

Inventário de Envolvimento Académico em Estudantes do Ensino Superior: Estudo preliminar de validação e fiabilidade numa amostra de estudantes maiores de 23 anos

Cláudia Sousa¹, Rita Barros² e Angélica Monteiro³

Resumo

O Inventário de Envolvimento Académico em Estudantes do Ensino Superior (ES) avalia o envolvimento académico nas dimensões comportamental, cognitiva e emocional. Este estudo, com 249 estudantes, visa contribuir para a sua validação em estudantes do ES português que ingressam pela via dos Maiores de 23 anos. A análise fatorial confirmatória evidenciou uma estrutura tri-fatorial. A inexistência de validade discriminante entre duas dimensões e as elevadas correlações entre os três fatores sugeriram um modelo de segunda ordem, que apresentou ajustamento e fiabilidade adequados. Observou-se, ainda, a invariância de medida do modelo de segunda ordem entre sexos e entre os estudantes que entraram no ES pela empregabilidade e os restantes. Estes resultados são promissores, sugerindo futuras investigações.

Palavras-chave: envolvimento académico; estudantes maiores de 23 anos; ensino superior; análise fatorial confirmatória; invariância de medida.

1 Universidade Lusófona do Porto, Porto, Portugal. Email: p5315@ulp.pt. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4658-9781>

2 RECI (*Research Unit in Education and Community Intervention*) – Instituto Piaget, Lisboa, Portugal; CIE – Centro de Investigação e Intervenção Educativas da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade do Porto, Porto, Portugal. Email: rita.barros@gaia.ipiaget.pt. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3596-9992>

3 CIIE – Centro de Investigação e Intervenção Educativas da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade do Porto, Porto, Portugal. Email: armonteiro@fpce.up.pt. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1369-3462>

University Student Engagement Inventory: Preliminary validation and reliability study in a sample of students over 23 years old

Abstract

The University Student Engagement Inventory evaluates the academic involvement in the behavioral, cognitive and emotional dimensions. This study involves 249 students and aims to contribute to validation of this Inventory in students that entered Higher Education (HE) through the Over 23 years old process. The confirmatory factor analysis showed a tri-factorial structure. The absence of discriminant validity between two dimensions and the high correlations between the three factors suggested the existence of a second-order factor, which presented adequate adjustment and reliability. It was also observed the measurement invariance of the second-order model between sexes and between students entering HE for employability and the remaining. These results are promising, suggesting future investigations.

Keywords: academic involvement; students over 23 years old; higher education; confirmatory factor analysis; measurement invariance.

INTRODUÇÃO

São conhecidas as baixas taxas de escolarização da população adulta portuguesa quando comparadas com as taxas de outros países da União Europeia. De acordo com a Base de dados Portugal Contemporâneo (PORDATA, 2019), apenas 24.6% da população residente no Continente, entre os 25 e 64 anos, completou o Ensino Superior. As razões passíveis de contribuir para estas taxas são diversas e incluem as dificuldades económicas das famílias.

Com o intuito de atrair novos públicos para o Ensino Superior, o Programa do XVII Governo Constitucional Português consagrou, em 2006, a promoção da igualdade de oportunidades no acesso a este grau de ensino, sendo as respetivas condições definidas no Decreto-Lei 64/2006, do Ministério da Educação (2006).

Esta nova oportunidade de ingresso no Ensino Superior para os adultos Maiores de 23 anos, teve um impacto inicial que rapidamente se dissipou. Os dados do Gabinete de Planeamento, Estratégia, Avaliação e Relações Internacionais/Ministério da Ciência, Tecnologia e Ensino Superior (GPEARI/MCTES) apontam para um decréscimo, ao longo dos anos, do número de estudantes inscritos no Ensino Superior pelas diferentes formas de acesso. No caso dos estudantes Maiores de 23 anos, se, em 2007/2008, estavam inscritos mais de 11000 estudantes, este número passou a menos de metade em 2013/2014. Mais recentemente, os dados da Direção-Geral de

