

**ANÁLISE DAS PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DO QUESTIONÁRIO  
EPISTEMOLÓGICO-INVENTÁRIO DE CRENÇAS EPISTEMOLÓGICAS (CEICE)  
EM UNIVERSITÁRIOS ESPANHÓIS**

***ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL CUESTIONARIO  
EPISTEMOLÓGICO-INVENTARIO DE CREENCIAS EPISTEMOLÓGICAS (CEICE)  
EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS ESPAÑOLES***

***ANALYSIS OF THE PSYCHOMERIC PROPERTIES OF THE EPISTEMOLOGICAL  
QUESTIONNAIRE-BELIEFS INVENTORY (EQEBI) IN SPANISH UNIVERSITY  
STUDENTS***

Sonia ROMERO MARTINEZ<sup>1</sup>  
Xavier ORDÓÑEZ CAMACHO<sup>2</sup>

**RESUMO:** Crenças Epistemológicas (CE) são considerações sobre conhecimento e aprendizagem que influenciam o desempenho e a motivação dos alunos. O objetivo deste estudo é analisar as propriedades psicométricas do teste do questionário epistemológico-inventário de crenças epistemológicas (CEICE em espanhol) em estudantes universitários espanhóis, incluindo uma análise confirmatória de sua estrutura fatorial, confiabilidade e invariância fatorial de acordo com gênero, ano e área de estudo e descrição dos escores da escala. Para realizar os objetivos, o teste CEICE foi aplicado a uma amostra de 1.231 estudantes espanhóis e foi analisado por análise fatorial confirmatória, multigrupos e estatística descritiva. Los resultados confirman la estructura de cuatro factores (simpleza del conocimiento, certeza del conocimiento, velocidad del aprendizaje y habilidad innata). Los coeficientes Alpha de Cronbach muestran valores similares a los obtenidos en estudios previos y los Alpha Ordinal presentan fiabilidades más altas. A invariância fatorial entre os grupos analisados nos níveis configural e métrico é confirmada. O CEICE possui propriedades psicométricas adequadas e pode ser usado por psicólogos e educadores para medir EC e estabelecer comparações entre grupos.

**PALAVRAS-CHAVE:** Crenças epistemológicas. Análise fatorial confirmatória. Invariância fatorial. Confiabilidade. Estudantes universitários.

**RESUMEN:** *Las creencias epistemológicas (CE) son consideraciones sobre el conocimiento y el aprendizaje que influyen en el rendimiento y motivación de los alumnos. El objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario Epistemológico-Inventario de Creencias Epistemológicas (CEICE) en estudiantes universitarios españoles incluyendo un análisis confirmatorio de su estructura factorial, fiabilidad e invarianza factorial de acuerdo*

<sup>1</sup> Universidad a Distancia de Madrid (UDIMA), Collado Villalba - España. Profesora Titular, Facultad de Ciencias de la Salud y la Educación, Departamento de Psicología. PhD Psicología. ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-8330-6694>. Correo: [soniajaneth.romero@udima.es](mailto:soniajaneth.romero@udima.es)

<sup>2</sup> Universidad Complutense de Madrid (UCM), Madrid - España. Profesor Contratado Doctor, Departamento de Investigación y Psicología en Educación, Facultad de Educación. PhD en Educación. ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-8153-5706>. Correo: [xavor@ucm.es](mailto:xavor@ucm.es)

al género, año y área de estudio y descripción de las puntuaciones de las escalas. Para llevar a cabo los objetivos se aplicó el test CEICE a una muestra de 1.231 estudiantes españoles y se analizó mediante análisis factorial confirmatorio, multigrupo y estadística descriptiva. Los resultados confirman la estructura de cuatro factores (simpleza del conocimiento, certeza del conocimiento, velocidad del aprendizaje y habilidad innata). Los coeficientes Alpha de Cronbach muestran valores similares a los obtenidos en estudios previos y los Alpha Ordinal presentan fiabilidades más altas. Se confirma la invarianza factorial entre los grupos analizados a nivel configural y métrico. El CEICE presenta unas adecuadas propiedades psicométricas y puede ser utilizado por psicólogos y educadores para la medición de las CE y para establecer comparaciones entre grupos.

**PALABRAS CLAVE:** Creencias epistemológicas. Análisis factorial confirmatorio. Invarianza factorial. Fiabilidad. Alumnos universitarios

**ABSTRACT:** Epistemological Beliefs (EB) are considerations about knowledge and learning that influence the performance and motivation of students. The aim of the present research is to analyze the psychometric properties of the Epistemological Questionnaire-Epistemological Beliefs Inventory (EQEBI) in Spanish university students including factor analysis, reliability analysis, factor invariance testing according to gender, year and area of study and description of the test scores. To reach this objectives the EQEBI test was applied to a sample of 1231 students and analyzed through confirmatory, multi-group factor analysis and descriptive statistics. Results confirm the structure of four factors (simplicity of knowledge, certainty of knowledge, quick learning and innate ability). The Cronbach's Alpha show values similar to those obtained in previous studies, although the Alpha Ordinals exhibit higher reliabilities.. Configural and metric invariance were found between groups analyzed. The EQEBI exhibits adequate psychometric properties and may be used for psychologist and educators for the assessment of EB and comparison between groups.

**KEYWORDS:** Epistemological beliefs. Confirmatory factor analysis. Factorial invariance. Reliability. University students.

## Introducción

Las Creencias Epistemológicas (en adelante, CE) se pueden definir como opiniones, concepciones e ideas sobre el conocimiento y el aprendizaje, incluyen creencias sobre su origen, su desarrollo, como alcanzarlo y cómo se adquiere (LEHRER, 2018). Según Laster (2010) las CE se refieren a pre-conceptos sobre la forma en que ocurre el aprendizaje, qué es el conocimiento y como se construye y evalúa. En otras palabras las CE representan un conjunto de creencias individuales que pueden cambiar con el desarrollo y las experiencias educativas de las personas (LEHRER, 2018). Las CE pueden variar desde creencias menos complejas o desarrolladas hasta un sistema de creencias más sofisticado y desarrollado.

Desde la década de los 50 del siglo pasado los psicólogos educativos, docentes e investigadores interesados en la epistemología de la educación se han venido preocupando por conocer el rol de las CE en los procesos de aprendizaje y son varios los estudios que en la última década han demostrado que las mismas influyen en los procesos cognitivos, meta-cognitivos y en el aprendizaje autorregulado-adaptativo (BARZILAI; ZOHAR, 2014; BROMME; PIESCHL; STAHL, 2010; TREVORS; FEYZI; AZEVEDO; BOUCHET, 2016), dichos estudios coinciden en que unas CE más desarrolladas favorecen el aprendizaje autorregulado y una mayor adaptación a contenidos complejos en estudiantes universitarios (FREIGBERG; LEDESMA; FERNÁNDEZ, 2017).

