

Validación en español de una escala de Competencia Global en docentes en formación y en servicio

Validation in Spanish of a Global Competence Scale in Pre-service and In-service Teachers

María Sanz-Leal^{*1}, Martha Lucía Orozco Gómez^{*2}

^{*}Departamento de Ciencias de la Educación.
Universidad de Burgos (España)

Resumen

La competencia global como objetivo de aprendizaje es cada vez más requerida por distintas instituciones educativas. Evaluar esta competencia supone un reto por su complejidad y para ello se necesitan instrumentos válidos. Al no encontrar instrumentos en castellano que permitan evaluar esta competencia en educación superior se diseña este estudio que se centra en adaptar y validar una escala sobre Competencia Global al contexto español. La muestra incluyó 736 participantes, 358 docentes en servicio y 378 docentes en formación. Los resultados del análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC) apoyaron la estructura de un factor que difiere del modelo original. El modelo de un factor alcanza un buen ajuste una vez eliminado un ítem relacionado con la comunicación intercultural. El AFC muestra que la escala de 8 ítems alcanza una bondad de ajuste suficiente y una fiabilidad correcta, aunque el modelo con 7 ítems alcanza mejor bondad de ajuste manteniendo una buena fiabilidad. Finalmente, los resultados del análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFCM) apoyaron la invarianza configuracional y métrica del modelo de medida según sexo. La validez externa confirma la correlación entre la competencia global y los valores de universalismo y benevolencia (Transcendencia). Se concluye que la escala de 7 ítems de Competencia Global presenta adecuadas propiedades psicométricas y buena fiabilidad para medir la Competencia Global en educación superior. Futuros estudios podrían explorar la mejora de la dimensión de comunicación intercultural de esta escala en la versión en castellano.

1 **Correspondencia:** María Sanz Leal, msleal@ubu.es, C/Villadiego 1, 09001 Burgos.

Palabras clave: educación global; educación intercultural; enseñanza superior; formación de profesores; evaluación del profesor.

Abstract

Global competence as a learning objective is increasingly required by different educational institutions. Assessing this competence is a challenge due to its complexity and valid instruments are needed. As there are no instruments in Spanish to assess this competence in higher education, this study was designed to adapt and validate a scale on global competence within the Spanish context. The sample included 736 participants, 358 in-service teachers and 378 trainee teachers. The results of the exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA) supported a one-factor structure that differs from the original model. The one-factor model achieves a good fit once one item related to intercultural communication is removed. The CFA shows that the 8-item scale attains sufficient goodness-of-fit and good reliability, although the 7-item model achieves better goodness-of-fit while maintaining good reliability. Finally, the results of the Multigroup Confirmatory Factor Analysis (MCFA) supported the configurational and metric invariance of the measurement model according to gender. External validity confirms the correlation between global competence and the values of universalism and benevolence (Transcendence). It is concluded that the 7-item global competence scale presents adequate psychometric properties and good reliability for measuring global competence in higher education. Future studies could explore the improvement of the intercultural communication dimension of this scale in the Spanish version.

Keywords: global education; intercultural education; higher education; teacher education; teacher appraisal.

Introducción y objetivos

Ante los crecientes retos mundiales que amenazan el futuro común, la UNESCO (2022) insta a dar un salto cualitativo para reinventar la educación superior como base para construir un mundo seguro, más justo, democrático y sostenible. El fenómeno de la globalización requiere en las personas unas competencias que nos permitan comprender y solucionar problemas globales de carácter social, político, cultural, económico y medioambiental (OECD, 2018). Por ello existe un llamado en todo el mundo para desarrollar la competencia global en todos los niveles educativos y por ende en el profesorado (Hauerwas et al., 2023).

El uso del término competencia global como objetivo de aprendizaje se ha extendido exponencialmente en los últimos años a raíz de su evaluación en 2018 como competencia transversal en el Programa para la Evaluación Internacional de los Estudiantes (PISA). Este concepto surgió en EE. UU. entre los años 80 y 90 del siglo pasado ligado a la educación internacional, el aprendizaje de idiomas y la formación de las élites (Sanz-Leal et al., 2021). Es un concepto que en muchas ocasiones se ha utilizado indistintamente asimilándolo a educación global, competencia intercultural, conciencia

mundial, ciudadanía global, alfabetización mundial o educación internacional, aunque existan distinciones entre ellos (Li, 2013).

Concepto de competencia global

En la actualidad los marcos conceptuales y definiciones ofrecidas por instituciones supranacionales que tienen influencia en las políticas locales (Sanz-Leal et al., 2021) como la OECD o la Asian Society son los más referenciados internacionalmente, en contextos hispanohablantes (Esteban y Colpaert, 2022) en estudios europeos (Karanikola et al., 2022; Parmigiani et al., 2022) asiáticos (Han y Zhu, 2022; Sakamoto, 2022) o anglohablantes (Majewska, 2022).

La OECD define la competencia global como:

“un objetivo de aprendizaje multidimensional y permanente. Los individuos competentes a escala mundial pueden examinar cuestiones locales, globales e interculturales, comprender y apreciar diferentes perspectivas y visiones del mundo, interactuar con éxito y de manera respetuosa con los demás y actuar de modo responsable hacia la sostenibilidad y el bienestar colectivo” (OECD, 2018, p.5).

La Asian Society la define como “la capacidad y disposición para comprender y actuar en problemas globales” (Boix-Mansilla y Jackson, 2011, p.13).

Existen distintas motivaciones que justifican la necesidad de desarrollar esta competencia, Boix-Mansilla y Jackson (2011) diferencian tres: la economía global y las demandas cambiantes del trabajo, la migración global con la consecuente diversidad como norma y la inestabilidad climática y gestión ambiental. De hecho, a menudo surgen contradicciones o motivos contrapuestos para formar en esta competencia como la búsqueda de una mayor justicia social o la competitividad económica mundial (Sanz-Leal et al., 2021). Algunos autores advierten que “las competencias globales han sido cooptadas por un programa educativo neoliberal que se centra casi exclusivamente en el desarrollo de aptitudes” que sirvan a la economía global (Byker, 2016, p. 264).

