

**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 MARTINEZ¹
Xavier ORDÓÑEZ CAMACHO²

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*

¹ Universidade a Distancia de Madrid (UDIMA), Collado Villalba - Espanha. Professora Titular, Faculdade de Ciências da Saúde e Educação, Departamento de Psicologia. Doutorado em Psicologia. ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-8330-6694>. E-mail: soniajaneth.romero@udima.es

² Universidade Complutense de Madrid (UCM), Madrid - Espanha. Professor Doutor Contratado, Departamento de Pesquisa e Psicologia em Educação, Faculdade de Educação. Doutorado em Educação. ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-8153-5706>. E-mail: xavor@ucm.es

factorial de acuerdo 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.*

Introdução

As Crenças Epistemológicas (doravante, CE) podem ser definidas como opiniões, concepções e ideias sobre o conhecimento e a aprendizagem, incluindo crenças sobre sua origem, seu desenvolvimento, como alcança-lo e como adquiri-lo (LEHRER, 2018). Segundo Laster (2010) as CE se referem à pré-conceitos sobre a forma pela qual a aprendizagem ocorre, o que é o conhecimento e como ele é construído e avaliado. Em outras palavras, as CE representam um conjunto de crenças individuais que podem mudar com o desenvolvimento e as experiências educacionais das pessoas (LEHRER, 2018). As CE podem variar de crenças menos complexas ou desenvolvidas até um sistema de crenças mais sofisticado e desenvolvido.

Desde a década de 50 do século passado, os psicólogos da área da educação, docentes e pesquisadores interessados na epistemologia da educação vêm se preocupando por conhecer o papel das CE nos processos de aprendizagem e são muitos os estudos que na última década tem demonstrado que as mesmas influenciam nos processos cognitivos, meta-cognitivos e na aprendizagem, autorregulada-adaptativa (BARZILAI; ZOHAR, 2014; BROMME; PIESCHL; STAHL, 2010; TREVORS; FEYZI; AZEVEDO; BOUCHET, 2016), tais estudos concordam que as CE mais desenvolvidas favorecem a aprendizagem autorregulada e uma maior adaptação a conteúdos complexos em estudantes universitários (FREIGBERG; LEDESMA; FERNÁNDEZ, 2017).

Outros autores verificaram que as CE também influenciam na motivação e nas emoções (EKINCI, 2017; TREVORS *et al.*, 2017) e estas, por sua vez, no rendimento acadêmico (SAVOJI; NIUSHA; BOREIRI, 2013). Tais estudos confirmam que a influência das CE é positiva, ou seja, quanto mais desenvolvimento das CE, maior a motivação, o que resulta em uma aprendizagem mais efetiva. Alguns autores foram além, evidenciando que as CE são modelos confiáveis dos resultados de aprendizagem (BRATEN; BRITT; STROMSO; ROUET, 2011) e podem influenciar nas estratégias de aprendizagem (GOK, 2018).

Os estudos sobre as CE se formam no trabalho de William Perry nos anos 70, quem realizou medições das crenças com estudantes da Universidade de Harvard. Segundo o modelo proposto por este autor, as crenças são unidimensionais e os estudantes as desenvolvem através de uma série de estados de forma linear. Mais adiante, na década de 90, Schommer (1990) compreende que as CE são mais complexas, tratando-se de um construto de caráter multidimensional. A autora propõe que as CE estão compostas por cinco dimensões:

- *Certeza do Conhecimento (CC)*: Que oscila entre a crença de que o conhecimento é estável, seguro e pouco mutável à crença de que é provisório e que muda através do tempo.
- *Simplicidade do Conhecimento (SC)*: Que varia desde a crença de que o conhecimento consiste em partes desordenadas e desconexas à crença de que é o conhecimento é um todo integrado.
- *Habilidade Inata (HI)*: que vai desde a crença de que a capacidade de aprender é inata e determinada pela genética de uma pessoa até a crença de que a capacidade de aprender aumenta ao longo da vida.
- *Rapidez da aprendizagem (RA)*: oscila desde a crença de que a aprendizagem é rápida e absoluta à crença de que é um processo lento e gradual.
- *Autoridade Onisciente (AO)*: varia desde a crença de que o conhecimento é adquirido

e transmitido mediante pessoas experientes (docente) à crença de que o conhecimento é pessoal, provisório e que está relacionado ao contexto.