Otros autores han encontrado que las CE también influyen en la motivación y las emociones (EKINCI, 2017; TREVORS *et al.*, 2017) y éstas a su vez en el rendimiento académico (SAVOJI; NIUSHA; BOREIRI, 2013). Dichos estudios confirman que la influencia de las CE es positiva, es decir, cuanto más desarrollo de las CE mayor motivación, lo que redundará en un aprendizaje más efectivo. Algunos autores han ido más allá, evidenciando que las CE son predictores fiables de los resultados de aprendizaje (BRATEN; BRITT; STROMSO; ROUET, 2011) y pueden influir en las estrategias de aprendizaje (GOK, 2018).

Los estudios sobre las CE se remontan al trabajo de William Perry en los años 70 quién realizó mediciones de las creencias con estudiantes de la Universidad de Harvard. Según el modelo propuesto por este autor las creencias son unidimensionales y los estudiantes las desarrollan a través de una serie de estadios de forma lineal. Más adelante, en la década de los 90, Schommer (1990) propone que las CE son más complejas y que son un constructo de carácter multidimensional. La autora propone que las CE están compuestas por cinco dimensiones:

- *Certeza del Conocimiento (CC)*: que oscila entre la creencia de que el conocimiento es estable, seguro y poco cambiante a la creencia de que es tentativo y que cambia a través del tiempo.
- *Simpleza del Conocimiento (SC)*: que varía desde la creencia de que el conocimiento consiste en partes desordenadas e inconexas a la creencia de que el conocimiento es un todo integrado.
- *Habilidad Innata (HI)*: que fluctúa desde la creencia de que la capacidad de aprender es innata y determinada desde la genética de la persona a la creencia de que la capacidad de aprender se incrementa a lo largo de toda la vida.
- *Rapidez del aprendizaje (RA)*: oscila desde la creencia de que el aprendizaje es rápido y absoluto a la creencia de que es un proceso lento y gradual.

- *Autoridad Omnisciente (AO)*: varía desde la creencia de que el conocimiento es adquirido y transmitido mediante personas expertas (docentes) a la creencia de que el conocimiento es personal, tentativo y que está relacionado con el contexto.

El modelo de Schommer plantea que el desarrollo de estas dimensiones puede ser independiente, de tal forma que una persona puede tener creencias sofisticadas en una dimensión y poco desarrolladas en otras dimensiones. Para medir la estructura propuesta y probar las cinco dimensiones de su modelo Schommer desarrolló en la década de los 90 (SCHOMMER, 1990; 1998) uno de los instrumentos utilizados con mayor frecuencia para la medición de las CE y lo llamó el Cuestionario Epistemológico (Epistemological Questionnaire, EQ por sus siglas en inglés). El EQ se compone de 63 ítems consistentes en frases sobre las CE, agrupadas en 12 escalas. El test se responde en una escala Likert de 5 puntos que oscilan entre 1 “completamente en desacuerdo” hasta 5 “completamente de acuerdo”. Puntuaciones altas en el test indican CE menos desarrolladas (EKINCI, 2017). Después de sus primeras aplicaciones en alumnos universitarios, la autora no encuentra la escala AO en varios análisis factoriales (Castañeda y Peñalosa, 2010). Este resultado le conduce a reducir el sistema de CE a cuatro dimensiones (CC, SC, HI y RA).

Otro instrumento que ha sido comúnmente utilizado para la medición de las CE es el Inventario de Creencias Epistémicas (EBI por sus siglas en inglés) propuesto por Schraw, Bendixen y Dunkle (2002). El EBI considera los mismos componentes del EQ pero con diferentes ítems. A pesar de los numerosos intentos de los autores de estas y otras pruebas por encontrar una consistencia de los factores propuestos los análisis factoriales realizados más recientemente y con diferentes técnicas (ORDÓÑEZ; PONSODA; ABAD; ROMERO, 2009; SCHRAW, 2013; WELCH; RAY, 2012; LEAL; FERRER, 2017) muestran que las estructuras factoriales propuestas por los autores originales de los test no son consistentes.

En un intento por superar estos problemas, Ordóñez, Ponsoda, Abad y Romero (2009) desarrollaron un test, para medir las CE integrando ítems del EQ y el EBI y lo llamaron EQEBI (en español CEICE). El test fue diseñado originalmente en inglés y luego traducido al español mediante un proceso de doble traducción. El CEICE se compone de 27 ítems agrupados en cuatro escalas (CS, CC, HI y RA) y han comprobado sus propiedades psicométricas en una amplia muestra de estudiantes colombianos (ORDÓÑEZ; PONSODA; ABAD; ROMERO, 2009). Los autores reportan una fiabilidad de entre .60 y .82 y han confirmado mediante análisis factorial confirmatorio de segundo orden que los cuatro componentes miden las CE como una única dimensión. A pesar de los adecuados resultados del test los autores sugieren la realización

de investigaciones posteriores que profundicen en la medida de las CE mediante el CEICE.

Debido a esta falta de consenso en las dimensiones que componen las CE, a la falta de un instrumento de medida en el que se hayan comprobado propiedades psicométricas como la invarianza factorial y a la relevancia teórica y aplicada del tema de las CE en el ámbito de la formación profesional, específicamente en la concepción del aprendizaje y a su utilidad para la comunidad de investigadores que desea mejorar la calidad de la educación, el objetivo del presente trabajo es analizar las propiedades psicométricas del test CEICE en una muestra de estudiantes universitarios españoles de diversos ámbitos del conocimiento. Para llevar a cabo este objetivo general se han planteado los siguientes objetivos específicos: a) comprobar la estructura factorial del test CEICE en una muestra de estudiantes universitarios españoles mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC); b) estudiar la fiabilidad de las puntuaciones en cada una de las escalas del CEICE, c) examinar la invarianza factorial del test de acuerdo al género, nivel educativo y área del conocimiento y d) describir las puntuaciones de la muestra analizada en cada escala y en el test total.

Para terminar la introducción se quiere resaltar otro de los motivos que ha conducido a la realización de la presente investigación. Existen en la literatura científica estudios recientes que utilizan técnicas de análisis factorial para explorar o confirmar los componentes subyacentes a las CE, como el de Castañeda y Peñalosa (2010), Laste (2010), Teo y Chai (2011), Welch y Ray (2012) o Teo (2013). También hay otras investigaciones que se centran en evaluar las diferencias de las puntuaciones en CE de acuerdo a factores como género, edad o el nivel educativo como la de Nayebi y Tahriri (2014) o Pähler y Jucks (2017). Sin embargo, solo unos pocos estudios analizan la invarianza factorial de las puntuaciones antes de ejecutar las comparaciones entre grupos (LEE; CHIU; TSAI; LIANG, 2014) asumiendo que los instrumentos miden el mismo constructo en los diferentes grupos y que el constructo tiene el mismo significado en los diversos grupos comparados.