Teniendo en cuenta que una competencia de por sí es un constructo complejo para ser observado y evaluado, la competencia global es aún más compleja si cabe (Parmigiani et al., 2022). Su dimensionalidad: conocimientos, habilidades, actitudes y valores (OECD, 2018) las diversas y a veces contradictorias motivaciones ya mencionadas o las múltiples perspectivas desde las que se puede abordar (Beneitone y Yarosh, 2021) evidencian su complejidad y el desafío que conlleva evaluarla.

Evaluación y medición de la competencia global

La OECD (2018) para evaluar la Competencia Global ha diseñado una evaluación cognitiva y un cuestionario de antecedentes para estudiantes de 15 años y la Asian Society propuso un instrumento para alumnado de entre 4 y 18 años que se adapta según la edad (Parmigiani et al., 2022).

En educación superior, Li (2013) utilizó un cuestionario de 17 ítems sobre Competencia Global para evaluar una colaboración entre estudiantes de China y EE. UU. Por su parte, Liu et al. (2020) construyeron un cuestionario para medir la Competencia Global en estudiantes de posgrado con una muestra china, basado en una escala Likert de 5 puntos, que incluía tres áreas “conocimiento y comprensión, habilidades, actitudes y valores” (p. 4) que ha sido utilizado en el estudio de Karanikola et al. (2022).

Morais y Ogden (2011) en su trabajo “Desarrollo Inicial y Validación de la Escala de Ciudadanía Global” identificaron la competencia global como una de las tres dimensiones generales de ciudadanía global: “responsabilidad social, competencia global y compromiso cívico global” (p. 447). Entienden la competencia global como “tener una mente abierta mientras se busca activamente comprender las normas y expectativas culturales de los demás y se aprovecha este conocimiento para interactuar, comunicarse y trabajar eficazmente fuera del entorno propio” (Morais y Ogden, 2011, p. 448). La escala que fue validada con estudiantes universitarios que participaban en estudios en el extranjero, ha sido utilizada con el mismo fin por Hyett et al. (2019) o Kishino y Takahashi (2019) que usaron solamente la subescala de competencia global.

Los autores de este estudio llevaron a cabo una revisión sistemática de literatura para explorar cómo se forma al profesorado en esta competencia y cómo se puede evaluar el nivel de Competencia Global de los y las docentes y su enseñanza. En ese estudio se identificó que se puede distinguir entre Competencia Global personal, es decir si el profesorado tiene los conocimientos, habilidades, actitudes y valores que caracterizan esta competencia y por otro lado si tienen la disposición y capacidad de llevar a cabo una enseñanza para la Competencia Global (Sanz-Leal et al., 2023). También se comprobó un mayor número de investigaciones cualitativas que cuantitativas y una emergente evaluación basada en un diseño de métodos mixtos (Kerkhoff, 2020; Kishino y Takahashi, 2019) que implica la recopilación o el análisis de datos cuantitativos y cualitativos de forma simultánea o secuencial con diferentes objetivos (triangulación, complementariedad, desarrollo, iniciación o expansión) (Bryman, 2006). Además, los instrumentos cuantitativos encontrados eran en su mayoría en inglés, no encontrando ningún instrumento en castellano.

Esos resultados, el déficit detectado en la formación de docentes en esta temática (Pegalajar et al., 2022) y las escasas investigaciones sobre la evaluación de la Competencia Global en la formación del profesorado (García-Esteban y Colpaert, 2022) en el contexto hispanohablante motivaron la decisión de proporcionar instrumentos validados que facilitasen esta tarea. Por ello los autores decidieron adaptar y traducir al castellano la subescala sobre competencia global que Morais y Ogden aportan en su escala sobre ciudadanía global y que varios autores utilizan en la evaluación de docentes (Kerkhoff, 2020; Kilinc y Tarman, 2019). Por tanto, el estudio que aquí se presenta consiste en la validación al castellano de la subescala de competencia global (CGS) de Morais y Ogden (2011) que podrá ser utilizada en la educación superior.

Varias cuestiones motivaron la elección de este instrumento, al ser una escala de 9 ítems se puede aplicar junto a otras escalas para establecer relaciones entre variables, como el nivel de competencia y su enseñanza en profesorado en servicio o la autoeficacia percibida de docentes en formación.

Otra de las motivaciones fue que esta escala tiene en cuenta la perspectiva intercultural entendida como la capacidad de ver el mundo desde otras perspectivas, comprendiendo y valorando las visiones del mundo de otras personas, pudiendo interactuar de manera abierta, eficaz y adecuada más allá de las diferencias culturales. Esta perspectiva es parte consustancial de la competencia global (OECD, 2018) así como la conciencia de reconocer los propios sesgos y prejuicios que limitan la capacidad de participar en encuentros interculturales o la necesidad de conocer y actuar sobre temas o problemáticas mundiales. Cuestiones en las que parece haber consenso a la hora de definir la competencia global (Beneitone y Yarosh, 2021; Sakamoto, 2022).

Finalmente, se destaca como la dimensión moral ha estado siempre vinculada a la educación para la ciudadanía global (Pashby et al., 2020) y los valores individuales como una dimensión de la competencia global, (OECD, 2018; van Werven et al., 2021) que influyen en las actitudes y conductas del profesorado globalmente competente (Tichnor-Wagner et al., 2019).

La OECD declara: “El esfuerzo más costoso, pero quizá también el más urgente, será evaluar y experimentar con nuevos métodos para seguir mejorando la medición de las dimensiones socioemocionales, actitudinales y valorativas de la competencia global” (2018, p. 61). Lo que nos llevó a probar un instrumento para evaluar esta dimensión valorativa de la competencia global.

