0.72	0.1645	0.1123	0.73	0.45*	0.423*
A21	0.71	0.4399**	0.3578*	0.73	0.55**	0.542**
A22	0.73	0.0061	-0.0028	0.74	0.30*	0.236*
A23	0.72	0.2281	0.1931	0.75	0.29*	0.221*
A24	0.70	0.5177**	0.4145**	0.74	0.32*	0.258*
A25	0.72	0.1434	0.1088	0.76	0.13	0.045

Los ítems A16, A19 y A22 presentan una baja correlación con la escala, por lo que al eliminarlos produce un aumento del coeficiente Alpha de Cronbach para la muestra de Barcelona, lo que no ocurre en la muestra de Santiago de Chile. Por su parte, los ítems A7, A9 y A23 presentan una correlación baja con la escala y un aumento en el coeficiente Alpha de Cronbach en la muestra de Santiago, lo que no ocurre en la muestra de Barcelona. Ahora bien, el ítem A25 presenta una correlación baja y un aumento del coeficiente Alpha de Cronbach en ambas muestras. Dada la necesidad de homogeneidad, y antes de proceder a eliminar los ítems mencionados de la escala, se determinaron los mismos índices a ítems agrupados por tópicos (numeración, álgebra, geometría y Estadística). Los valores del coeficiente Alpha de Cronbach para cada una de las agrupaciones de preguntas por tópicos son los siguientes: Numeración= 0.65; Álgebra= 0.32; Geometría =0.36; Estadística= 0.23. Estos valores muestran baja correlación con la escala, lo que nos lleva a considerar a toda la escala de la prueba como única, dado la veracidad del supuesto tau-equivalencia de los ítems para el coeficiente de confiabilidad y la alta correlación ítems, los cuales mejoran al eliminar los ítems A7, A9, A16, A19, A22, A23 y A25. Así, la confiabilidad aumenta de 0.72 a 0.75 y de 0.75 a 0.78 para los ítems abiertos en las muestras de Barcelona y Santiago de Chile, respectivamente. De manera conjunta ambas muestras presentan un coeficiente Alpha de Cronbach igual a 0.76.

En cuanto a los ítems cerrados, estos presentan un comportamiento totalmente diferente entre las muestras. En Barcelona solo un ítem presenta una correlación ítem-test superior a 0.3 cuando es eliminado de la escala, lo que afecta al coeficiente Alpha de Cronbach, que no supera el 0.57, lo cual es considerado como una muy baja confiabilidad para una escala (Novick & Lewis, 1967). En Santiago de Chile en cambio, la escala presenta buenos índices de correlación ítems-test, como también los coeficientes de confiabilidad, el cual llega a 0.77, siendo el de la escala completa 0.75, considerado como muy bueno (Novick & Lewis, 1967). Dado este comportamiento irregular entre ambas muestras, se decidió solo considerar los ítems abiertos del instrumento para realizar el análisis de validez de constructo.

Validez del constructo: Análisis factorial

Dada la homogeneidad presentada por los ítems abiertos, los valores del índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de adecuación muestral y los valores del test Bartlett de esferacidad (significativos al 99%) para las muestras de Barcelona, Santiago de Chile y de forma conjunta, respetan los límites y nos permite realizar un análisis factorial. (Barcelona: KMO=0.64 y Bartlett $\chi^2(153, n=125)=311.48, p<.001$; Santiago: KMO=0.75 y Bartlett $\chi^2(153, n=158)=380.73, p<.001$; Conjunta: KMO=0.82 y Bartlett $\chi^2(153, n=283)=585.35, p<.001)$.