La invarianza se puede definir como la equivalencia sustantiva y formal de la medición entre grupos de interés (DIMITROV, 2010), por lo tanto, si el interés de una investigación es comparar puntuaciones de los alumnos entre dos o más grupos es fundamental hacer un estudio previo de la invarianza para asegurar que los factores tienen el mismo significado en los diferentes grupos comparados. De forma similar, no es correcto interpretar las puntuaciones resultantes si los grupos tienen diferentes errores de medida. Por lo tanto, la relevancia de ambas aplicaciones está sujeta al análisis previo de la invarianza. La presente investigación pretende aportar una medida estandarizada, con adecuadas propiedades psicométricas y con evidencias suficientes de validez e invarianza para que pueda ser usada por investigadores que deseen

realizar comparaciones de acuerdo al género, al nivel educativo y al área o ámbito de estudio.

## Método

**Muestra:** Un total de 1.213 alumnos de cuatro universidades españolas ubicadas en las Comunidades Autónomas de Madrid y Cataluña han participado voluntariamente en este estudio. La muestra no ha sido aleatoria, se ha utilizado muestreo “a propósito”. Para el estudio se ha contado con 744 alumnas y 469 alumnos de los cuales 638 son estudiantes de primer año. La distribución por área de estudio ha sido: 525 alumnos de Psicología, 255 de Ingeniería, 156 de Arquitectura, 145 de Historia y 132 de Filología. El estudio cuenta con la aprobación del comité de ética de la Universidad a Distancia de Madrid.

**Procedimiento:** En primer lugar se han contactado por email profesores de cada una de las áreas de conocimiento para solicitar su participación y se les ha dado una carta explicando los objetivos de la investigación. A los profesores que han contestado se les ha facilitado el CEICE, en conjunto con una hoja de instrucciones y con el consentimiento informado, documento en el que se garantizaba a los alumnos el anonimato y la confidencialidad en el tratamiento de los datos, los alumnos que no quisieran participar podían abandonar en ese momento el aula. El instrumento fue aplicado en una hora de clase por parte de cada profesor.

**Diseño:** Se trata de un estudio no experimental ex-post facto, cuantitativo e instrumental pues busca estudiar las propiedades psicométricas del test (Ordóñez y Romero, 2017).

**Instrumentos:** El test CEICE se compone de 27 ítems que miden las 4 sub-escalas o componentes de las CE: CC (i2, i6, i9, i19), SC (i3, i12, i24, i26), HI (i4, i7, i10, i13, i15, i17, i20, i22) y RA (i1, i5, i8, i11, i14, i16, i18, i21, i23, i25, i27). Los estudiantes han respondido a cada ítem en una escala desde totalmente en desacuerdo (1) hasta totalmente de acuerdo (5) con la afirmación propuesta. Las puntuaciones altas en la escala reflejan creencias desfavorables o poco desarrolladas y puntuaciones bajas indican CE más favorables (más desarrolladas). Ordóñez, Ponsoda, Abad y Romero (2009) indican que el instrumento es fiable para medir las CE de una muestra de alumnos colombianos con medias de consistencia interna de .80 (CEICE), .82 (RA), .76 (HI), .59 (CS) y .60 (SS). Los autores realizan también un análisis de la estructura factorial del instrumento encontrando las 4 dimensiones esperadas.

**Análisis de datos:** El análisis de datos incluyó varios procedimientos, detallados a continuación:

1. Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Debido a que ya se conoce la estructura factorial que se pretende encontrar no se realizó un análisis exploratorio previo sino que se

realizó directamente el AFC con un interés confirmatorio de la estructura encontrada por Ordóñez, Romero, Ponsoda y Abad en 2009 pues se dispone de un modelo teórico con suficiente evidencia empírica. La entrada para el CFA fue la matriz de covarianza asintótica y el análisis se realizó con el método WLS. El ajuste del modelo fue evaluado por el Ji-Cuadrado de Satorra-Bentler ( $SB\chi^2$ ), el RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) y su respectivo intervalo de confianza al 90%, el SRMR (Standardized Root Mean Residual) y los índices CFI (Comparative Fit Index) y NFI (Normed Fit Index). Los valores recomendados como aceptables son: RMSEA  $<.05$ , CFI  $>.95$  y NFI  $>.95$  (Brown y Moore, 2014), como derivación del CFA se estimó la Varianza Media Extractada (VME).

2. Fiabilidad. La consistencia interna se estudió través del Alfa de Cronbach y a través de Alpha Ordinal para a fin de arribar a un índice que sea acorde para el tratamiento de variables ordinales, pues el Coeficiente Alpha de Cronbach suele infraestimar los valores de consistencia interna en variables ordinales (Gadermann, Guhn y Zumbo, 2012).

3. Invarianza factorial. La invarianza factorial entre los grupos se examinó mediante AF multigrupo (Cheung y Rensvold, 2002), siguiendo este método se evalúa comparativamente el ajuste de los modelos anidados (configural, métrico, escalar y completo). Después de estimar los diferentes modelos anidados y siguiendo los criterios propuestos por Cheung y Rensvold (2002), se analizó el cambio en el Ji-cuadrado de Satorra-Bentler  $SB\chi^2$  ( $\Delta\chi^2$ ): si hay un aumento significativo en el valor de esta estadística es indicativo de falta de invarianza. También se consideraron los criterios propuestos por Little, Card, Slegers y Ledford (2007), que evalúan el cambio en RMSEA. Específicamente, si la estimación de RMSEA para un modelo más restringido cae dentro del intervalo de confianza del 90% del modelo menos restringido, indica que la degradación en el ajuste es una pérdida no significativa.

4. Descripción de las puntuaciones de acuerdo a los grupos. Una vez comprobada la estructura factorial de la prueba y la invarianza entre grupos de interés se realizó una descripción completa de las puntuaciones de cada escala y de la puntuación total del CEICE mediante la media, desviación estándar, asimetría ( $g_1$ ), curtosis ( $g_2$ ) para cada uno de los grupos estudiados. Se pretende con esto, brindar una descripción de las distribuciones de las puntuaciones, que al ser la suma de los items que componen cada escala se han tratado como variables continuas, sin ánimo de que sea un baremo pues la muestra no es representativa de la población total (muestreo no probabilístico).