O modelo de Schommer propõe que o desenvolvimento destas dimensões pode ser independente, de tal forma que uma pessoa pode ter crenças sofisticadas em uma dimensão e pouco desenvolvidas em outras dimensões. Para medir a estrutura proposta e provar as cinco dimensões de seu modelo, Schommer desenvolveu, na década de 90 (SCHOMMER, 1990; 1998), um dos instrumentos utilizados com maior frequência para a medição das CE, o que chamou de Questionário Epistemológico (Epistemological Questionnaire, EQ siglas em inglês). O EQ é composto por 63 itens que consistem em frases sobre as CE, agrupadas em 12 escalas. O teste é respondido em uma escala Likert de 5 pontos que oscilam entre 1 “completamente em desacordo” até 5 “completamente de acordo”. Pontuações altas no teste indicam CE menos desenvolvidas (EKINCI, 2017). Depois de suas primeiras aplicações em alunos universitários, a autora não encontra a escala AO em muitas análises fatoriais (CASTAÑEDA Y PEÑALOSA, 2010). Este resultado conduz a reduzir o sistema de CE a quatro dimensões (CC, SC, HI y RA).

Outro instrumento que se tem comumente utilizado para a medição das CE é o Inventário de Crenças Epistêmicas (EBI, siglas em inglês), proposto por Schraw, Bendixen y Dunkle (2002). O EBI considera os mesmos componentes do EQ, mas com diferentes itens. Apesar das inúmeras tentativas de autores destas e outras provas por encontrar uma consistência dos fatores propostos nas análises fatoriais realizadas mais recentemente e com diferentes técnicas (ORDÓÑEZ; PONSODA; ABAD; ROMERO, 2009; SCHRAW, 2013; WELCH; RAY, 2012; LEAL; FERRER, 2017), mostram que as estruturas fatoriais propostas pelos autores originais dos testes não são consistentes.

Em uma tentativa de superar estes problemas, Ordóñez, Ponsoda, Abad y Romero (2009) desenvolveram um teste para medir as CE, integrando itens do EQ e o EBI e o chamaram EQEBI (em espanhol, CEICE). O teste foi desenhado originalmente em inglês e logo traduzido para o espanhol mediante um processo de tradução dupla. O CEICE é composto por 27 itens agrupados em quatro escalas (CS, CC, HI y RA) e tem comprovado suas propriedades psicométricas em uma ampla mostra de estudantes colombianos (ORDÓÑEZ; PONSODA; ABAD; ROMERO, 2009). Os autores reportam uma confiabilidade entre .60 e .82 e confirmaram, mediante análise fatorial confirmatória de segunda ordem, que os quatro componentes medem as CE como uma única dimensão. Apesar dos adequados resultados do teste, os autores sugerem a realização de pesquisas posteriores

que aprofundem a medida das CE, mediante o CEICE.

Devido a esta falta de consenso nas dimensões que compõem as CE, a falta de um instrumento de medida no qual se tenham comprovado propriedades psicométricas como a invariância fatorial e a relevância teórica aplicada do tema das CE, no âmbito da formação profissional, especificamente na concepção da aprendizagem e a sua utilização para a comunidade de pesquisadores que deseja melhorar a qualidade da educação, o objetivo do presente trabalho é analisar as propriedades psicométricas do teste CEICE em uma mostra de estudantes universitários espanhóis de diversos âmbitos do conhecimento. Para realizar este objetivo geral, foram estabelecidos os seguintes objetivos específicos: a) comprovar a estrutura fatorial do teste CEICE em uma mostra de estudantes universitários espanhóis, mediante Análise Fatorial Confirmatória (AFC); b) estudar a confiabilidade das pontuações em cada uma das escalas do CEICE, c) examinar a invariância fatorial do teste de acordo com o gênero, nível educacional e área do conhecimento e d) descrever as pontuações da mostra analisada em cada escala e no teste total.

Para finalizar a introdução, ressaltamos outro dos motivos que conduziu a realização da presente pesquisa. Existem, na literatura científica, estudos recentes que utilizam técnicas de análise fatorial para explorar ou confirmar os componentes subjacentes às CE, como o de Castañeda e Peñalosa (2010), Laste (2010), Teo e Chai (2011), Welch e Ray (2012) ou Teo (2013). Também há outras pesquisas que se centram em avaliar as diferenças das pontuações na CE de acordo com fatores como gênero, idade ou nível educacional das pontuações como a de Nayebe e Tahriri (2014) ou Páuler e Jucks (2017). No entanto, só alguns estudos analisam a invariância fatorial das pontuações antes de executar as comparações entre grupos (LEE; CHIU; TSAI; LIANG, 2014), assumindo que os instrumentos medem o mesmo construto nos diferentes grupos e que o construto tem o mesmo significado nos diversos grupos comparados.