La teoría de los valores de Schwartz (2012) en su versión original define diez grandes valores según la motivación que subyace a cada uno de ellos. Estos 10 valores humanos básicos se agrupan en cuatro valores de orden superior: Transcendencia (universalismo + benevolencia); Promoción personal (poder + logros + hedonismo); Conservación (tradicción + conformidad + seguridad) y Apertura al cambio (estimulación + autodirección) (Schwartz, 2021).

El propósito de este artículo es informar sobre la adaptación transcultural y la validación empírica psicométrica de una escala sobre competencia global, así como conocer la relación de la competencia global con los valores individuales de orden superior y originales. De este modo se trata de ofrecer un instrumento válido y fiable que permita evaluar el desarrollo de esta competencia en la formación del profesorado.

Método

Diseño

El presente estudio es de tipo instrumental al tratarse de un análisis de las propiedades psicométricas de una escala de autoinforme que incluye las traducciones y adaptaciones de instrumentos existentes (Ato et al., 2013).

Se presentan evidencias de validez de constructo y validez concurrente y la fiabilidad de la consistencia interna del instrumento.

Muestra

La muestra incluyó 736 participantes, 151 docentes de infantil y primaria, 207 docentes de secundaria, bachillerato y formación profesional (FP) y 378 estudiantes

de distintas formaciones (máster de profesorado, grado de magisterio en infantil y primaria y grado en pedagogía) véase la Tabla 1. La muestra de profesorado en servicio fue obtenida a través de un muestreo aleatorio no probabilístico y la muestra de profesorado en formación se basó en un muestreo de conveniencia.

Tabla 1

Variables sociodemográficas

Profesorado en servicio	n	%	Profesorado en formación	n	%
Sexo			Sexo		
Mujer	247	69,00%	Mujer	276	73,00%
Hombre	111	31,00%	Hombre	100	26.5%
			Otro	2	.5%
Origen			Origen		
España	349	97.5%	España	357	94.4%
Extranjero	9	2.5%	Extranjero	21	5.6%
TOTAL	358	48.6 %	TOTAL	378	51.4%

Instrumentos

Escala de Competencia Global (GCS)

La subescala de Competencia Global del cuestionario sobre ciudadanía global de Morais y Ogden (2011) está compuesta por 9 ítems que se distribuyen a su vez en tres subescalas de 3 ítems cada una.

1. Conciencia de sí mismo (CO). Las personas reconocen sus propias limitaciones y capacidad para participar con éxito en un encuentro intercultural.
2. Comunicación intercultural (CI). Los estudiantes demuestran una variedad de habilidades de comunicación intercultural y tienen la capacidad de participar con éxito en encuentros interculturales.
3. Conocimiento global (CG). Los estudiantes muestran interés y conocimiento sobre asuntos y eventos mundiales.

La modalidad de respuesta se presenta en una escala Likert de 5 puntos: de “Muy en desacuerdo” a “Muy de acuerdo” no habiendo ítems inversos. Morais y Ogden informaron de un alfa de Cronbach aceptable para cada factor y para cada subdimensión, CO = .69, CI = .76 y CG = .67 así como una bondad de ajuste aceptable.

Cuestionario de valores (PVQ40)

Se utilizó el Portrait Values Questionnaire (PVQ40) de 40 ítems (Schwartz, 2021) para evaluar los valores humanos básicos como prueba de referencia para la validez de criterio (Ramada-Rodilla et al., 2013). La escala de valores está validada en diversos idiomas incluido el castellano (Schwartz, 2012) y ha sido utilizada para evaluar si hay relación entre los valores individuales y las actitudes hacia la diversidad cultural (Grigoryan y Schwartz, 2021). Se empleó la versión en español de 40 preguntas aportada en Zlobina (2004) así como sus indicaciones para calcular la puntuación. Con este análisis se busca también explorar si la escala (PVQ40) de valores individuales propuesta por Schwartz (2021) puede servir para evaluar o predecir la dimensión valorativa de la competencia global.

Procedimiento

Los instrumentos fueron administrados online a través de un enlace a un formulario diseñado con Microsoft Forms que incluía preguntas sociodemográficas: edad, sexo, nivel de enseñanza o grado de estudios, origen de nacimiento. Todos los participantes en el estudio lo hicieron de forma voluntaria, dando su consentimiento tras ser informados de los objetivos, de su confidencialidad y anonimato, tal como estableció el Comité Ético que aprobó el estudio.

El proceso de validación siguió las fases propuestas por Ramada-Rodilla et al., (2013), i) adaptación cultural, teniendo en cuenta los giros idiomáticos, el contexto cultural y el sistema educativo, y ii) la validación en castellano, para evaluar el grado de preservación de las propiedades psicométricas de la encuesta en inglés a través de un análisis exploratorio, un análisis confirmatorio y un análisis de la fiabilidad y validez de la prueba.

En la primera fase los ítems de la subescala de competencia global fueron traducidos al español siguiendo el procedimiento: (a) dos profesores bilingües tradujeron de manera independiente los ítems del idioma de origen al español; (b) posteriormente, ambos traductores y uno de los autores de este estudio revisaron conjuntamente ambas traducciones, alcanzando consenso y produciendo una versión común en español; (c) seguidamente, un tercer profesor bilingüe, desconocedor de la versión original de los ítems, realizó una traducción inversa del español al inglés; (d) finalmente, todo el equipo revisó la equivalencia conceptual, semántica e idiomática entre la versión traducida y los ítems originales. Antes de su aplicación se realizó una prueba previa con 25 participantes para evaluar la calidad de la traducción, su adecuación cultural y la aplicabilidad del cuestionario resultando una versión final.

Análisis de datos

Para la validez de constructo, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con el software FACTOR v. 12.02.01 (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017). Se aplicó sobre una muestra aleatoria del 50% (n=368) de la muestra de estudio generada con el método de Solomon que divide de forma óptima la muestra en dos mitades equivalentes y

garantiza la representatividad, presentando un índice de ratio de comunalidad de .99 muy cercano a 1 (Ferrando et al., 2022). La prueba de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett comprobaron la idoneidad de la matriz de datos para aplicar el análisis factorial exploratorio.