**Software:** Para realizar los análisis, se han utilizado LISREL 9.3 (Jöreskog y Sörbom, 2017) y SPSSv.22 (IBM, 2017). Todos los análisis se han realizado usando la muestra completa de participantes.

## Resultados

### Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Los resultados de las cargas factoriales del AFC obtenidas se presentan en la tabla 1. Se encuentra que todos los ítems cargan positivamente a los respectivos factores y que las saturaciones son significativas, excepto la del ítem 3: “Una oración tiene poco sentido a menos que sepas el contexto en que se dice”, que no tiene una saturación significativa en el factor SC, esto puede deberse a la redacción del ítem que no tiene tanta relación con la simpleza del conocimiento, se propone cambiar la redacción por “Una oración es más difícil de interpretar (es más compleja) cuando no sabes el contexto en el que se dice”. En general, los resultados confirman la estructura factorial de cuatro factores propuesta para el CEICE en Ordóñez, Ponsoda, Abad y Romero (2009).

**Tabla 1** - Matriz de saturaciones factoriales de los ítems (solución completamente estandarizada)

Ítem	RA	CC	SC	HI
1. Si no entiendes un capítulo la primera vez, volver a leerlo no sirve de nada	.60			
2. Lo que es verdad hoy lo será mañana		.64		
3. Una oración tiene poco sentido a menos que sepas el contexto en que se dice			.17	
4. Las personas no pueden hacer mucho con respecto a su inteligencia				.66
5. Si una persona no puede comprender algo en un tiempo corto, debe seguir intentándolo	.67			
6. La verdad significa diferentes cosas para diferentes personas		.59		
7. La gente inteligente lo es de nacimiento				.61
8. Trabajar en un problema que no tiene fácil solución resulta una pérdida de tiempo	.71			
9. La verdad nunca cambia		.91		
10. Algunas personas nunca serán inteligentes, no importa cuánto se esfuercen				.65
11. Si no aprendes algo rápidamente nunca lo aprenderás	.78			
12. Cuanto más se sabe de un tema, más queda por aprender			.36	
13. La capacidad de aprendizaje está determinada al nacer				.72

14. Si tengo tiempo para releer el capítulo de un libro, le saco más provecho la segunda vez	.51
15. Algunas personas nacen siendo buenos aprendices, otros, simplemente tienen una capacidad limitada	.60
16. Trabajar fuertemente en la solución de problemas difíciles durante mucho tiempo solo se justifica en el caso de personas muy inteligentes	.67
17. Todos necesitamos aprender a aprender	.49
18. Casi toda la información que se puede sacar de un libro se puede obtener en la primera lectura	.53
19. Los hechos de hoy pueden ser la ficción del mañana	.31
20. Tu desempeño en el estudio depende de qué tan inteligente eres	.62
21. El aprendizaje es un proceso lento de construcción de conocimiento	.40
22. La sabiduría no consiste en conocer todas las respuestas sino en saber dónde hallarlas	.33
23. Generalmente es posible deducir conceptos difíciles si se elimina toda distracción externa y hay buena concentración	.34
24. Si pretendes integrar nuevas ideas de un libro con el conocimiento que ya tienes sobre un tema solo lograrás confundirte	.38
25. Repasar una y otra vez un capítulo difícil de un texto no ayuda a comprenderlo mejor	.60
26. Una manera muy eficaz de comprender un texto es reorganizar la información según un esquema personal del lector	.41
27. Si una persona se esfuerza demasiado por entender un problema, seguramente terminará confundida	.64

Nota. RA: Rapidez del Aprendizaje; CC: Certeza del Conocimiento; SC: Simpleza del Conocimiento; HI: Habilidad Innata  
Fuente: Elaborado por los autores.

## Ajuste del modelo

Los estadísticos de bondad de ajuste se presentan en la tabla 2. A partir del análisis de los mismos, se puede concluir que el ajuste del modelo es bueno dado que el índice de bondad de ajuste (GFI) y el índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI) superan el valor .90 (GFI= .96; AGFI= .95). El error cuadrático medio (RMSEA) muestra también un valor adecuado ya que se aproxima a .05 (RMSEA=.055) y el intervalo de confianza al 90% incluye el valor observado (.052; .058). En cuanto al índice de ajuste comparado, muestra un valor moderado (CFI=.73) ya que no supera el valor de referencia de .90, lo cual puede indicar que el modelo es peor en comparación con el modelo de independencia, sin embargo, hay que considerar que este índice

parece empeorar cuando el modelo propuesto contiene un alto número de variables y por tanto se ha de valorar de forma conjunta con el resto de índices.

Por lo que respecta al valor de Chi-cuadrado de Satorra Bentler, el valor obtenido es alto ( $SB\chi^2=1450.95$ ;  $p=.000$ ;  $df\ 318$ ) lo que indicaría que la estructura obtenida no coincide con la propuesta. No obstante, este resultado puede deberse al gran tamaño de la muestra observada (este índice es muy sensible al tamaño de la muestra, así, a un mayor tamaño muestral, los valores de este estadístico tienden a empeorar y la hipótesis nula es fácil de rechazar). En general, los estadísticos de bondad de ajuste muestran una tendencia a deteriorarse conforme aumenta el tamaño de la muestra (Arias, 2008; Ruiz, Pardo y San Martín, 2010).

**Tabla 2** - Varianza Media Extractada y ajuste del modelo

Varianza Media Extractada	Bondad de Ajuste	Criterios
RA .681	GFI: .96	GFI: .90
CC .551	AGFI: .95	AGFI: .90
SC .250	CFI: .74	CFI: .90
HI .597		
	RMSEA: .055	RMSEA $\leq$ 0.08
	(IC 90%: .052-.058)	
	$SB\chi^2= 1450.95$ ; $p=0$	

Nota: RA=rapidez del aprendizaje; SC=simpleza del conocimiento; CC=certeza del conocimiento; HI=Habilidad Innata

Fuente: Elaborado por los autores.

La Tabla 2 también incluye la Varianza Media Extractada (VME), se puede observar que dicho valor excede la recomendación de 0.50 en todas las escalas, excepto en la escala SC, este resultado está ocasionado nuevamente por la baja carga factorial que tiene el ítem 3.

## Fiabilidad

La tabla 3 presenta los índices de fiabilidad Alpha de Cronbach y Alpha Ordinal, en dicha tabla se puede ver que, efectivamente, el índice Alpha de Cronbach infraestima la fiabilidad de las escalas, sin embargo, esta es apropiada teniendo en cuenta que las escalas SC y CC están compuestas por solo 4 ítems. Teniendo en cuenta el coeficiente Alpha Ordinal se encuentra que la fiabilidad oscila entre .32 (escala SC) y .86 (test CEICE) siendo similar a la encontrada en otros estudios (Ordóñez, Ponsoda, Abad y Romero, 2009; Welch y Ray, 2012;

Schraw, 2013). La fiabilidad es más baja en la escala SC (probablemente debido a la baja carga factorial del ítem 3, anteriormente identificada).