A invariância pode ser definida como a equivalência substantiva e formal da medição entre os grupos de interesse (DIMITROV, 2010), portanto, se o interesse de uma pesquisa é comparar pontuações dos alunos entre dois ou mais grupos é fundamental fazer um estudo prévio da invariância para assegurar que os fatores têm o mesmo significado nos diferentes grupos comparados. De forma semelhante, não é correto interpretar as pontuações resultantes se os grupos têm diferentes erros de medição. Portanto, a relevância de ambas as aplicações está sujeita à análise prévia de invariância. A presente pesquisa pretende fornecer uma medida padronizada, com adequadas propriedades psicométricas e com evidências suficientes de validade e invariância para que possa ser usada por pesquisadores que desejem realizar

comparações de acordo com o gênero, nível educacional e a área ou âmbito de estudo.

Método

Mostra: Um total de 1.213 alunos de quatro universidades espanholas localizadas nas Comunidades Autônomas de Madri e Catalunha participou voluntariamente neste estudo. A mostra não foi aleatória, foi utilizada amostragem “a propósito”. Para o estudo, se contou com 744 alunas e 469 alunos, dos quais 638 são estudantes do primeiro ano. A distribuição por área de estudo foi: 525 alunos de Psicologia, 255 de Engenharia, 156 de Arquitetura, 145 de História e 132 de Filologia. O estudo conta com a aprovação do comitê de ética da Universidade à Distância de Madri.

Procedimento: Em primeiro lugar, se contactou por e-mail professores de cada uma das áreas de conhecimento para solicitar sua participação e lhes foi dada uma carta explicando os objetivos da pesquisa. Aos professores que responderam foi fornecido o CEICE, em conjunto com uma folha de instruções e com o consentimento informado, documento no qual se garantia aos alunos o anonimato e a confidencialidade no tratamento dos dados, os alunos que não quiseram participar podiam abandonar este momento da aula. O instrumento foi aplicado em uma hora de aula por parte de cada professor.

Desenho: Este é um estudo não experimental *ex post facto*, quantitativo e instrumental, pois procura estudar as propriedades psicométricas do teste (ORDÓÑEZ E ROMERO, 2017).

Instrumentos: O teste CEICE é composto por 27 itens que medem as 4 sub-escalas ou componentes das 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). Os estudantes responderam que a cada item em uma escala desde totalmente em desacordo (1) até totalmente de acordo (5) com a afirmação proposta. As pontuações altas na escala refletem crenças desfavoráveis ou pouco desenvolvidas e pontuações baixas indicam CE mais favorável (mais desenvolvidas). Ordóñez, Ponsoda, Abad e Romero (2009) indicam que o instrumento é confiável para medir as CE de uma mostra de alunos colombianos com medidas de consistência interna de .80 (CEICE), .82 (RA), .76 (HI), .59 (CS) e .60 (SS). Os autores realizam também uma análise da estrutura fatorial do instrumento encontrando as 4 dimensões esperadas.

Análise de dados: A análise de dados incluiu vários procedimentos, detalhados a seguir:

1. **Análise Fatorial de Confirmação (AFC).** Devido a que já se conheça a estrutura fatorial que se pretende encontrar não se realizou uma análise exploratória prévia, mas foi realizado diretamente o AFC com um interesse confirmatório da estrutura encontrada por Ordóñez, Romero, Ponsoda e Abad em 2009, pois dispõe de um modelo teórico com suficiente evidencia empírica. A entrada para o CFA foi a matriz da co-variação assintótica e a análise foi realizada com o método WLS. O ajuste do modelo foi avaliado por Ji-Cuadrado de Satorra-Bentler ($SB\chi^2$), o RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) e seu respectivo intervalo de confiabilidade a 90%, SRMR (Standardized Root Mean Residual) e os índices CFI (Comparative Fit Index) e NFI (Normed Fit Index). Os valores recomendados como aceitáveis são: RMSEA $<.05$, CFI $>.95$ y NFI $>.95$ (Brown e Moore, 2014), como derivação do CFA se estimou a Variação Média Extratada (VME).

2. **Confiabilidade.** A inconsistência interna foi estudada por meio do Alfa de Cronbach e por meio da Alpha Ordinal, afim de aumentar um índice que fosse de acordo para o tratamento de variáveis ordinais, pois o Coeficiente Alpha de Cronbach costuma subestimar os valores de consistência interna em variáveis ordinais (Gadermann, Guhn y Zumbo, 2012).