Estatísticas da Educação e Ciência (DGEEC) relativos aos estudantes inscritos no 1º ano, pela primeira vez, no ano letivo 2016/2017 (conforme informação divulgada pelo Instituto Nacional de Estatística, relativo ao período de referência, 2017), num universo de 45460 estudantes, cerca de 2.939 (6.5%) ingressaram através da realização de prova para os Maiores de 23 anos, número que mostra que esta iniciativa ainda não se encontra generalizada no Ensino Superior português. Em todo o caso, o Decreto-Lei 64/2006, do Ministério da Educação (2006), favoreceu o ingresso de adultos maiores de 23 anos no Ensino Superior, sabendo-se que a decisão para o ingresso envolve tanto fatores de natureza macrossocial e estrutural (Almeida et al., 2016), como os que se prendem com uma decisão estritamente individual. De entre outros fatores, sublinham-se os de natureza motivacional, nas quais se englobam o envolvimento académico e as expectativas face ao processo e resultados de aprendizagem. Face à “diversidade de experiências presentes no ensino superior, conhecer a intensidade e as características das atividades com as quais o aluno se envolve é importante para a compreensão do impacto dessas vivências sobre o estudante” (Fior et al., 2013, p. 82).

O envolvimento traduz-se na disposição do estudante para aprender a trabalhar em equipa e para se envolver na instituição de ensino, refletindo-se em sentimentos de pertença e na participação em atividades académicas. Dito de outro modo, o investimento de tempo e energia nas atividades académicas traduz-se na participação ativa nas diversas tarefas presentes na vida académica, favorecendo a aprendizagem e o desenvolvimento dos estudantes (Fior & Mercuri, 2018). O envolvimento académico é altamente condicionado pelas expectativas académicas, ou seja, pelas aspirações ou objetivos apresentados pelos estudantes aquando da sua entrada e frequência no Ensino Superior. Vários estudos (ex. Barros et al., 2019; Belo, 2015; Pascarella & Terenzini, 2005) mostram que o risco de insucesso e de abandono é maior no caso dos estudantes do Ensino Superior que evidenciam baixas expectativas e fracos níveis de envolvimento académico. A teoria das expectativas académicas defende que os estudantes constroem um mapa cognitivo e motivacional a partir das suas experiências, e este mapa constitui-se como um filtro para a interpretação de novas informações e experiências e para a tomada de decisão em termos de esforço e dedicação, isto é, para o seu envolvimento no contexto académico (Soares, 2003).

Fior et al. (2013) identificam vários instrumentos de avaliação do envolvimento académico, de que são exemplos, nos EUA, o *College Student Experience Questionnaire* ou o *National Survey of Student Engagement*. No contexto português, o Questionário de Envolvimento Académico (QEA) apresenta-se como o primeiro instrumento ajustado às características dos jovens portugueses (Soares & Almeida, 2001), integrando cinco formas de envolvimento: institucional, projetos vocacionais, curso, relações com os pares e utilização de recursos existentes no campus. A

validade e fidelidade do instrumento foi estudada a partir de uma amostra alargada de estudantes “tradicionais” e “não-tradicionais”, pelo que, posteriormente, os autores procederam à análise da validação do instrumento apenas com estudantes tradicionais (Soares & Almeida, 2005), a qual resultou numa versão mais reduzida da escala, confirmando-se a estrutura composta por cinco fatores que, no seu conjunto, explicam 53% da variância dos resultados nos itens. A consistência interna dos itens que compõem as subescalas apontam para valores de *alpha* de Cronbach iguais ou superiores a .74. Ainda no contexto português, a Escala de Envolvimento dos Alunos na Escola (EAE-E4D), desenvolvida por Veiga (2013), pese embora a sua consistência interna se tenha revelado satisfatória (*alpha* de Cronbach = .79) numa amostra de estudantes do Ensino Superior (Caldeira & Sousa, 2016), a escala não foi originalmente concebida para esta população. Assim, neste estudo, optámos pelo *University Student Engagement Inventory* (Inventário de Envolvimento Académico em Estudantes do Ensino Superior, IEAEES), de Marôco et al. (2016), que para além das qualidades psicométricas que apresenta, é um instrumento mais reduzido, o que facilita a participação dos estudantes a integrar a amostra. A opção por este inventário prende-se ainda com o facto de ter sido construída especificamente para o contexto do Ensino Superior, para além de que tem vindo a ser estudada por diferentes autores (ex. Assunção et al., 2020; Sinval et al., 2021), relevando interessantes potencialidades em termos de validade e fiabilidade, assim como invariância de medida quando se consideram variáveis como o sexo ou área de graduação.