**Tabla 3** - Coeficientes Alpha de Cronbach y Alpha Ordinal de fiabilidad

	HI	RA	SC	CC	TOT
Alpha de Cronbach	.67	.55	.13	.54	.68
Alpha Ordinal	.85	.80	.32	.72	.86

Nota: RA=rapidez del aprendizaje; SC=simpleza del conocimiento; CC=certeza del conocimiento; HI=Habilidad Innata; TOT= Puntuación total CEICE

Fuente: Elaborado por los autores.

### Invarianza factorial

**Según el género:** Los índices de ajuste de los diversos modelos anidados se presentan en la tabla 4. El ajuste de los modelos individuales indica que la estructura factorial es adecuada tanto en alumnos como en alumnas. El ajuste de modelo configural muestra la equivalencia básica de las estructuras y sirve de base para el análisis. Al introducir restricciones de igualdad en las cargas factoriales (invarianza métrica) podemos ver que el valor de  $\chi^2$  no se incrementa de forma significativa, el CFI no disminuye y el valor RMSEA cae dentro del intervalo de confianza del modelo configural por lo que se puede aceptar este nivel de invarianza. Las restricciones en los interceptos (escalar) sí que produce un incremento significativo en el valor de  $SB\chi^2$  y una disminución en el CFI indicando que no hay invarianza a este nivel, por tanto, se puede confirmar a invarianza métrica pero no la escalar.

**Tabla 4** - Comparación de modelos anidados para probar la invarianza factorial según el género

Modelo	$SB\chi^2$	gl	p	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta P$	CFI	RMSEA	IC 90%
Alumnas	1324.09	314	<.001	-	-		.93	.068	[.064-.072]
Alumnos	972.45	314	<.001	-	-		.93	.069	[.065-.074]

Configural	1435.36	641	<.001	-	-		.95	.045	[.042-.048]
Métrico	1468.84	663	<.001	33.48	22	.055	.95	.045	[.041-.047]
Escalar	1528.77	686	<.001	59.64	23	<.001	.94	.045	[.042-.048]
Completo	1606.04	719	<.001	77.27	33	<.001	.94	.045	[.042-.048]

Fuente: Elaborado por los autores.

**Según el año:** Los índices de ajuste para los modelos de invarianza en alumnos de primer y cuarto año se presentan en la tabla 5. El AF de las muestras individuales apoya la estructura factorial propuesta en ambos grupos. El análisis del modelo configural muestra la equivalencia de los modelos de medida. La invarianza métrica también se puede aceptar porque el valor de  $\chi^2$  no se incrementa de forma significativa, el CFI no disminuye y el valor RMSEA cae dentro del intervalo de confianza del modelo configural. Sin embargo, Las restricciones en los interceptos (escalar) sí que produce un incremento significativo en el valor de  $SB\chi^2$  y un descenso en el valor CFI por lo que en este caso tampoco podemos comprobar la invarianza a nivel escalar.

**Tabla 5** - Comparación de modelos anidados para analizar la invarianza según el año que está cursando

Modelo	$SB\chi^2$	$gl$	$p$	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta P$	CFI	RMSEA	IC 90%
1º año	1151.58	314	<.001	-	-	-	.93	.067	[.063-.071]
4º año	568.62	314	<.001	-	-	-	.96	.039	[.034-.044]
Configural	1445.28	641	<.001	-	-	-	.95	.046	[.042-.048]
Métrico	1479.97	663	<.001	34.69	22	.042	.95	.045	[.042-.048]
Escalar	1579.13	686	<.001	99.16	23	<.001	.94	.046	[.043-.049]
Completo	1655.08	719	<.001	75.95	33	<.001	.94	.046	[.043-.049]

Fuente: Elaborado por los autores.

**Según el dominio o área de estudio:** La tabla 6 muestra los resultados del ajuste del AFC en cada uno de los dominios, en dicha tabla se puede ver que el modelo presenta buen

ajuste en cada uno de los grupos analizados. La tabla 7 presenta el modelo configural para cada par de grupos, en dicha tabla se puede ver que la estructura de 4 factores es equivalente entre todas las parejas de dominios o áreas de conocimiento.

**Tabla 6** - Ajuste del modelo en cada uno de los dominios analizados

Área	$SB\chi^2$	<i>gl</i>	<i>p</i>	CFI	RMSEA	CI 90%
Psicología	595.49	293		.94	.046	[.040-.051]
Historia	449.17	293	<.001	.90	.069	[.056-.081]
Arquitectura	358.49	293	.010	.95	.043	[.025-.057]
Filología	450.37	293	<.001	.90	.069	[.056-.080]
Ingeniería	445.10	293	<.001	.94	.048	[.039-.057]

Fuente: Elaborado por los autores.

**Tabla 7** - Ajuste del modelo configural entre parejas de dominios o áreas de estudio

Área	$SB\chi^2$	<i>gl</i>	<i>p</i>	CFI	RMSEA	CI 90%
Psicología-Historia	1150.56	641	<.001	.92	.058	[.046-.056]
Psicología-Arquitectura	1058.96	641	<.001	.94	.046	[.045-.055]
Psicología-Filología	1109.21	641	<.001	.93	.050	[.000-.095]
Psicología-Ingeniería	1159.17	641	<.001	.94	.048	[.043-.052]
Historia-Arquitectura	881.88	641	<.001	.92	.057	[.047-.065]
Historia-Ingeniería	1010.19	641	<.001	.91	.059	[.051-.065]
Historia-Filología	1120.41	641	<.001	.93	.049	[.000-.085]
Arquitectura-Filología	829.36	641	<.001	.92	.051	[.041-.061]
Arquitectura-Ingeniería	887.01	641	<.001	.93	.047	[.039-.054]

Filología-Ingeniería 840.267 641 <.001 .93 .050 [.047-.049]

Fuente: Elaborado por los autores.

La tabla 8 muestra el ajuste del modelo métrico para cada par de dominios. En dicha tabla se puede ver que aunque el CFI no disminuye y el RMSEA cae dentro del intervalo de confianza del modelo configural, sin embargo, el valor  $SB\chi^2$  se incrementa de forma significativa en todas las comparaciones, por este motivo no se realizan comparaciones a niveles más estrictos de invarianza.