3. **Invariância fatorial.** A invariância fatorial entre os grupos foi examinada pelo AF multigrupo (Cheung e Rensvold, 2002). Usando este método, o ajuste dos modelos aninhados (configuracional, métrico, escalar e completo) é avaliado comparativamente. Após estimar os diferentes modelos aninhados e seguindo os critérios propostos por Cheung e Rensvold (2002), a mudança no quadrado J de Satorra-Bentler foi analisada $SB\chi^2$ ($\Delta\chi^2$): se houver um aumento significativo no valor desta estatística, é indicativo de falta de invariância. Os critérios propostos por Little, Card, Slegers e Ledford (2007), que avaliam a mudança na RMSEA, também foram considerados. Especificamente, se a estimativa da RMSEA para um modelo mais restrito estiver dentro do intervalo de confiança de 90% do modelo menos restrito, isso indica que a degradação no ajuste é uma perda não significativa.

4. **Descrição das pontuações de acordo com os grupos.** Uma vez comprovada a estrutura fatorial da prova e a invariância entre grupos de interesse, foi realizada uma descrição completa das pontuações de cada escala e da pontuação total do CEICE, mediante a média, desvio padrão, assimetria (g_1), curtoses (g_2) para cada um dos grupos estudados. Com isso, se pretende oferecer uma descrição das distribuições das pontuações, como a soma dos itens que compõem cada escala, foram tratadas como variáveis contínuas, sem ser uma escala já que a amostra não é representativa da população total (amostragem não probabilística).

Software: Para realiza as análises, se utilizou o LISREL 9.3 (Jöreskog y Sörbom, 2017) e SPSSv.22 (IBM, 2017). Todas as análises foram realizadas usando a mostra completa de participantes.

Resultados

Análise fatorial confirmatório (AFC)

Os resultados das cargas fatoriais da AFC obtidas são apresentadas na tabela 1. Se observa que todos os itens sustentam positivamente aos respectivos fatores e que as saturações são significativas, exceto a do item 3: “Uma oração tem pouco sentido, a menos que você conheça o contexto em que é dita”, que não tem uma saturação significativa no fator SC, isso pode dever-se à redação do item que não tem tanta relação com a simplicidade do conhecimento, se propõe mudar a redação pela redação “Uma oração é mais difícil de interpretar (é mais complexa) quando não se sabe o contexto no qual se diz”. Em geral, os resultados confirmam a estrutura fatorial de quatro fatores proposta para o CEICE em Ordóñez, Ponsoda, Abad y Romero (2009).

Tabela 1 - Matriz de saturações fatoriais dos itens (solução completamente padronizada)

Item	RA	CC	SC	HI
1. Se você não entender um capítulo na primeira vez, ler novamente é inútil	.60			
2. O que é verdade hoje, será verdade amanhã		.64		
3. Uma oração tem pouco sentido, a menos que você conheça o contexto em que é dita			.17	
4. As pessoas não podem fazer muito sobre sua inteligência				.66
5. Se uma pessoa não consegue entender algo em pouco tempo, ela deve continuar tentando	.67			
6. A verdade significa coisas diferentes para pessoas diferentes		.59		
7. As pessoas inteligentes são inteligentes por nascimento				.61
8. Trabalhar em um problema que não tem solução fácil é uma perda de tempo	.71			
9. A verdade nunca muda		.91		
10. Algumas pessoas nunca serão inteligentes, não importa o quanto se esforcem				.65
11. Se você não aprender algo rapidamente, você nunca aprenderá	.78			
12. Quanto mais você sabe sobre um assunto, mais você tem que aprender			.36	
13. A capacidade de aprendizagem é determinada ao nascer				.72
14. Se eu tiver tempo para reler um capítulo de um livro, eu tive proveito dele	.51			

pela segunda vez	
15. Algumas pessoas nascem bons aprendizes, outras simplesmente têm capacidade limitada	.60
16. Trabalhar duro para resolver problemas difíceis por muito tempo só se justifica no caso de pessoas muito inteligentes	.67
17. Todos nós precisamos aprender a aprender	.49
18. Quase todas as informações que podem ser extraídas de um livro podem ser obtidas na primeira leitura	.53
19. Os fatos de hoje podem ser a ficção de amanhã	.31
20. Seu desempenho no estúdio depende de quão inteligente você é	.62
21. O aprendizado é um processo lento de construção do conhecimento	.40
22. A sabedoria não consiste em conhecer todas as respostas, mas em saber onde encontrá-las	.33
23. Geralmente é possível deduzir conceitos difíceis se toda a distração externa for eliminada e houver boa concentração	.34
24. Se você quer integrar novas ideias de um livro com o conhecimento que você já tem sobre um tópico, você só vai ficar confuso	.38
25. Rever um capítulo difícil de um texto repetidas vezes não ajuda a entendê-lo melhor	.60
26. Uma maneira muito eficaz de entender um texto é reorganizar as informações de acordo com o esquema pessoal do leitor	.41
27. Se uma pessoa se esforça demais para entender um problema, provavelmente acabará confusa	.64