Considerando a importância dos instrumentos de avaliação para o diagnóstico e acompanhamento das práticas vivenciadas e das ações desenvolvidas no ensino superior (Fior et al., 2013), torna-se relevante analisar a fiabilidade e proceder a um estudo preliminar de validação do IEAEES para estudantes que ingressaram pela via dos Maiores de 23 anos, um público que merece a atenção por parte das Instituições de Ensino Superior portuguesas. Os objetivos deste estudo são analisar a fiabilidade e contribuir para a validação do IEAEES, analisando a sua estrutura fatorial, por meio da análise fatorial confirmatória, em estudantes que ingressam no Ensino Superior, especificamente, pela via dos Maiores de 23 anos, analisando a invariância de medida entre sexos e entre os grupos definidos pela indicação ou não da empregabilidade como razão para ingresso no Ensino Superior e analisando as evidências de validade de grupos conhecidos.

MÉTODO

Participantes

A amostra foi definida por conveniência e pela sua acessibilidade. É composta por 249 sujeitos, com idades compreendidas entre os 24 e os 61 anos ($M = 36.8$; $DP = 9.0$). A amostra é constituída maioritariamente por mulheres, sendo que apenas 37.65% são do sexo masculino. São provenientes de diversas Instituições de Ensino Superior (IES) público e privado das zonas norte (50.61%), centro (41.70%) e sul (7.69%) do país. Os cursos de Gestão (22.95%), Saúde (22.13%), Solicitadoria (14.34%), das Ciências Sociais e Humanas (13.52%) e de Contabilidade/Finanças (10.66%) são os mais representados e, em termos de habilitações literárias, 69.08% da amostra ingressou no Ensino Superior com o Ensino Secundário completo. No que diz respeito às razões que levaram à frequência do Ensino Superior, 52.21% indicam a empregabilidade, 91.16% indicam o desenvolvimento pessoal e apenas uma minoria indica o estatuto social (8.43%) e a interação social (6.83%).

Instrumentos

O IEAEES, desenvolvido por Marôco et al. (2016), é constituído por 15 itens, avaliados numa escala de *Likert* de 5 pontos, variando entre 1 (Nunca) e 5 (Sempre), e organizados em três dimensões (ver Tabela 1): (i) Envolvimento Emocional - reflete as reações positivas e negativas face aos professores, colegas e exigências da escola, nomeadamente em relação ao curso e códigos de conduta, criando laços com a escola e colegas, e vontade para realizar o trabalho escolar exigido (cinco itens); (ii) Envolvimento Cognitivo - investimento e vontade de fazer os esforços necessários para a compreensão e interiorização de ideias complexas e competências com elevado grau de dificuldade (cinco itens); e (iii) Envolvimento Comportamental - participação do estudante em atividades académicas, sociais e extracurriculares que acontecem na escola ou que com esta estão relacionados (cinco itens). Quanto maior for a pontuação em cada uma delas, maior será o envolvimento do estudante na respetiva dimensão. “O inventário não possui normas, contudo, é possível considerar o ponto ou valor intermédio de cada subescala, situado no valor três, analisar os resultados em comparação com este valor, podendo estar abaixo ou acima do valor de referência. Assim sendo, os resultados poderão corresponder respetivamente a baixo e elevado Envolvimento Académico para cada uma das subescalas consideradas” (Costa & Marôco, 2017, p. 40). A distribuição dos itens pelos respetivos fatores pode ser observada na Tabela 1.