**Tabla 8** - Ajuste del modelo métrico entre parejas de dominios o áreas de estudio

Dominio	$\chi^2$	gl	p	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta p$	CFI	RMSEA	90% CI
Psicología-Historia	1332.36	663	<.001	181.8	22	<.001	.92	.056	[.040-.050]
Psicología-Arquitectura	1114.85	663	<.001	55.89	22	.001	.94	.045	[.047-.056]
Psicología-Filología	1226.90	663	<.001	117.69	22	<.001	.93	.051	[.051-.060]
Psicología-Ingeniería	1292.56	663	<.001	133.39	22	<.001	.94	.050	[.045-.053]
Historia-Arquitectura	1020.39	663	<.001	138.51	22	<.001	.92	.064	[.056-.072]
Historia-Ingeniería	1156.66	663	<.001	146.47	22	<.001	.91	.064	[.057-.070]
Historia-Filología	1225.85	663	<.001	105.44	22	<.001	.92	.055	[.046-.064]
Arquitectura-Filología	943.68	663	<.001	114.32	22	<.001	.93	.046	[.039-.053]
Arquitectura-Ingeniería	936.74	663	<.001	49.73	22	.002	.92	.055	[.048-.067]
Filología-Ingeniería	947.88	663	<.001	107.61	22	<.001	.93	.046	[.040-.054]

Fuente: Elaborado por los autores.

### Análisis descriptivo de las puntuaciones continuas en las escalas del test CEICE

En la Tabla 9 se pueden observar las puntuaciones del test CEICE y de cada una de las dimensiones del test y el análisis de los supuestos, se puede observar que se cumple el supuesto de normalidad en cada uno de los grupos analizados y también se aprecian algunas diferencias

entre las puntuaciones medias de hombres y mujeres, de alumnos de 1º y 4º año y entre los diferentes ámbitos de estudio.

**Tabla 9** - Estadísticos descriptivos de la puntuación total del CEICE y de cada escala

Grupo		RA	CC	SC	HI	Total	g <sub>1</sub>	g <sub>2</sub>
	Psicología	18.21(3.93)	8.29 (2.83)	14.92 (3.50)	17.67 (4.18)	53.41 (8.24)	-.04	-.37
	Historia	18.51 (3.78)	8.33 (2.60)	14.76 (3.23)	17.57 (3.75)	53.57 (9.11)	-.32	-.45
Área	Arquitect.	18.62 (4.62)	8.27 (2.91)	15.01 (4.12)	17.17 (5.31)	55.16 (8.98)	-.06	-.73
	Filología	18.39 (3.93)	8.86 (3.15)	14.78 (3.37)	18.43 (4.56)	53.86 (7.04)	-.12	-.37
	Ingeniería	19.06 (4.33)	8.99 (2.89)	14.10 (3.27)	17.49 (4.68)	55.16 (8.98)	.17	-.52
Sexo	Varón	18.95 (4.08)	8.21 (2.69)	14.85 (3.47)	17.76 (4.40)	54.36 (8.29)	-.08	.43
	Mujer	18.07 (3.96)	8.42 (2.93)	14.59 (3.42)	17.42 (4.38)	53.23 (8.36)	.09	-.32
Año	1º	18.27 (4.04)	8.55 (2.84)	14.68 (3.57)	17.68 (4.46)	53.90 (8.19)	.11	-.28
	4º	18.55 (4.02)	8.10 (2.83)	14.70 (3.30)	17.38 (4.31)	53.41 (8.50)	-.12	-.47

Nota. RA: Rapidez del Aprendizaje; CC: Certeza del Conocimiento; SC: Simpleza del Conocimiento; HI: Habilidad Innata

Fuente: Elaborado por los autores.

## Discusión

El presente estudio se ha realizado con el ánimo de examinar la estructura factorial del test CEICE (en inglés EQEBI, Ordoñez, Romero, Ponsoda y Abad, 2009) en una amplia muestra de estudiantes universitarios de dos Comunidades Autónomas españolas. Aunque se han desarrollado estudios antecedentes utilizando el EQ y el EBI (test anglosajones en los que se basa el CEICE) aún no se han realizado investigaciones que analicen la estructura factorial del CEICE que es uno de los pocos instrumentos que se han desarrollado para medir las CE en habla hispana. Los resultados del análisis factorial confirmatorio confirman la estructura factorial propuesta por Ordóñez, Ponsoda, Abad y Romero (2009), sin embargo, el ítem 3 no presenta una carga factorial significativa en la dimensión propuesta (SC) lo que ha repercutido

tanto en la fiabilidad de la escala SC como en la VME de dicha dimensión, en relación a este resultado se propone en el epígrafe anterior una nueva redacción para dicho ítem que puede estar más relacionada con la simpleza del conocimiento.

Con respecto al segundo objetivo, si se analiza el coeficiente Alpha de Cronbach se han encontrado fiabilidades moderadas (baja en el caso de la escala SC) al igual que en otros estudios de las propiedades psicométricas de los test que miden CE (ORDÓÑEZ; PONSODA; ABAD; ROMERO, 2009; WELCH; RAY, 2012; SCHRAW, 2013). Las fiabilidades son más bajas cuando se calculan con el coeficiente Alpha de Cronbach, por lo que se ha comprobado la infra-estimación de dicho coeficiente cuando los datos son ordinales. Analizando el coeficiente Alpha Ordinal, que es más apropiado para este tipo de datos se encuentran fiabilidades mucho más altas que las reportadas en estudios previos en todas las escalas, excepto en la escala SC cuya fiabilidad es .32.

Con respecto al tercer objetivo, aunque existen algunos estudios que usan técnicas de análisis factorial para explorar o confirmar los factores subyacentes a test de CE como el EQ o el EBI (CASTAÑEDA; PEÑALOSA, 2010; LASTER, 2010; TEO; CHAI, 2011; WELCH; RAY, 2012; TEO, 2013) y otros para desarrollar nuevos instrumentos para la medición de las CE (PAECHTER *et al.*, 2013) son pocos los que analizan la estructura factorial usando métodos robustos como el WLS y aún menos los que analizan la invarianza factorial entre grupos de interés y este constituye el principal aporte de la presente investigación ya que los resultados muestran que se confirma la invarianza no solo a nivel configural entre los grupos analizados sino también a nivel de medida indicando que tanto la configuración del modelo como las cargas factoriales son invariantes entre sexos, entre estudiantes de primer y cuarto año y entre alumnos de diversas áreas de conocimiento.

Este resultado constituye un avance importante para los psicólogos y educadores interesados en aplicar el CEICE en distintos contextos y en establecer comparaciones entre grupos para comprender mejor la naturaleza de las CE puesto que verificar la invarianza es un paso necesario para poder realizar comparaciones de las puntuaciones.