Nota. RA: Rapidez de Aprendizagem; CC: Certeza de Conhecimento; SC: Simplicidade de Conhecimento; HI: Habilidade Inata

Fonte: Elaborado pelos autores.

Ajuste do modelo

As estatísticas da faixa de ajuste são apresentadas na tabela 2. A partir de sua análise, pode-se concluir que o ajuste do modelo é bom, dado que o índice de faixa do ajuste (GFI) e o índice ajustado de faixa de ajuste (AGFI) superam o valor .90 (GFI= .96; AGFI= .95). O erro quadrático médio (RMSEA) mostra também um valor adequado já que se aproxima a .05 (RMSEA=.055) e o intervalo de confiança a 90% inclui o valor observado (.052; .058). Quanto ao índice de ajuste comparado, mostra um valor moderado (CFI=.73) já que não supera o valor de referência de .90, o qual pode indicar que o modelo é pior em comparação com o modelo de independência, no entanto, se deve considerar que este índice parece piorar quando o modelo proposto contém um alto número de variáveis e portanto se deve valorizar de forma conjunta com o resto dos índices.

Com relação ao valor de Ji-cuadrado de Satorra Bentler, o valor obtido é alto ($SB\chi^2=1450.95$; $p=.000$; $df\ 318$) o que indicaria que a estrutura obtida não condiz com a proposta. Não obstante, este resultado pode ser devido ao grande tamanho da mostra observada (este índice é muito sensível ao tamanho da mostra, assim, a um maior tamanho de amostra, os valores desta estatística tendem a piorar a hipótese nula é fácil de recusar). Em geral, as estatísticas de boas condições mostram uma tendência de deterioração à medida que o tamanho da amostra aumenta (Arias, 2008; Ruiz, Pardo y San Martín, 2010).

Tabela 2 – Variação média extraída e ajuste do modelo

Variância Média Extraída	Bondade de Ajuste	Crítérios
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 de Aprendizagem; CC: Certeza de Conhecimento; SC: Simplicidade de Conhecimento; HI: Habilidade Inata

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 também inclui a Variação Média Extraída (VME), pode-se observar que tal valor excede a recomendação de 0.50 em todas as escalas, exceto na escala SC, este resultado está ocasionado novamente por baixa carga fatorial que tem o item 3.

Confiabilidade

A tabela 3 apresenta os índices de confiabilidade do Cronbach Alfa e Ordinal Alfa. Nesta tabela pode-se ver que, de fato, o índice Alfa do Cronbach subestima a confiabilidade das escalas, no entanto, isto é apropriado tendo em vista que as escalas SC e CC são compostas de apenas 4 itens. Levando em conta o coeficiente Ordinal Alfa, descobrimos que a confiabilidade varia de 0,32 (escala SC) a 0,86 (teste CEICE) e é semelhante à encontrada em outros estudos (Ordóñez, Ponsoda, Abad e Romero, 2009; Welch e Ray, 2012; Schraw, 2013). A confiabilidade é menor na escala SC (provavelmente devido à baixa carga fatorial do item 3, identificada anteriormente).

Tabela 3 - Coeficientes Alpha de Cronbach y Alpha Ordinal de confiabilidade

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

Nota: RA=rapidez de aprendizagem; SC=simplicidade do conhecimento; CC=certeza do conhecimento; HI=Habilidade Inata; TOT= Pontuação total CEICE

Fonte: Elaborado pelos autores.

Invariância fatorial

Por gênero: Os índices de ajuste dos diversos modelos aninhados se apresentam na tabela 4. O ajuste dos modelos individuais indica que a estrutura fatorial é adequada tanto em alunos quanto em alunas. O ajuste do modelo configuracional mostra a equivalência básica das estruturas e serve de base para a análise. Ao introduzir restrições de igualdade nas cargas fatoriais (invariância métrica), podemos ver que o valor de χ^2 não é aumentado de forma significativa, o CFI não diminui e o valor RMSEA cai dentro do intervalo de confiabilidade do modelo configuracional pelo que se pode aceitar neste nível de invariância. As restrições nos interceptos (escalar) produzem um aumento significativo no valor de $SB\chi^2$ e uma diminuição no CFI indicando que não há invariância neste nível, portanto, pode-se confirmar a invariância métrica, mas não a escalar.