En primer lugar, se ejecuta un análisis factorial exploratorio considerando una forma de extracción *PA* (Ejes principales)[3] y rotación Varimax. El número de factores a retener se determina considerando la regla de Kaiser-Gutman, el *scree-test* de Cattell y el análisis paralelo. La regla de Kaiser-Guttman (valores propios superiores a 1.00) sugirió la retención de un solo factor, al igual que el examen del *scree-test*. Así, el modelo con un solo factor presenta buenos índices de ajustes

[3] Para todas estas extracciones de factores se usó la función *fa* del paquete *psych* de R.

tanto absolutos como relativos para cada una de las muestras (Barcelona: $\chi^2(153, n=125)=151.14, p>0.10; TLI=0.90; RMSEA=0.04;$ Santiago: $\chi^2(153, n=158)=151.99, p>0.10; TLI=0.92; RMSEA=.03;$ Conjunta: $\chi^2(153, n=283)=145.68, p>0.2; TLI=0.97; RMSEA=0.02$).

Con la confirmación de la existencia de un solo factor, se realiza un análisis factorial confirmatorio a toda la muestra. Para esto se usa el modelo de extracción Maximum Likelihood y la función de enlace *probit*, dado que las variables son de carácter ordinal, presentando índices de ajuste absolutos y relativos muy buenos ($\chi^2(135, n=283) = 150.17, p=0.17; CFI = 0.97$ $TLI = 0.96; RMSEA = 0.02; SRMR = 0.05$). Dos ítems presentan cargas absolutas inferiores a 0.3, por lo que se eliminan. Con esto, el modelo mejora sus índices de ajuste ($\chi^2(104, n=283) = 116.57, p=0.19; CFI = 0.97; TLI = 0.97; RMSEA = 0.02; SRMR = 0.04$), las cargas finales se muestran en la Tabla 6.

Tabla 6: Cargas factoriales de los ítems del modelo de un solo factor

Ítems	Carga Factorial	Ítems	Carga Factorial
A1	0.44**	A13	0.33**
A2	0.42**	A14	0.46**
A3	0.49**	A15	0.36**
A4	0.38**	A17	0.40**
A5	0.34**	A18	0.40**
A6	0.34**	A20	0.37**
A8	0.51**	A21	0.48**
A12	0.36**	A24	0.44**

*Nota: *p<0.05; **p<0.01.*

CONCLUSIONES

A partir de estos resultados, se puede ver cómo se estructura el conocimiento inicial de los estudiantes que ingresan al grado de maestro, tanto en el grupo de Barcelona como en el de Santiago de Chile. Los resultados del análisis de dimensionalidad de los datos ponen de manifiesto que este conocimiento se presenta como unidimensional, donde el constructo no puede diferenciarse por tipo de contenido matemático escolar. Esto es plausible contextualmente si se considera que quienes rinden este cuestionario han tenido una trayectoria de formación matemática en la escuela de más de 6 años a partir de la finalización de la educación primaria. De este modo, se presenta un fuerte desafío para las instituciones formadoras de maestros: desempaquetar el conocimiento matemático que traen los estudiantes con tal de otorgar oportunidades de aprendizaje que permitan avanzar a una comprensión profunda de las matemáticas elementales y sus conexiones conceptuales.

Dado que sería muy complejo modificar el conocimiento inicial si no se conoce de antemano cómo se estructura, se requieren instrumentos que permitan identificarlo antes del ingreso al grado. En este sentido, los resultados de este estudio ofrecen un conjunto inicial de ítems validados con un comportamiento psicométrico suficiente para asegurar que los resultados de rendimiento sean fiables. Sin embargo, no todos los grupos de ítems se comportan de forma adecuada en cualquier contexto. Los análisis muestran que el grupo de ítems abiertos funciona en los contextos evaluativos catalán y chileno, no así los ítems cerrados o de selección múltiple, que solo funcionan en Chile. La cultura evaluativa de cada contexto puede ser una razón de peso para el comportamiento de los ítems cerrados en Cataluña, ya que no se suele aplicar este tipo de reactivos ni en los contextos escolares ni en las pruebas de ingreso a la universidad. Esto hace necesario generar instrumentos evaluativos de carácter abierto, que permitan caracterizar el conocimiento matemático en quienes ingresan al grado de educación primaria.