El grado de ajuste a los datos se estima según el índice más directamente relacionado con dicha magnitud que es la raíz media cuadrática residual (*Root Mean Square of Residuals*, RMSR) y el residual cuadrático medio ponderado (WRMR). El valor medio esperado de RMSR para un modelo aceptable es = 0,0522 (Ferrando et al., 2022), para representar un buen ajuste en el WRMR se han recomendado valores inferiores a 1.0 (Yu y Muthen, 2002).

El criterio para considerar relevante una carga factorial se fijó en 0.30 (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2014). Se aportan valores de asimetría y curtosis como evidencia de distribución normal.

El AFE fue desarrollado con un Análisis Paralelo (AP) a través de 500 *bootstrap* basado en correlaciones policóricas y con un método robusto de extracción ULS (Mínimos cuadrados no ponderados). Este proceso es recomendado para ítems de tipo Likert – 5 (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2014). El método de extracción ULS se considera óptimo en los casos en que se supone que la escala factorizada tiene un número bajo de factores y muestras no muy grandes (Ferrando et al., 2022).

El análisis factorial confirmatorio (AFC) se realizó con el software JASP 0.16.4 sobre la otra mitad de la muestra de estudio ($n=368$), se estimó el ajuste a través del método de máxima verosimilitud ML. Los autores Xia y Yang (2019) sugieren que el método de estimación ML es más sensible que los métodos ULS o DWLS a los índices de bondad de ajuste sugeridos por Hu y Bentler (1999) (CFI y $TLI \geq .95$ y $RMSEA \leq .06$). A su vez Harrington (2009) plantea que a partir de una muestra de 200 sujetos cualquiera de estos métodos es aplicable en un AFC.

La bondad de ajuste del modelo se evaluó mediante los siguientes índices y criterios: a) índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI), un ajuste aceptable se indica a través de valores $\geq .90$ y un buen ajuste está determinado por valores $\geq .95$; b) error cuadrático medio de aproximación ($RMSEA$): un ajuste aceptable está determinado por valores $\leq .08$ y un buen ajuste se indica mediante valores $\leq .05$ (Hu y Bentler, 1999).

En tercer lugar, para comprobar el ajuste de la escala en función del sexo (hombres y mujeres), se aplicó una prueba de invarianza con una secuencia de análisis de progresión restrictiva. Comenzando por el modelo configuracional, seguido del modelo métrico, escalar y, por último, estricto (Dong y Dumas, 2020).

Para las comparaciones entre modelos anidados, se supone que la invarianza ocurre cuando la diferencia del índice CFI es $\Delta \leq .01$ (Chen, 2007).

La fiabilidad de la prueba se comprobó mediante los índices de fiabilidad alfa de Cronbach y Omega de McDonald utilizando el programa informático JASP 0.16.4.

Finalmente, para la validez de criterio, a través de la correlación de Spearman –por tratarse de ítems de tipo ordinal–, se comparó el grado en que el resultado de la subescala concuerda con las dimensiones de apertura al cambio y transcendencia del cuestionario de valores usándolo como prueba de referencia. Esperando una correlación positiva con estas dimensiones y correlación negativa o inexistente con el resto de los valores

(conservación y promoción personal). De este modo se probó la validez concurrente y predictiva (Ramada-Rodilla et al., 2013).

Resultados

Resultados del Análisis Factorial Exploratorio

El preanálisis exploratorio con 9 ítems de la subescala original muestra un suficiente KMO (.79) y la prueba de esfericidad de Bartlett produjo un valor de Chi-cuadrado = 719.1 (df = 36; $p < .001$).

En segundo lugar, el análisis paralelo recomienda la extracción de un solo factor siendo el porcentaje de la varianza explicada superior (44.43 %) al explicado por el factor generado aleatoriamente (25.01%). Este resultado difiere de la escala original conceptualizada y validada en inglés que contempla tres subdimensiones (Morais y Ogden, 2011).

La Medida de Adecuación Muestral (MSA) sugiere que el ítem 2.1 (Inconscientemente, adapto mi comportamiento y gestos cuándo interactúo con personas de otras culturas) muestra un comportamiento anómalo. Este indicador ofrece valores inferiores a .50 lo que sugiere que el ítem no mide el mismo dominio que el resto de los ítems del conjunto o que no está funcionando correctamente (Ferrando et al., 2022).

A continuación, se sometió la prueba a un AFE eliminando el ítem anómalo y la extracción de un solo factor. El nuevo índice KMO arroja mejor resultado (.82) y la prueba de esfericidad de Bartlett produjo un valor de Chi-cuadrado = 636.2 (df = 28; $p < .001$) siendo el porcentaje de la varianza explicada de 50.57%.

Se comprueba la raíz cuadrada media de los residuos, (RMSR = 0.06) y el residuo cuadrático medio ponderado, (WRMR = .055). La RMSR se encuentra en un margen adecuado (0.050 - 0.076) y el WRMR se encuentra por debajo del valor recomendado (1.0) que refleja un buen ajuste del modelo (Yu y Muthen, 2002). Las cargas de las pruebas oscilaron entre valores mínimos y máximos de 0,37 a más de 0,71 (Tabla 2).