Tabela 4 - Comparação de modelos aninhados para provar a invariância fatorial de acordo com o gênero

Modelo	$SB\chi^2$	gl	p	$\Delta\chi^2$	Δdf	ΔP	CFI	RMSEA	IC 90%
Alunas	1324.09	314	<.001	-	-		.93	.068	[.064-.072]
Alunos	972.45	314	<.001	-	-		.93	.069	[.065-.074]
Configuracional	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]

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com o ano: Os índices de ajuste para os modelos de invariância em alunos de primeiro e quarto ano se apresentam na tabela 5. O AF das mostras individuais apoia a estrutura fatorial proposta em ambos os grupos. A análise do modelo configuracional mostra a equivalência dos modelos de medição. A invariância métrica também pode ser aceita porque o valor de χ^2 não é aumentado de forma significativa, o CFI não diminui e o valor RMSEA cai dentro do intervalo de confiabilidade do modelo configuracional. No entanto, as restrições nos intervalos (escalar) produzem um aumento significativo no valor de $SB\chi^2$ e um descenso no valor CFI sendo que neste caso também não podemos a invariância a nível escalar.

Tabela 5 - Comparação de modelos aninhados para analisar a invariância de acordo com o ano em que você está estudando

Modelo	$SB\chi^2$	gl	p	$\Delta\chi^2$	Δdf	ΔP	CFI	RMSEA	IC 90%
1º ano	1151.58	314	<.001	-	-	-	.93	.067	[.063-.071]
4º ano	568.62	314	<.001	-	-	-	.96	.039	[.034-.044]
Configuracional	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]

Fonte: Elaborado pelos autores.

Segundo o domínio ou área de estudo: A tabela 6 mostra os resultados do ajuste do AFC em cada um dos domínios, em tal tabela se pode ver que o modelo apresenta bom ajuste em cada um dos grupos analisados. A tabela 7 apresenta o modelo configuracional para cada par de grupos, em tal tabela se pode ver que a estrutura de 4 fatores é equivalente entre todos

os pares de domínios ou áreas do conhecimento.

Tabela 6 - Ajuste do modelo em cada um dos domínios analisados

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

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 7 - Ajuste do modelo configuracional entre pares de domínios ou áreas de estudo

Área	$SB\chi^2$	<i>gl</i>	<i>p</i>	CFI	RMSEA	CI 90%
Psicologia-Historia	1150.56	641	<.001	.92	.058	[.046-.056]
Psicologia-Arquitetura	1058.96	641	<.001	.94	.046	[.045-.055]
Psicologia-Filologia	1109.21	641	<.001	.93	.050	[.000-.095]
Psicologia-Engenharia	1159.17	641	<.001	.94	.048	[.043-.052]
História-Arquitetura	881.88	641	<.001	.92	.057	[.047-.065]
História-Engenharia	1010.19	641	<.001	.91	.059	[.051-.065]
História-Filologia	1120.41	641	<.001	.93	.049	[.000-.085]
Arquitetura-Filologia	829.36	641	<.001	.92	.051	[.041-.061]
Arquitetura-Engenharia	887.01	641	<.001	.93	.047	[.039-.054]
Filologia-Engenharia	840.267	641	<.001	.93	.050	[.047-.049]

Fonte: Elaborado pelos autores.

A tabela 8 mostra o ajuste do modelo métrico para cada par de domínios. Em tal tabela se pode ver que ainda que o CFI não diminua ou o RMSEA caia, dentro no intervalo de confiabilidade do modelo configuracional, no entanto, o valor $SB\chi^2$ aumenta de forma significativa em todas as comparações, por este motivo não se realizam comparações a níveis mais estritos de invariância.