Referencias

Arce, M., Marbán, J.M. y Palop, B. (2017). Aproximación al conocimiento común del contenido matemático en estudiantes para maestro de primaria de nuevo ingreso desde la prueba de evaluación final de Educación Primaria. En J.M. Muñoz-Escolano, A. Arnal-Bailera, P. Beltrán-Pellicer, M.L. Callejo y J. Carrillo (Eds.), *Investigación en Educación Matemática XXI* (pp. 119-128). Zaragoza: SEIEM.

Barquero, B., Sala, G., Badillo, E., Clabuig, M. T. Esteve, S., Julià, C., Prat, M., Ricart, M. y Vidal, S. (2019). Evaluación de la competencia lógico-matemática: La prueba CLOM para los grados de maestro. *Uno: Revista de didáctica de las matematicas, 86*, 17-24.

Castro, Á., Mengual, E., Prat, M., Albarracín, L., y Gorgorió, N. (2014). Conocimiento matemático fundamental para el grado de Educación Primaria: inicio de una línea de investigación. En M. T. González, M. Codes, D. Arnau y T. Ortega (Eds.), *Investigación en Educación Matemática XVIII* (pp. 227-236). Salamanca: SEIEM.

Eurydice Network –P 9 Eurydice– (2011). *Mathematics Education in Europe: Common Challenges and National Policies*. Brussels: Education, Audiovisual and Culture Executive Agency.

Gorgorió, N., Albarracín, L., & Villareal, A. (2017). Examen de competència logicomatemàtica en la nova prova d'accés als graus de mestre. *Noubiaix, 39*, 58-64.

Gorgorió, N., y Albarracín, L. (2020). El conocimiento matemático previo a la formación inicial de los maestros: necesidad y concreción de una prueba para su evaluación. En E. Badillo, N. Climent, C. Fernández y M. González-Astudillo (Eds.), *RED8-Educación Matemática y Formación de Profesores,* (pp. 111-132). Salamanca, España: Ediciones Universidad de Salamanca.

Guttman, L. (1945). A basis for analyzing test-retest reliability. *Psychometrika, 10*, 255–282.

INEE (2012). *TEDS-M. Informe español. Estudio internacional sobre la formación inicial en matemáticas de los maestros*. IEA. Madrid: Secretaría General Técnica.

Lacasa, J. M. y Rodríguez, J. C. (2013). Diversidad de centros, conocimientos y actitudes hacia la enseñanza de las matemáticas de los futuros maestros en España. En IEA (Ed.), *TEDS-M Informe español. Estudio Internacional sobre la formación inicial en matemáticas de los maestros*. Volumen II. Análisis secundario. (pp. 63-108). Madrid: Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.

Linsell, C. y Anakin, M. (2012). Diagnostic Assessment of Pre-Service Teachers' Mathematical Content Knowledge. *Mathematics Teacher Education and Development, 14*(2), 4–27.

Martínez, M. V., Rojas, F., Ulloa, R., Chandía. E., Ortíz, A. y Perdomo-Díaz, J. (2019). Creencias y conocimiento matemático escolar al comienzo de la formación inicial docente en estudiantes de Pedagogía General Básica. *Pensamiento Educativo*, *56*(2), 1-19.

Nortes, A. y Nortes, R. (2013). Formación inicial de maestros: un estudio en el dominio de las matemáticas. *Profesorado: Revista de currículum y formación del profesorado, 17*(3), 185-200.

Nortes, R. y Nortes, A. (2018). ¿Tienen los futuros maestros los conocimientos matemáticos elementales? En L. J. Rodríguez-Muñiz, L. Muñiz-Rodríguez, A. Aguilar-González, P. Alonso, F. J. García-García y A. Bruno (Eds.), *Investigación en Educación Matemática XXII* (pp. 397-406). Gijón: SEIEM.

Novick, M. R. & Lewis, C. (1967). Coefficient alpha and the reliability of composite measurements. *Psychometrika 32*, 1–13.

Rico, L., Gómez, P. y Cañadas, M. (2014). Formación Inicial en educación matemática de los maestros de primaria en España, 1991-2010. *Revista de Educación, 363*, 35-59.

Shulman, L.S. (1986). Those who understand: Knowledge growth in teaching. *Educational Researcher, 15*(2), 4-14.