Tabla 2

Datos descriptivos de la escala para la muestra estudiada

Ítem	M	SD	As	k	F1	Comunalidad
1.2 Se cómo desarrollar un lugar para ayudar a mitigar un problema medioambiental o social de alcance mundial.	3.18	.70	-.36	-.013	.44	.29
1.3 Conozco varias formas en las que puedo ser agente de cambio en algunos de los problemas más preocupantes del mundo.	3.45	.86	-.38	-.40	.67	.61

1.4 Puedo hacer que otras personas tengan en cuenta problemas globales que me preocupan.	3.74	.53	-.62	.82	.71	.53
2.1 Inconscientemente, adapto mi comportamiento y gestos cuando interactúo con personas de otras culturas.	3.29	1.04	0.502	-.282	-	-
2.2 Suelo adaptar mi manera de comunicarme al trasfondo cultural de otras personas.	3.75	.60	-.96	1.54	.37	.42
2.3 Soy capaz de comunicarme de diferentes maneras con personas de distintas culturas.	3.88	.60	-.79	1.34	.51	.59
3.1 Estoy informado/a de temas de actualidad que afectan las relaciones internacionales.	3.84	.73	-.83	.74	.60	.50
3.2 Me siento cómodo/a expresando mis puntos de vista sobre un problema <i>global</i> apremiante delante de un grupo de personas.	3.71	.81	-.79	.49	.52	.44
3.3 Soy capaz de escribir una carta de opinión a un medio de comunicación local expresando mis preocupaciones sobre las desigualdades y problemas globales.	3.42	1.01	-.38	-.31	.55	.50

Resultados del Análisis Factorial Confirmatorio

Tras los resultados obtenidos en el AFE, para tener más evidencias se pusieron a prueba el modelo de tres factores sugerido por Morais y Ogden (2010) y el modelo de un factor obtenido en el AFE a través de un AFC. La tabla 3 muestra que, según los criterios de ajuste, el modelo original de tres dimensiones no alcanza un ajuste suficiente. Si se excluye el ítem 2.1 que mostraba anomalías en el AFE el ajuste mejora notablemente; sin embargo, la dimensión comunicación intercultural quedaría con tan solo dos ítems, incumpliendo el mínimo necesario (Ferrando et al., 2022). Además, se calculó la fiabilidad de dicha dimensión, resultando esta insatisfactoria ($\alpha = .49$), por lo que este modelo no sería aceptable.

Al poner a prueba el modelo unidimensional de nueve ítems este no alcanza un suficiente ajuste global. No obstante, si se excluye nuevamente el ítem anómalo 2.1 el modelo mejora consiguiendo un ajuste moderado. Tras ello, se probó el modelo con 7 ítems excluyendo primero el ítem 2.2 y después excluyendo el ítem 2.3 que pertenece a la misma dimensión original y en ambos casos el modelo mejora, siendo con el ítem 2.2 cuándo muestra un mejor ajuste. A pesar de ese resultado, la carga factorial del ítem 2.2 (.22) no alcanza el mínimo establecido de .30. Debido a esto se decide retener el modelo de un factor compuesto por 7 ítems incluyendo el ítem 2.3.

Tabla 3

Índices de bondad y comparación de los modelos CFA y MCFA

Modelo	Índices de bondad de ajuste					Comparación	
	χ^2	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	ω	α
Modelos de referencia							
Modelo A - 3 factores - 9 ítems	71.564	2.98	.901	.852	.073		
Modelo B - 3 factores - 8 ítems	33.720	1.98	.962	.938	.052		
Modelo C - 1 factor - 9 ítems	83.326	3.08	.883	.844	.075		
Modelo D - 1 factor - 8 ítems	39.515	1.97	.956	.938	.052	.742	.736
Modelo E - 1 factor - 7 ítems (2.3)	30.268	2.16	.961	.941	.056	.743	.740
Modelo F - 1 factor - 7 ítems (2.2)	21.807	1.55	.979	.969	.039	.724	.717
						Modelos	ΔCFI
Modelo E1 (configuracional)	47.628	1.70	.952	.928	.062		
Modelo E2 (métrica)	53.201	1.56	.953	.942	.055	E2 vs E1	.001
Modelo E3 (escalar)	68.377	1.70	.930	.927	.062	E3 vs E2	.023
Modelo E4 (estricta)	76.812	1.63	.927	.934	.059	E4 vs E3	.003

Nota: N=368

Los resultados de la invarianza multigrupo de la estructura factorial entre hombres y mujeres mostrados en la Tabla 3 apoyan la invarianza de medida a nivel configuracional y métrica, pero no a nivel de invarianza escalar. Esto sugiere que el modelo unifactorial general se ajusta bien tanto para hombres y mujeres confirmando la validez de constructo.

Confiabilidad

La consistencia interna del modelo de 8 ítems medida con ω de McDonald para escalas ordinales es $\omega = .742$ y el Alpha de Cronbach es $\alpha = .736$. En el caso del modelo de 7 ítems que incluye el 2.2 (Suelo adaptar mi manera de comunicarme al trasfondo cultural de otras personas) la fiabilidad es de $\omega = .724$ y $\alpha = .717$. Para el modelo de 7 ítems que incluye el 2.3 (Soy capaz de comunicarme de diferentes maneras con personas de distintas culturas) el ω de McDonald es $\omega = .743$ y el Alpha de Cronbach es $\alpha = .740$. Ambos indicadores muestran una buena fiabilidad de la escala para los tres modelos. Así es que, aunque el modelo que incluye el ítem 2.2 ofrece mayor bondad de ajuste reduce la fiabilidad, ocurriendo lo contrario en el modelo de 8 ítems y el de 7 ítems que incluye el 2.3 donde los indicadores de bondad de ajuste se reducen, pero la fiabilidad aumenta (Véase la Tabla 3).

Validez concurrente

En cuanto a la validez concurrente, los resultados mostraron que la escala de 8 ítems correlaciona positivamente y en un nivel medio con la dimensión de Transcendencia (Benevolencia + Universalismo) ($r_{736} = .338$; $p < .001$) y la dimensión de Apertura al Cambio ($r_{736} = .286$; $p < .001$). No obtiene correlación estadísticamente significativa con los valores de Promoción personal ($r_{736} = -.043$; $p < .246$) y Conservación ($r_{736} = -.040$; $p < .275$). Aunque con el valor Poder si existe correlación negativa en un nivel bajo ($r_{736} = -.112$; $p < .002$).