Tabela 1
Inventário de Envolvimento Acadêmico

Item	Fator
E1 De uma forma geral, eu estou atento nas aulas	Envolvimento Comportamental
E2 Eu sigo as regras da escola/faculdade	
E3 Geralmente faço os trabalhos de casa a tempo	
E4 Quando tenho dúvidas faço perguntas e envolvo-me nos debates da sala de aula	
E5 Geralmente participo ativamente nos trabalhos de grupo	
E6 Sinto-me pouco realizado nesta escola/faculdade	Envolvimento Emocional
E7 Sinto-me entusiasmado com o trabalho da escola/faculdade	
E8 Gosto de estar na escola/faculdade	
E9 Estou interessado no trabalho da escola/faculdade	
E10 A minha sala de aula é um lugar interessante para estar	
E11 Quando leio um livro, questiono-me para ter certeza que entendo o assunto que estou a ler	Envolvimento Cognitivo
E12 Converso com outras pessoas fora da escola/faculdade sobre as matérias que aprendo nas aulas	
E13 Se não compreendo o significado de uma palavra, tento resolver o problema, por exemplo, consultando um dicionário ou perguntando a outra pessoa	
E14 Tento integrar os conhecimentos adquiridos para resolver problemas novos	
E15 Tento integrar as matérias das diferentes disciplinas no meu conhecimento geral	

Nota. Adaptado de Marôco et al., 2016.

É de salientar que o item E6 está formulado de forma negativa pelo que, antes da realização das análises apresentadas neste trabalho, as pontuações desse item foram invertidas.

No processo de construção e validação do instrumento, os seus autores realizaram uma análise fatorial confirmatória que assegurou a estrutura tri-fatorial do inventário, e a consistência interna, avaliada pelo cálculo dos *alphas* de Cronbach para as três dimensões e para o total dos 15 itens do inventário, variou entre .74 (Envolvimento Comportamental) e .88 (Envolvimento Emocional e total dos 15 itens) (Marôco et al., 2016). Globalmente, o instrumento revelou ter boa consistência interna e resultados aceitáveis de validade fatorial, convergente e discriminante, bem como de validade preditiva (nomeadamente, no que diz respeito à intenção de desistir). Esta será uma das razões para que os autores (Costa & Marôco, 2017) sugeriram a sua utilização na investigação no contexto do Ensino Superior.

Procedimentos

A recolha de dados foi realizada através de inquérito por questionário (questões sociodemográficas e IEAEES), disponibilizado online através do *Google Forms* no período de março de 2018 a julho de 2020. Os estudantes foram contactados via e-mail, no sentido de os sensibilizar para a importância da participação no estudo. Não havendo, na altura em que se iniciou este estudo, obrigatoriedade de submissão à Comissão de Ética e, uma vez que o estudo envolve adultos, maiores de idade, e que o conteúdo do Inventário não se reporta a dados sensíveis, optou-se por resguardar as questões éticas com pedidos de autorização aos órgãos máximos de gestão das instituições selecionadas e com a garantia do anonimato e da confidencialidade individual dos dados recolhidos, tendo sido as próprias instituições a contactar com os respetivos estudantes.

Análise de Dados

Todas as análises estatísticas foram realizadas com recurso ao software IBM SPSS Statistics (versão 26) e IBM SPSS AMOS (versão 26).

A normalidade uni e multivariada das variáveis foi avaliada pelos coeficientes de assimetria (Sk) e curtose (Ku), tendo-se considerado que $|Sk| < 3$ e $|Ku| < 7$ eram indicadores de violações severas à distribuição normal (Finney & DiStefano, 2006; Marôco, 2014).

Para avaliar a validade relacionada com o construto testou-se a validade fatorial, a validade convergente e a validade discriminante das dimensões do IEAEES.