Tabela 8 - Ajuste do modelo métrico entre pares de domínios ou áreas de estudo

Domínio	χ^2	<i>gl</i>	<i>p</i>	$\Delta\chi^2$	Δdf	Δp	CFI	RMSEA	90% CI
Psicologia-História	1332.36	663	<.001	181.8	22	<.001	.92	.056	[.040-.050]
Psicologia-Arquitetura	1114.85	663	<.001	55.89	22	.001	.94	.045	[.047-.056]
Psicologia-Filologia	1226.90	663	<.001	117.69	22	<.001	.93	.051	[.051-.060]
Psicologia-Engenharia	1292.56	663	<.001	133.39	22	<.001	.94	.050	[.045-.053]
História-Arquitetura	1020.39	663	<.001	138.51	22	<.001	.92	.064	[.056-.072]
História-Engenharia	1156.66	663	<.001	146.47	22	<.001	.91	.064	[.057-.070]
História-Filologia	1225.85	663	<.001	105.44	22	<.001	.92	.055	[.046-.064]
Arquitetura-Filologia	943.68	663	<.001	114.32	22	<.001	.93	.046	[.039-.053]
Arquitetura-Engenharia	936.74	663	<.001	49.73	22	.002	.92	.055	[.048-.067]
Filologia-Engenharia	947.88	663	<.001	107.61	22	<.001	.93	.046	[.040-.054]

Fonte: Elaborado pelos autores.

Análise descritiva da pontuação contínua nas escalas de teste da CEICE

Na Tabela 9 podem ser observadas as pontuações do teste CEICE e de cada uma das dimensões do teste e a análise dos pressupostos, pode-se observar que se cumpre o pressuposto de normalidade em cada um dos grupos analisados e também se apreciam algumas diferenças entre as pontuações médias de homens e mulheres, de alunos de 1º e 4º ano e entre os diferentes âmbitos de estudo.

Tabela 9 - Estatística descritiva da pontuação total da CEICE e de cada escala

Grupo	RA	CC	SC	HI	Total	g ₁	g ₂
Psicologia	18.21(3.93)	8.29 (2.83)	14.92 (3.50)	17.67 (4.18)	53.41 (8.24)	-.04	-.37
História	18.51 (3.78)	8.33 (2.60)	14.76 (3.23)	17.57 (3.75)	53.57 (9.11)	-.32	-.45
Área							
Arquitetura	18.62 (4.62)	8.27 (2.91)	15.01 (4.12)	17.17 (5.31)	55.16 (8.98)	-.06	-.73
Filologia	18.39 (3.93)	8.86 (3.15)	14.78 (3.37)	18.43 (4.56)	53.86 (7.04)	-.12	-.37
Engenharia	19.06 (4.33)	8.99 (2.89)	14.10 (3.27)	17.49 (4.68)	55.16 (8.98)	.17	-.52
Sexo							
Homem	18.95 (4.08)	8.21 (2.69)	14.85 (3.47)	17.76 (4.40)	54.36 (8.29)	-.08	.43
Mulher	18.07 (3.96)	8.42 (2.93)	14.59 (3.42)	17.42 (4.38)	53.23 (8.36)	.09	-.32
Ano							
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 de aprendizagem; CC: Certeza do Conhecimento; SC: Simplicidade do Conhecimento; HI: Habilidade Inata

Fonte: Elaborado pelos autores.

Discussão

O presente estudo se realizou com o objetivo de examinar a estrutura fatorial do teste CEICE (em inglês EQEBI, Ordoñez, Romero, Ponsoda e Abad, 2009) em uma ampla amostra de estudantes universitários de duas Comunidades Autônomas espanholas. Ainda que tenham sido desenvolvidos estudos anteriores utilizando o EQ e o EBI (teste anglo-saxões nos quais se baseia o CEICE) ainda não foram realizadas pesquisas que analisem a estrutura fatorial do CEICE que é um dos poucos instrumentos que se tem desenvolvido para medir as CE. Os resultados da análise fatorial confirmatória confirmam a estrutura fatorial proposta por Ordóñez, Ponsoda, Abad e Romero (2009), no entanto, o item 3 não apresenta uma carga fatorial de significativa na dimensão proposta (SC) o que repercutiu tanto na confiabilidade de escala SC como na VME de tal dimensão, em relação a este resultado se propõe na epígrafe anterior uma nova redação para tal item que pode estar mais relacionada com a simplicidade do conhecimento.

A respeito do segundo objetivo, se se analisa o coeficiente Alpha de Cronbach se pode encontrar confiabilidades moderadas (baixa no caso da escala SC) igualmente que em outros estudos das propriedades psicométricas dos testes que medem CE (ORDÓÑEZ; PONSODA; ABAD; ROMERO, 2009; WELCH; RAY, 2012; SCHRAW, 2013). As confiabilidades são mais baixas quando calculadas com o coeficiente Alpha de Cronbach, de modo que se constatou que este coeficiente é subestimado quando os dados são ordinais. Analisando o coeficiente Alpha Ordinal, que é mais apropriado para este tipo de dados se encontram confiabilidades muito mais altas que as reportadas em estudos prévios em todas as escalas, exceto na escala SC cuja confiabilidade é .32.