Tanto la escala GCS de 7 ítems (2.2) como (2.3) correlacionan positivamente y en un nivel medio con la dimensión Transcendencia ($r_{736} = .326$; $p < .001$) y ($r_{736} = .334$; $p < .001$) respectivamente. La correlación de ambas escalas también es positiva en un nivel medio bajo con la dimensión Apertura al cambio ($r_{736} = .259$; $p < .001$) y ($r_{736} = .279$; $p < .001$). Los valores de Promoción muestran correlación estadísticamente significativa con la CG (2.2) ($r_{736} = -.076$; $p < .039$) en un nivel bajo y negativo. Sin embargo, no muestran correlación con la CG (2.3) ($r_{736} = -.056$; $p < .132$). Finalmente, los valores de Conservación no muestran correlación con ninguna de las dos escalas CG (2.2) ($r_{736} = -.067$; $p < .070$) CG (2.3) ($r_{736} = -.052$; $p < .158$).

Discusión

El primer objetivo de este estudio fue validar la subescala de competencia global (Morais y Ogden, 2011) al contexto español con docentes en servicio y docentes en formación. Este objetivo se alcanzó parcialmente al disponer de una escala para medir la Competencia Global que alcanza un buen ajuste e índice de fiabilidad, aunque no coincidente con la prueba de referencia en términos de dimensionalidad. Además, como contribución original e importante, es la primera vez que se realizan análisis de invarianza para esta escala que parece medir el mismo constructo para hombres que para mujeres, pero no alcanza una invarianza suficiente que permita hacer comparaciones entre ellos. La invarianza métrica sugiere cargas factoriales similares en todos los grupos para hacer comparaciones de correlaciones y coeficientes de trayectoria. Sin embargo, al no

cumplir la invarianza escalar no se alcanza seguridad para hacer comparaciones entre los grupos. Chen et al. (2005) argumentaron que la comparación de medias entre grupos podría ser significativa tras confirmar la existencia de invarianza escalar. Se necesitan más investigaciones para estudiar la equivalencia de la escala según diferentes grupos.

La competencia global implica conocimientos, actitudes, habilidades y valores (OECD, 2018; Tichnor et al., 2019) para afrontar los desafíos globales actuales. A partir de este planteamiento, somos conscientes de que la evaluación de esta competencia es un proceso complejo que debe abordarse desde una perspectiva amplia. La subescala original de Morais y Ogden (2011) plantea tres dimensiones que se relacionan y que están evaluadas por tres ítems cada una. Este número limitado de ítems por dimensión corre el riesgo de perder la multidimensionalidad como ha ocurrido en este estudio. El hecho de que uno de los ítems de la dimensión de comunicación intercultural funcionase de manera anómala ha dificultado la posibilidad de comprobar la multidimensionalidad del modelo original.

Una posible razón del mal funcionamiento de este ítem es el uso de las palabras inconscientemente o antecedentes culturales que pueden haber sido interpretadas de distinta forma, aunque es difícil saberlo. En estudios posteriores se deberán proponer adaptaciones de los ítems de esta dimensión, así como proponer nuevos ítems que permitan comprobar su funcionamiento y que alcancen un peso sustancial en el factor que indican de comunicación intercultural.

La escala de CG propone las dimensiones: conciencia global, conocimiento global y comunicación intercultural que contemplan ya una complejidad al acoger aspectos cognitivos y actitudinales. Diversos autores ponen el foco en la dimensión emocional relacionada con esta competencia (Hauerwas et al., 2023). Por eso, una posible línea de indagación para el futuro puede ser incluir en la encuesta preguntas que profundicen en este sentido y permitan medir el componente afectivo de esta competencia y de la dimensión de comunicación intercultural.

En el contexto hispanohablante para el que se valida la escala, existen diversos estudios empíricos sobre la evaluación de las percepciones, actitudes y competencias interculturales del profesorado y de su formación que ofrecen criterios precisos que pueden ser de ayuda para formular nuevos ítems en esta dimensión.

Pareja de Vicente et al. (2019) exponen que “la comunicación cultural es una cualidad compleja que se vincula con la predisposición, la receptividad y el talante propositivo en materia de interacción cultural” (p. 76) que requiere una valoración positiva y constructiva de la diferencia cultural. Considerar la interacción con personas de diferentes culturas como algo enriquecedor y como una fuente de desarrollo personal y profesional es visto por diversos autores como una actitud positiva hacia la diversidad cultural (Domínguez-Garrido et al., 2020; Tichnor-Wagner et al., 2019). Como explican Rodríguez et al. (1997) en su estudio sobre elaboración de una escala de actitudes hacia la educación multicultural:

“La medición de actitudes, junto con los intereses y valores, forman parte del dominio afectivo de las personas. Las actitudes son «predisposiciones aprendidas (no innatas) y estables (aunque pueden cambiarse) a reaccionar de una manera valorativa, favorable o desfavorable, ante un objeto»”. (Rodríguez et al., 1997, p. 104)

Por este motivo, una tentativa de ítem que proponemos y que podría garantizar la aplicación de este instrumento sería: *considero que interaccionar, relacionarme y comunicarme en mi entorno con personas de orígenes culturales diversos me enriquece y favorece mi desarrollo personal.*

Además, otros autores como Domínguez-Garrido et al. (2020) también señalan la necesidad de una reflexión crítica sobre las propias creencias individuales respecto a las diferencias culturales. En su encuesta sobre la enseñanza para la preparación global, Kerkhoff (2017) incluye una pregunta al profesorado sobre la frecuencia con la que reflexionan sobre sus propias suposiciones y sesgos o prejuicios. Quizás otro ítem que podría aplicarse en la dimensión de comunicación intercultural podría estar relacionado con la reflexión personal sobre nuestras suposiciones o sesgos hacia las personas de diferentes culturas.