A estrutura fatorial do Inventário na amostra considerada foi avaliada através de uma análise fatorial confirmatória, pelo método de estimação por máxima verossimilhança. Para avaliar o ajustamento global do modelo, recorreu-se aos seguintes índices: Qui-quadrado sobre os graus de liberdade (χ^2/df), Comparative fit index (CFI), Root mean square error of approximation (RMSEA, IC 90% RMSEA) e Standardized Root Mean Squared Residual (SRMR), tendo por base os valores de referência mencionados em Marôco (2014) e, para SRMR, os valores mencionados em Hu e Bentler (1999). Quanto ao ajustamento local, este foi avaliado pelos pesos fatoriais estandardizados (λ) e pela fiabilidade individual dos itens, dada por (λ^2). Valores de $\lambda \geq .50$ e $\lambda^2 \geq .25$ para todos os itens, indicam um ajuste adequado (Marôco, 2014).

A validade convergente foi avaliada através do cálculo da variância extraída média (VEM) de cada fator (VEM_{Com}, VEM_{Em} e VEM_{Cog}), considerando-se VEM $\geq .50$ como indicador de validade convergente (Fornell & Larcker, 1981; Marôco, 2014). A validade discriminante dos fatores foi avaliada por comparação das VEM

com os quadrados das correlações entre fatores. Para haver discriminação entre dois fatores, a VEM de cada fator deve ser superior ao quadrado da correlação entre eles (Fornell & Larcker, 1981; Marôco, 2014).

Tendo por base os resultados obtidos no processo de validação do modelo de primeira ordem, bem como estudos anteriores (Marôco et al., 2016; Sinval et al., 2021), foi considerado um fator de segunda ordem (Envolvimento Académico) que se manifesta nas três dimensões de envolvimento avaliadas pelo IEAEES. A validade fatorial foi analisada por meio de uma análise fatorial de segunda ordem, seguindo-se os mesmos procedimentos que se descreveram anteriormente. Tal como para os fatores de primeira ordem, a validade convergente do fator de segunda ordem foi avaliada através do cálculo da VEM.

Testou-se, posteriormente, a invariância de medida do modelo de segunda ordem, quer entre sexos, quer entre os dois grupos definidos pela indicação ou não da empregabilidade como uma das razões que levaram à frequência do Ensino Superior.

Esta invariância foi avaliada recorrendo à análise de equações estruturais multigrupos, impondo restrições crescentes aos pesos fatoriais do modelo de primeira ordem, aos coeficientes estruturais entre o fator de segunda ordem e os três fatores de primeira ordem, aos interceptos dos itens e aos interceptos dos fatores de primeira ordem (Rudney et al., 2018). Em cada passo, os modelos restritos e os modelos livres foram comparados, tendo-se considerado que $\Delta CFI \leq -.005$ em conjunto com $\Delta RMSEA \geq .010$ eram indicativos de falta de invariância (Chen, 2007).

De acordo com Porto e Gonçalves (2017) e Fior e Mercuri (2018), existem diferenças em ambos os sexos, ao nível do envolvimento em atividades obrigatórias, com as mulheres a apresentarem um maior envolvimento pelo que, neste estudo, colocou-se a hipótese de as mulheres apresentarem um maior envolvimento académico, quer ao nível das suas três componentes, quer em geral. No que diz respeito aos grupos definidos pela indicação ou não da empregabilidade como um dos motivos para ingresso no Ensino Superior, embora não se tenham encontrado estudos a esse respeito, colocou-se a hipótese de o grupo dos estudantes que não indicam a empregabilidade como um dos motivos de ingresso apresentar um maior envolvimento, já que, em Portugal, os empregadores tendem a optar por graduados que se encontram a iniciar a sua vida laboral. Como tal, para proceder à recolha de evidências de validade de grupos conhecidos, compararam-se os scores de ambos os géneros para as três dimensões do envolvimento académico, bem como para o envolvimento global, por meio de testes t para amostras independentes, uma vez que se verificavam os pressupostos de aplicação do teste paramétrico, tendo-se procedido de forma semelhante para os grupos definidos pela empregabilidade.