A respeito do terceiro objetivo, ainda que haja alguns estudos que utilizam técnicas de análise fatorial para explorar ou confirmar os fatores subjacentes ao teste de CE como o EQ ou o EBI (CASTAÑEDA; PEÑALOSA, 2010; LASTER, 2010; TEO; CHAI, 2011; WELCH; RAY, 2012; TEO, 2013) e outros para desenvolver novos instrumentos para a mediação das CE (PAECHTER *et al.*, 2013) Há poucos que analisam a estrutura de fatores utilizando métodos robustos como o WLS e ainda menos que analisam a invariância de fatores entre grupos de interesse e isto constitui a principal contribuição da presente pesquisa uma vez que os resultados mostram que a invariância é confirmada não apenas no nível de configuração entre os grupos analisados, mas também no nível de medição indicando que tanto a configuração do modelo quanto as cargas de fatores são invariantes entre os sexos, entre estudantes do primeiro e quarto ano e entre estudantes de diferentes áreas do conhecimento.

Este resultado constitui um avanço importante para os psicólogos e educadores interessados em ampliar o CEICE em diferentes contextos e em estabelecer comparações entre grupos para compreender melhor a natureza das CE, posto que verificar a invariância é um passo necessário para poder realizar comparações das pontuações.

A respeito do quarto objetivo, se apresentou uma descrição das distribuições das pontuações em cada subescala e no total do teste CEICE para cada um dos grupos nos que se comprovou a invariância fatorial encontrada, de forma inovadora e descritiva e sem a intenção de elaborar uma escala ou de analisar estatisticamente as diferenças, alguns resultados interessantes: por exemplo, os estudantes de Engenharia obtêm notas mais altas na velocidade de aprendizagem e os estudantes de arquitetura na simplicidade do conhecimento. Os estudantes destas duas carreiras são também os que possuem CE mais desenvolvidas expressadas em uma maior pontuação total e em CEICE. No entanto, para comprovar se estas diferenças são significativas se deveriam realizar provas de hipóteses em pesquisas futuras.

A respeito do gênero, se observa uma maior pontuação em HI, SC e RA nos homens,

também na pontuação total do CEICE, no entanto, para comprovar se estas diferenças são significativas se deveriam realizar provas de hipóteses em pesquisas futuras. Com relação ao nível se aprecia uma maior pontuação em RA e SC nos alunos do quarto ano e uma maior pontuação em CC e HI nos do primeiro ano, no desenvolvimento geral das CE não parece haver diferenças, novamente, para avaliar se estas diferenças descritivas são significativas se deveria realizar um estudo futuro que aprofunde este tema.

Como principais conclusões se podem estabelecer as seguintes: a) a estrutura fatorial original do CEICE proposta por Ordóñez, Ponsoda, Abad e Romero (2009) é confirmada na mostra espanhola, exceto pelo item 3 da escala SC que não apresenta uma adequada carga fatorial, b) a confiabilidade das escalas no modelo proposto neste estudo é moderada, porém a confiabilidade é alta e adequada quando se utiliza o coeficiente Alfa Ordinal, c) a invariância é confirmada entre homens e mulheres, entre estudantes do primeiro e do último ano e de acordo com a área de estudo nos níveis fracos de invariância (configuracional e métrica), mas não nos níveis fortes de invariância (escalar e completo).

Este estudo contribui para uma melhor compreensão da natureza dos CE e sua medição, no entanto, também conta com algumas limitações, por exemplo, é necessário cautela na generalização dos resultados, uma vez que, apesar do grande tamanho da amostra, ele não é representativo da população espanhola, pois não foram utilizados métodos de amostragem de probabilidade.

Além disso, este estudo se concentra na análise das propriedades do instrumento, reunindo evidências de confiabilidade e validade a partir de uma perspectiva fatorial. Entretanto, para ter evidências completas a partir de uma concepção unificada de validade (MESSICK, 1975) é necessário considerar outras fontes, como a análise da rede da construção, suas consequências sociais, sua utilidade, etc.

Apesar destas limitações o presente estudo usa uma mostra grande de participantes para analisar a profundidade da estrutura e invariância fatorial do teste CEICE e realiza novas contribuições no campo mediante uma análise completa de suas propriedades psicométricas. Como futuros estudos no campo da medição das CE se podem explorar outros formatos do item. Também se podem analisar as variáveis que tem maior influência no desenvolvimento das CE.

REFERÊNCIAS

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; RENSVDL, 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

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; SLEGERS, 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