Asimismo, respecto a la dimensión afectiva, los resultados del análisis de correlación para la validez concurrente respaldan el marco teórico de este estudio e indican que los valores de universalismo y benevolencia están relacionados positivamente con el nivel de competencia global y pueden funcionar como predictores de esta. Los valores están presentes a lo largo de todo el marco de competencia global del estudio de PISA (OECD, 2018). Expresamente en el punto 48 del marco se expone la importancia de valorar la dignidad humana y la diversidad cultural como factores que contribuyen a la competencia global. “Las personas que cultivan estos valores son más conscientes de sí mismas y de su entorno y están fuertemente motivadas a luchar contra la exclusión, la ignorancia, la violencia, la opresión y la guerra (p. 25)”.

Aunque el nivel de correlación no es alto, sí puede sugerir que este instrumento sobre competencia global evalúa un enfoque de esta, alineado con la justicia social y no tanto con la competitividad económica mundial que se relacionaría más con los valores de poder, los logros o el hedonismo.

Finalmente, es necesario señalar que en este estudio se aplicó la versión de 40 preguntas basada en la teoría original de Schwartz (2021) y aunque el mismo autor señala que la versión refinada no pretende contradecir la original sí ofrece valores con mayor “poder heurístico y predictivo”. Futuros estudios podrían utilizar la versión refinada que permita aportar con mayor precisión la relación del continuo de valores humanos con la competencia global y sus dimensiones.

Conclusiones

En conclusión, este estudio ofrece un instrumento en castellano prometedor para evaluar la CG en educación superior, aunque con algunas limitaciones que deberán ser exploradas en futuros estudios. Los presentes resultados tienen implicaciones para la formación de docentes que conlleva la necesaria implementación de contenidos y metodologías que fomenten la competencia global y la educación en valores humanistas en los planes de estudios. La dimensión afectiva y emocional debe de ser tenida en cuenta tanto en los programas de formación como en la evaluación de su impacto y relación con la adquisición y desarrollo de la CG como objetivo de aprendizaje. La escala de CG puede ayudar a evaluar programas y metodologías que faciliten el desarrollo de esta competencia en estudiantes universitarios y más concretamente en futuros docentes.

Referencias

- Ato, M., López, J. J., y Benavente, A. (2013). A classification system for research designs in psychology. *Anales de Psicología*, 29(3)1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Beneitone, P., y Yarosh, M. (2021). A Comparative analysis of global competences within the framework of internationalized curricula. *Tuning Journal for Higher Education*, 8(2), 25-53. [https://doi.org/10.18543/tjhe-8\(2\)-2021pp25-53](https://doi.org/10.18543/tjhe-8(2)-2021pp25-53)
- Boix-Mansilla, V., y Jackson, A. (2011). *Preparing Our Youth to Engage the World: Educating for Global Competence*. The Asian Society. <https://asiasociety.org/files/book-globalcompetence.pdf>
- Bryman, A. (2006). Integrating quantitative and qualitative research: how is it done? *Qualitative Research*, 6(1), 97–113. <https://doi.org/10.1177/1468794106058877> 423-432.
- Byker, E. J., y Marquardt, S. K. (2016). Using critical cosmopolitanism to globally situate: Multicultural education in teacher preparation courses. *Journal of Social Studies Education Research*, 7(2), 30–50. <https://eric.ed.gov/?id=EJ1121646>
- Chen, F. F., Sousa, K. H., y West, S. G. (2005). Teacher's Corner: Testing Measurement Invariance of Second-Order Factor Models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 12(3), 471–492. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1203_7
- Domínguez-Garrido, M. C. D., Ruiz-Cabezas, A., Domínguez, M. C. M., Dueñas, M. C. L., Pérez Navío, E., y Rivilla, A. M. (2020). Teachers' Training in the Intercultural Dialogue and Understanding: Focusing on the Education for a Sustainable Development. *Sustainability*, 12(23), 9934. <https://doi.org/10.3390/su12239934>
- Dong, Y., y Dumas, D. (2020). Are personality measures valid for different populations? A systematic review of measurement invariance across cultures, gender, and age. *Personality and Individual Differences*, 160, 109956. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109956>
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva, U. (2014). Exploratory item factor analysis: Some additional consideration. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170–1175. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., y Muñoz, J. (2022). Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- García-Esteban, S., y Colpaert, J. (2022). Integrating the Global Competence with Telecollaboration in CLIL Teacher Training. *Revista de Educación a Distancia*, 22(69). <https://doi.org/10.6018/RED.491281>
- Grigoryan, L., y Schwartz, S. H. (2021). Values and attitudes towards cultural diversity: Exploring alternative moderators of the value–attitude link. *Group Processes and Intergroup Relations*, 24(6), 966–981. <https://doi.org/10.1177/1368430220929077>

- Han, S., y Zhu, Y. (2022). (Re)conceptualizing 'global competence' from the students' perspective. *Asia Pacific Journal of Education*, 1–13. <https://doi.org/10.1080/02188791.2022.2148091>
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195339888.001.0001>
- Hauerwas, L. B., Gomez-Barreto, I. M., Boix Mansilla, V., y Segura Fernández, R. (2023). Transformative Innovation in teacher education: Research toward a critical global didactica. *Teaching and Teacher Education*, 123, 103974. <https://doi.org/10.1016/j.TATE.2022.103974>
- Hu, L.-t., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hyett, N., Lee, K. M., Knevel, R., Fortune, T., Yau, M. K., y Borkovic, S. (2019). Trialing virtual intercultural learning with Australian and Hong Kong allied health students to improve cultural competency. *Journal of Studies in International Education*, 23(3), 389–406. <https://doi.org/10.1177/1028315318786442>
- Karanikola, Z., Katsioulis, G., y Palaiologou, N. (2022). "Teachers' Global Perceptions and Views, Practices and Needs in Multicultural Settings". *Education Sciences*, 12, 280. <https://doi.org/10.3390/educsci12040280>
- Kerkhoff, S. (2017). Designing global futures: A mixed methods study to develop and validate the teaching for global readiness scale. *Teaching and Teacher Education*, 65, 91–106. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2017.03.011>
- Kerkhoff, S. (2020). Collaborative Video Case Studies and Online Instruments for Self-Reflection in Global Teacher Education. *Journal of Technology and Teacher Education*, 28(2), 341–351. <https://www.learntechlib.org/primary/p/216212/>
- Kilinc, E., y Tarman, B., (2019). Global citizenship versus patriotism. The Correlation Between Turkish Preservice Teachers' Perception of Patriotism and Global Citizenship. En, *Competing Frameworks: Global and National in Citizenship Education* (pp. 217–238). <https://bit.ly/3LwTYFu>
- Kishino, H., y Takahashi, T. (2019). Global citizenship development: Effects of study abroad and other factors. *Journal of International Students*, 9(2), 535–559. <https://doi.org/10.32674/jis.v9i2.390>
- Li, Y. (2013). Cultivating Student Global Competence: A Pilot Experimental Study. *Decision Sciences Journal of Innovative Education*, 11(1), 125–143. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4609.2012.00371.x>
- Liu, Y., Yin, Y., y Wu, R. (2020). Measuring graduate students' global competence: Instrument development and an empirical study with a Chinese sample. *Studies in Educational Evaluation*, 67, 100915. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2020.100915>
- Majewska, I. A. (2022). Teaching Global Competence: Challenges and Opportunities. *College Teaching*, 71(2), 1–13. <https://doi.org/10.1080/87567555.2022.2027858>