A fiabilidade dos três fatores de primeira ordem foi avaliada pela consistência interna dos fatores, estimada com recurso ao *alpha* de Cronbach (α) e pela fiabilidade

compósita (FC), tendo-se considerado que valores iguais ou superiores a .70, quer para α , quer para FC, são indicadores de fiabilidade adequada (Marôco, 2014). Tal como para os fatores de primeira ordem, a fiabilidade do fator de segunda ordem foi avaliada através da fiabilidade compósita.

RESULTADOS

Análise Preliminar

Uma análise preliminar aos dados revelou que não existem valores omissos nas respostas aos 15 itens do IEAEES.

A observação dos coeficientes de assimetria (Sk) e curtose (Ku) dos diferentes itens permitiu concluir que não se observam indicadores de violações severas à distribuição normal, uma vez que $|Sk| < 3$ e $|Ku| < 7$, para todos os itens (Tabela 2).

Tabela 2

Estatísticas descritivas de cada item do Inventário de Envolvimento Acadêmico

Item	<i>Min</i>	<i>Máx</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Sk</i>	<i>Ku</i>
E1	3	5	4.46	0.60	-0.60	-0.57
E2	3	5	4.76	0.47	-1.66	1.82
E3	1	5	4.30	0.78	-1.03	1.01
E4	2	5	4.20	0.80	-0.67	-0.31
E5	2	5	4.62	0.63	-1.64	2.31
E6_i	1	5	3.80	1.22	-0.78	-0.34
E7	1	5	4.00	0.83	-0.68	0.50
E8	2	5	4.35	0.71	-0.88	0.51
E9	2	5	4.34	0.70	-0.78	0.27
E10	1	5	3.79	0.90	-0.46	-0.03
E11	2	5	4.12	0.76	-0.54	-0.17
E12	2	5	3.92	0.83	-0.19	-0.83
E13	2	5	4.45	0.70	-1.09	0.74
E14	2	5	4.37	0.65	-0.63	-0.65
E15	3	5	4.47	0.60	-0.17	-0.53

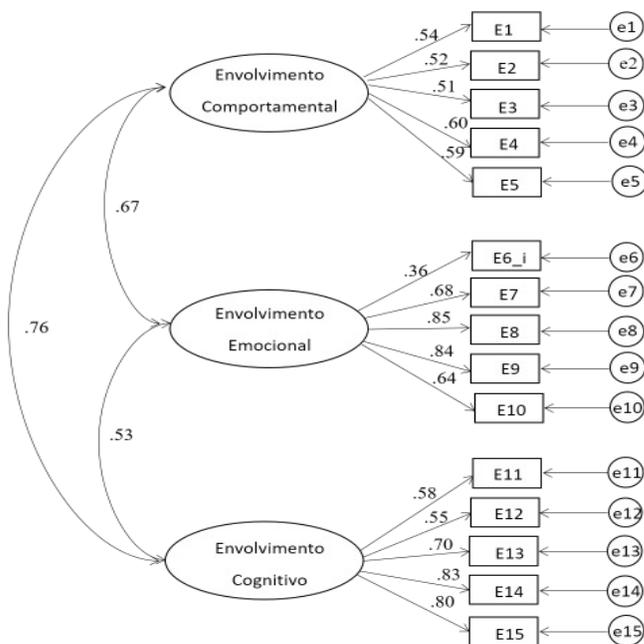
Nota. _i indica que o item foi invertido.

Evidências de Validade

Na análise fatorial confirmatória do modelo tri-fatorial original do IEAEES (descrito na Tabela 1) para a amostra de 249 estudantes, obtiveram-se os seguintes índices de ajustamento: $\chi^2/df = 1.597$; CFI = .959; RMSEA = .049 IC 90% [.033; .064] e SRMR = .046, o que, sem proceder a qualquer modificação ou fixação de parâmetros complementares permite classificar o ajustamento global como “Bom/Muito bom” (Hu & Bentler, 1999; Marôco, 2014). O modelo encontra-se representado na Figura 1, com as correlações entre os fatores e os pesos fatoriais estandardizados de cada item.