Con respecto al cuarto objetivo, se ha presentado una descripción de las distribuciones de las puntuaciones en cada subescala y en el total del test CEICE para cada uno de los grupos en los que se ha comprobado la invarianza factorial encontrando, a nivel descriptivo y sin ánimo de elaborar un baremo o de analizar estadísticamente las diferencias, algunos resultados interesantes: por ejemplo, los alumnos de Ingeniería obtienen puntuaciones más altas en rapidez del aprendizaje y los alumnos de arquitectura en simpleza del conocimiento. Los alumnos de estas dos carreras también son los que tienen unas CE más desarrolladas expresadas en una

mayor puntuación total en el CEICE. Sin embargo, para comprobar si estas diferencias son significativas habría que realizar pruebas de hipótesis en investigaciones futuras.

Respecto al género se observa una mayor puntuación en HI, SC y RA en los hombres, también en la puntuación total del CEICE, sin embargo, para comprobar si estas diferencias son significativas habría que realizar pruebas de hipótesis en investigaciones futuras.

Con relación al nivel se aprecia una mayor puntuación en RA y SC en los alumnos de cuarto año y una mayor puntuación en CC y HI en los de primer año, en el desarrollo general de las CE no parece haber diferencias, nuevamente, para evaluar si estas diferencias descriptivas son significativas se tendría que hacer un estudio futuro que profundice en este tema.

Como conclusiones principales se pueden establecer las siguientes: a) la estructura factorial original del CEICE propuesta por Ordóñez, Ponsoda, Abad y Romero (2009) se confirma en la muestra española, excepto por el ítem 3 de la escala SC que no presenta una adecuada carga factorial, b) la fiabilidad de las escalas en el modelo propuesto en este estudio es moderada, sin embargo la fiabilidad es alta y adecuada cuando se usa el coeficiente Alpha Ordinal, c) se confirma invarianza entre hombres y mujeres, entre alumnos de primer y último año y según el área de estudio en los niveles débiles de la invarianza (configural y métrico) pero no en los niveles fuertes de la invarianza (escalar y completo).

El presente estudio contribuye a un mejor entendimiento de la naturaleza de las CE y de su medición, sin embargo, también cuenta con algunas limitaciones, por ejemplo, es necesario tener precaución en la generalización de los resultados puesto que, a pesar del gran tamaño de la muestra, la misma no es representativa de la población española porque no se han usado métodos probabilísticos de muestreo.

Adicionalmente, el presente estudio se centra en el análisis de las propiedades del instrumento acopiando evidencia de fiabilidad y de validez desde una perspectiva factorial, sin embargo, para tener evidencia completa desde una concepción unificada de validez (MESSICK, 1975) es necesario considerar otras fuentes como el análisis de la red nomológica del constructo de sus consecuencias sociales, de su utilidad, etc.

A pesar de estas limitaciones el presente estudio usa una muestra grande de participantes para analizar a profundidad la estructura e invarianza factorial del test CEICE y realiza nuevas contribuciones al campo mediante un análisis completo de sus propiedades psicométricas. Como futuros estudios en el campo de la medición de las CE se pueden explorar otros formatos de ítem. También se pueden analizar las variables que tienen mayor influencia en el desarrollo de las CE.

## REFERENCIAS

- BARZILAI, Sarit; ZOHAR, Anat. Reconsidering personal epistemology as metacognition: a multifaceted approach to the analysis of epistemic thinking. **Educational Psychologist**, v. 49, p. 13-35, 2014. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/00461520.2013.863265>
- BRÅTEN, Ivar; BRITT, Anne; STRØMSØ, Helge; ROUET, Jean-Francoise. The Role of Epistemic Beliefs in the Comprehension of Multiple Expository Texts: Toward an Integrated Model. **Educational Psychologist**, v. 46, n. 1, p. 48-70, 2011. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/00461520.2011.538647>
- BROWN, Timothy; MOORE, Michel. Conformatory factor analysis. In: HOYLE, R. H. (Ed.). **Handbook of structural equation modeling**. New York: Guilford, 2014, p. 361-379.
- BROMME, Rainer; PIESCHL, Stephanie; STAHL, Elmar. Epistemological beliefs are standards for adaptive learning: a functional theory about epistemological beliefs and metacognition. **Metacognition and Learning**, v. 5, p. 7-26, 2010. DOI: 10.1007/s11409-009-9053-5
- CASTAÑEDA, Sandra; PEÑALOSA, Eduardo. Validando constructos en epistemología personal. **Revista Mexicana de Psicología**, v. 27, n. 1, p. 65-75, 2010. Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243016325007>. Acesso em: 10 jan. 2019.
- CHEUNG, Gordon; RENSVDOLD, Roger. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing MI. **Structural Equation Modeling**, v. 9, n. 2, p. 235-55, 2002. DOI: [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- DIMITROV, Dimiter. Testing for factorial invariance in the context of construct validation. **Measurement and Evaluation in Counseling and Development**, v. 43, n. 2, p. 121-149, 2010. DOI: 10-1177/0748175610373459
- EKINCI, Necla. Examining the Relationships between Epistemological Beliefs and Teaching and Learning Conceptions of Lower-Secondary Education Teachers, **Inonu University Journal of the Faculty of Education**, v. 18, n. 1, p. 344-358, 2017. DOI: 10.17679/inuefd.307065
- FERRANDO, Pere-Joan; ANGUIANO, Cristina. El análisis factorial como técnica de investigación psicológica. **Papeles del Psicólogo**, v. 31, n.1, p.18-33, 2010. Disponível em: <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1793.pdf>. Acesso em: 10 jan. 2019.
- FREIGBERG, Agustin; LEDESMA, Rubén; FERNÁNDEZ, María Mercedes. Análisis de las Propiedades Psicométricas del Inventario de Estrategias de Aprendizaje y Estudio (LASSI) en Estudiantes Universitarios. **Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica**, v. 2, n. 44, p. 1-20, 2017. Disponível em: <https://www.aidep.org/sites/default/files/2017-09/R44-Art10.pdf>. Acesso em: 10 jan. 2019.
- GADERMANN, Anne; GUHN, Martin; ZUMBO, Bruno. Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. **Practical Assessment, Research & Evaluation**, v. 17, n. 3, p. 1-13, 2012. Disponível em:

<http://pareonline.net/getvn.asp?v=17&n=3>. Acesso em: 10 jan. 2019.

GOK, Tolga. The evaluation of conceptual learning and epistemological beliefs on physics learning by think-pair-share. **Journal of Education in Science, Environment and Health**, v. 4, n. 1, p. 69-80, 2018. DOI: 10.21891/jeseh.387489

HOFER, Barbara.; PINTRICH, Paul. The Development of Epistemological Theories: Beliefs About Knowledge and Knowing and Their Relation to Learning. **Review of Educational Research**, v. 67 n. 1, p. 88-140, 1997. DOI: <http://dx.doi.org/10.3102/00346543067001088>

JÖRESKOG, Karl-Gustav; SÖRBOM, Dag. **LISREL 9**. Chicago: Scientific Software International, 2017.