- Morais, D. B., y Ogden, A. C. (2011). Initial Development and Validation of the Global Citizenship Scale. *Journal of Studies in International Education*, 15(5), 445–466. <https://doi.org/10.1177/1028315310375308>
- OECD. (2018). *The OECD PISA Global Competence Framework: Preparing our Youth for an Inclusive and Sustainable World*. OECD. <https://www.oecd.org/education/Global-competency-for-an-inclusive-world.pdf>
- Pareja de Vicente, D., Leiva Olivencia, J. J., y Matas Terrón, A. (2019). Percepciones sobre diversidad cultural y comunicación intercultural de futuros maestros. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 23(1). <https://doi.org/10.6018/reifop.403331>
- Parmigiani, D., Jones, S.-L., Silvaggio, C., Nicchia, E., Am-brosini, A., Pario, M., Pedevilla, A., y Sardi, I. (2022). Assessing Global Competence Within Teacher Education Programs. How to Design and Create a Set of Rubrics With a Modified Delphi Method. *SAGE Open*, 12(4). <https://doi.org/10.1177/21582440221128794>
- Pashby, K., da Costa, M., Stein, S., y Andreotti, V. (2020). A meta-review of typologies of global citizenship education. *Comparative Education*, 56(2), 144–164. <https://doi.org/10.1080/03050068.2020.1723352>
- Pegalajar Palomino, M. del C., Burgos García, A., y Martínez Valdivida, E. (2022). Educación para el Desarrollo Sostenible y Responsabilidad Social: claves en la formación inicial del docente desde una revisión sistemática. *Revista de Investigación Educativa*, 40(2), 421–437. <https://doi.org/10.6018/rie.458301>
- Ramada-Rodilla, J. M., Serra-Pujadas, C., y Delclós-Clanchet, G. L. (2013). Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: Revisión y recomendaciones metodológicas. *Salud Publica de México*, 55(1), 57-66. <https://doi.org/10.1590/S0036-36342013000100009>
- Rodríguez, M., Cabrera, F., Espín, J. V., y Marín, M. A. (1997). Elaboración de una escala de actitudes hacia la educación multicultural. *Revista de investigación educativa*, 15(1), 103-124.
- Sakamoto, F. (2022). Global competence in Japan: What do students really need? *International Journal of Intercultural Relations*, 91, 216–228. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2022.10.006>
- Sanz-Leal, M., Orozco Gómez, M. L., y Toma, R. B. (2021). Construcción conceptual de la competencia global en educación. *Teoría De La Educación. Revista Interuniversitaria*, 34(1), 83–103. <https://doi.org/10.14201/teri.25394>
- Sanz-Leal, M., Orozco-Gómez, M. L., & Llorente, A. (2023). Desarrollar y medir la competencia global en docentes: Una revisión sistemática. *Revista De Iniciação à Docência*, 8(1), e11526, 1-22. <https://doi.org/10.22481/riduesb.v8i1.11526>
- Schwartz, S. H. (2012). An Overview of the Schwartz Theory of Basic Values. *Online Readings in Psychology and Culture*, 2(1). <https://doi.org/10.9707/2307-0919.1116>
- Schwartz, S. H. (2021). A Repository of Schwartz Value Scales with Instructions and an Introduction. *Online Readings in Psychology and Culture*, 2(2). <https://doi.org/10.9707/2307-0919.1173>

- Tichnor-Wagner, A., Parkhouse, H., Glazier, J., y Cain, J. M. (2019). *Becoming a globally competent teacher*. Ascd
- UNESCO, (2022). *Más allá de los límites. Nuevas formas de reinventar la educación superior*. Documento de trabajo para la Conferencia Mundial de Educación Superior. 18-20 de mayo de 2022.
- van Werven, I. M., Coelen, R. J., Jansen, E. P., y Hofman, W. H. A. (2023). Global teaching competencies in primary education. *Compare: A Journal of Comparative and International Education*, 53(1), 37-54. <https://doi.org/10.1080/03057925.2020.1869520>
- Xia, Y., y Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1) 409–428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
- Yu, C., y Muthen, B. (2002). *Evaluation Cutoff Criteria of Model Fit Indices for Latent Variable Models with Binary and Continuous Outcomes*. (Tesis doctoral). <https://www.statmodel.com/download/Yudissertation.pdf>
- Zlobina, A. (2004). La teoría de valores de S. Schwartz. En I. Fernández, S. Ubillos, D. Páez y E.M. Zubieta (Coord.), *Psicología social, cultura y educación* (pp. 73-88). Pearson Educación.

Fecha de recepción: 5 abril, 2023.

Fecha de revisión: 5 junio, 2023.

Fecha de aceptación: 20 diciembre, 2023.