Figura 1

Modelo Tri-fatorial do Inventário de Envolvimento Académico



Nota. _i indica que o item foi invertido

No que diz respeito ao ajustamento local, todos os pesos fatoriais foram estatisticamente significativos e, pela análise dos pesos fatoriais estandardizados indicados na Figura 1, verifica-se que apenas o item 6 apresenta um peso fatorial inferior a .50 ($\lambda = 0.36$), o que implica que o quadrado deste peso seja inferior a .25 ($\lambda^2 = .13$).

Quanto à validade convergente dos fatores, pela análise da Tabela 3, observa-se que ficou aquém do desejável ($VEM_{Com} = .31$; $VEM_{Emo} = .49$; $VEM_{Cog} = .49$). No entanto, apesar de o valor de VEM ter sido baixo para o Envolvimento Comportamental,

o valor de VEM para o Envolvimento Emocional e para o Cognitivo encontram-se muito próximos do valor mínimo de referência e, portanto, considera-se que a validade convergente foi aceitável para estes dois últimos fatores, não se tendo observado essa validade apenas para o Envolvimento Comportamental (Tabela 3)

Tabela 3

Variância Extraída Média (Diagonal Principal) e Quadrado das Correlações entre os Fatores (Matriz Triangular Inferior)

Fatores do IEAEES	Comportamental	Emocional	Cognitivo
Comportamental	.49		
Emocional	.45	.31	
Cognitivo	.57	.28	.49

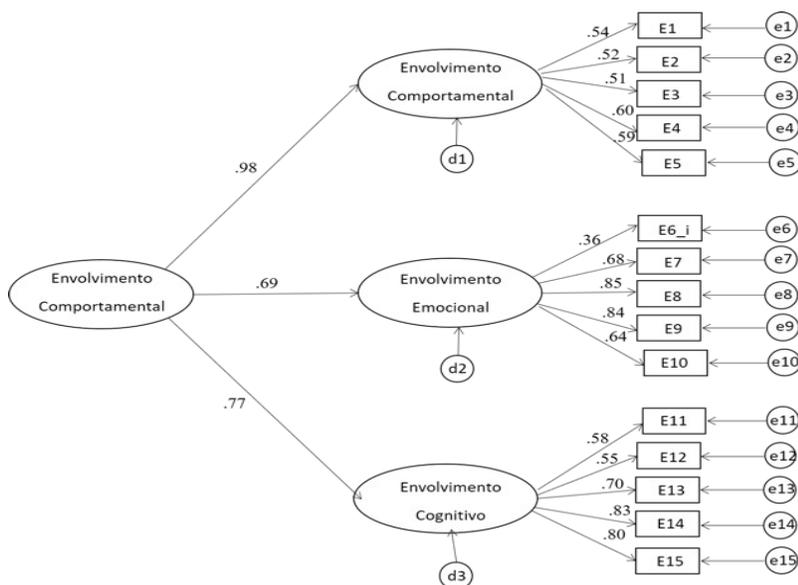
Quanto à validade discriminante, pela análise da Tabela 3, verifica-se que o quadrado da correlação entre as componentes Envolvimento Comportamental e Emocional é $r^2_{Com,Emo} = .45$. Portanto, embora VEM_{Emo} seja superior a $r^2_{Com,Emo}$, VEM_{Com} não o é, pelo que a evidência de validade discriminante entre estes dois fatores foi insuficiente. Os fatores Envolvimento Comportamental e Cognitivo não apresentam validade discriminante, já que o quadrado da correlação entre estas componentes é $r^2_{Com,Cog} = .57$ e, portanto, não é inferior a VEM_{Com} nem a VEM_{Cog} . O quadrado da correlação entre as componentes Envolvimento Emocional e Cognitivo ($r^2_{Emo,Cog} = .28$) é inferior a VEM_{Emo} e a VEM_{Cog} , pelo que estas componentes apresentam validade discriminante. Os problemas detectados na validade discriminante parecem decorrer das elevadas correlações existentes entre os três fatores latentes (ver Figura 1), o que parece apontar para a existência de um possível fator latente de ordem superior. De notar que os autores da versão original deste inventário (Marôco et al., 2016) já haviam colocado a hipótese de um fator hierárquico de segunda ordem (Envolvimento Acadêmico) que se refletia nos três fatores de primeira ordem, tendo este também sido analisado noutros estudos (Assunção et al., 2020; Sinval et al., 2021).