LASTER, Bonnie Bost. **A structural and correlational analysis of two common measures of personal epistemology**. Tesis Doctoral no publicada. Oklahoma State University, EEUU. 2010.

LEE, Wen-Cing; CHIU, Yen-Lin; LIANG, Jyh-Chong; TSAI, Ching-Chung Exploring the structural relationships between high school students' Internet-specific epistemic beliefs and their utilization of online academic help seeking. **Computers in Human Behavior**, v. 36, p. 391-400, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.03.069>

LEAL, Francisco; FERRER, Rodrigo. Three-factor structure for Epistemic Belief Inventory: A cross-validation study. **PLoS One**, v. 12, n. 3, e0173295, 2017. DOI: 10.1371/journal.pone.0173295

LEHRER, Keith. **Theory of knowledge**. 2. ed. New York: Routledge, 2018.

LITTLE, Tood; CARD, Noel; SLEGGERS, David; LEDFORD, Emily. Modeling contextual effects with multiple group MACs models. *In*: LITTLE, T. D.; BOVAIRD, J. A.; CARD, N. A. (Eds.). **Modeling contextual effects in longitudinal studies**. Mahwah, NJ: Laurence Erlbaum, 2007.

MESSICK, Samuel. The Standard problem: Meaning and values in Measurement and Evaluation. **American Psychologist**, v. 30, p. 955-966, 1975.

NAYEBI, Roya; TAHRIRI, Abdorreza. A study of epistemological beliefs of EFL learners across gender and educational level. **International Journal of Research Studies in Psychology**, v. 3, n. 3, p.17-28, 2014. DOI: 10.5861/ijrsp.2014.754

ORDÓÑEZ, Xavier; PONSODA, Vicente; ABAD, Francisco; ROMERO, Sonia. Measurement of Epistemological Beliefs. Psychometric Properties of the EQEBI Test Scores. **Educational and Psychological Measurement**, v. 69, n. 2, p. 287-302, 2009. DOI: <http://dx.doi.org/10.1177/0013164408323226>

PAECHTER, Manuela; REBMANN, Karen; SCHLOEMER, Tobias; MOKWINSKI, Bjoern; HANEKAMP, Yvonne; ARENDASY, Martin. Development of the oldenburg epistemic beliefs questionnaire: a german questionnaire based on the Epistemic Belief Inventory (EBI). **Current Issues in Education**, v. 16, n. 1, p. 1-18.

PÄULER, Lena; JUCKS, Regina. Perspectives on teaching: Conceptions of teaching and epistemological beliefs of university academics and students in different domains. **Active Learning in Higher Education**, v. 18, n. 1, p. 63-76, 2017. DOI: 10.1177/1469787417693507

ROMERO, Sonia; ORDÓÑEZ. **Métodos, diseños y técnicas de investigación en psicología y educación**. Madrid: CEF ediciones, 2017.

SAVOJI, Azar. P., NIUSHA, Beheshteh; BOREIRI, Leila. Relationship between epistemological beliefs, self-regulated learning strategies and academic achievement. **Procedia - Social and Behavioral Sciences**, v. 84, 1160-1165, 2013. DOI: 10.1016/j.sbspro.2013.06.719

SCHRAW, Gregory; BENDIXEN, Lisa; DUNKLE, Michael. Development and validation of the Epistemic Belief Inventory (EBI). *In*: HOFER, B. K.; PINTRICH, P. R. (Eds.). **Personal epistemology: The psychology of beliefs about knowledge and knowing**. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum, 2002, p. 261-275.

SCHRAW, Gregory. Conceptual Integration and Measurement of Epistemological and Ontological Beliefs in Educational Research. **ISRN Education**, p. 1-19, jan. 2013. DOI: <http://dx.doi.org/10.1155/2013/327680>

SCHOMMER, Marlene. Effects of beliefs about the nature of knowledge on comprehension. **Journal of Educational Psychology**, v. 82, p. 498-504, 2009. DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.82.3.498>

SCHOMMER, Marlene. The influence of age and education on epistemological beliefs. **British Journal of Educational Psychology**, v. 68, p. 551-562, 2013. DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8279.1998.tb01311.x>

TEO, Timothy. Examining the psychometric properties of the Epistemic Belief Inventory (EBI). **Journal of Psychoeducational Assessment**, v. 31, n.1, p.72-79, 2013. DOI: <http://dx.doi.org/10.1177/0734282912449436>

TEO, Timothy; Chai, C-S. Confirmatory factor analysis of the Epistemic Belief Inventory (EBI): a cross-cultural study. **International Journal of Educational and Psychological Assessment**, v. 9, n. 1, p. 1-13, 2011.

TREVORS, Gregory; FEYZI, Reza; AZEVEDO, Roger; BOUCHET, Françoise. Self-regulated learning processes vary as a function of epistemic beliefs and contexts: Mixed method evidence from eye tracking and concurrent and retrospective reports. **Learning and Instruction**, v. 42, p. 31-46, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2015.11.003>

TREVORS, Gregory; MUIS, Krista; PEKRUN, Reinhard; SINATRA, Gaile; MUIJSELAAR, Marloes. Exploring the relations between epistemic beliefs, emotions, and learning from texts. **Contemporary Educational Psychology**, v. 48, p. 116-132, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2016.10.001>

WELCH, Anita; RAY, Chris. A preliminary report of the psychometric properties of the Epistemic Beliefs Inventory. **The European Journal of Social and Behavioural Sciences**,

v. 2, n. 1, p. 278-303, 2012. DOI: [http://dx.doi.org/10.15405/FutureAcademy/ejsbs\(2301-2218\).2012.2.12](http://dx.doi.org/10.15405/FutureAcademy/ejsbs(2301-2218).2012.2.12)

### **Como referenciar este artigo**

ROMERO MARTINEZ, Sonia; ORDÓÑEZ CAMACHO, Xavier. Análise das propriedades psicométricas do Questionário Epistemológico-Inventário de Crenças Epistemológicas (CEICE) em universitários espanhóis. **Revista Ibero-Americana de Estudos em Educação**, Araraquara, Araraquara, v. 15, n. 3, p. 1051-1071, jul./set. 2020. e-ISSN: 1982-5587. DOI: <https://doi.org/10.21723/riaee.v15i3.12553>

**Submetido em:** 21/05/2019

**Revisões requeridas em:** 30/10/2019

**Aprovado em:** 24/10/2019

**Publicado em:** 20/02/2020