Para testar a possível existência deste fator de segunda ordem, considerou-se o modelo representado na Figura 2 e realizou-se uma análise fatorial confirmatória de segunda ordem, tendo-se obtido índices de ajustamento iguais aos do modelo de primeira ordem: $\chi^2/df = 1.597$; CFI = .959; RMSEA = .049 IC 90% [.033; .064] e SRMR = .046, o que permite classificar o ajustamento como “Bom/Muito bom” (Hu & Bentler, 1999; Marôco, 2014). Os coeficientes estruturais do IEAEES para os fatores de primeira ordem foram todos estatisticamente significativos e iguais a .98 para o Envolvimento Comportamental, .69 para o Envolvimento Emocional e .77 para o Envolvimento Cognitivo. Portanto, na amostra de estudantes Maiores de 23 anos, o Envolvimento

Académico manifesta-se com maior intensidade no Envolvimento Comportamental, seguido do Envolvimento Cognitivo e, por último, do Emocional.

Figura 2

Modelo de segunda ordem do Inventário de Envolvimento Académico



Nota. _i indica que o item foi invertido

Note-se, ainda, que o valor de VEM deste fator de segunda ordem é de .68. Logo, sendo superior a .50, este fator apresenta validade convergente.

No que diz respeito à análise de invariância de medida do modelo de segunda ordem, este modelo foi ajustado a ambos os sexos em simultâneo, tendo-se obtido: $\chi^2/df = 1.464$; CFI = .938; RMSEA = .044 IC 90% [.031; .055] e SRMR = .070, o que indica um bom ajustamento a ambos os grupos. Além disso, verificou-se a invariância dos pesos fatoriais do modelo de primeira ordem ($\Delta CFI = -.001$ e $\Delta RMSEA = -.002$), dos coeficientes estruturais ($\Delta CFI = -.004$ e $\Delta RMSEA = .001$), dos interceptos dos itens ($\Delta CFI = -.007$ e $\Delta RMSEA = .001$) e dos interceptos dos fatores de primeira ordem ($\Delta CFI = .002$ e $\Delta RMSEA = -.001$). Quanto aos grupos definidos pela indicação ou não da empregabilidade como um dos motivos que os levou ao Ensino Superior, o modelo de segunda ordem revelou um bom ajustamento a ambos os grupos ($\chi^2/df = 1.269$; CFI = .962; RMSEA = .033 IC 90% [.017; .045]; SRMR = .059). Além disso, verificou-se a invariância dos pesos fatoriais do modelo de primeira ordem ($\Delta CFI = .004$ e $\Delta RMSEA = -.003$), dos coeficientes estruturais ($\Delta CFI = .002$ e $\Delta RMSEA = -.001$), dos interceptos

dos itens ($\Delta CFI = .001$ e $\Delta RMSEA = -.001$) e dos interceptos dos fatores de primeira ordem ($\Delta CFI = .002$ e $\Delta RMSEA = -.001$).

Como tal, fica demonstrada a invariância de medida do modelo de segunda ordem do Envolvimento Acadêmico entre ambos os sexos e entre os estudantes que entram no Ensino Superior por razões relacionadas com a empregabilidade e aqueles que não o fazem. Tal invariância possibilita a comparação das médias dos fatores entre os grupos considerados pelo que, no que se segue, iremos analisar a validade de grupos conhecidos, comparando as médias das três componentes do envolvimento acadêmico, bem como a média do envolvimento global, entre sexos e entre os grupos definidos pela empregabilidade. Para o efeito, recorreu-se ao AMOS para se obter os scores relativos às diferentes dimensões do envolvimento acadêmico, bem como ao envolvimento global, tendo-se, posteriormente, comparado esses scores entre sexos e entre os grupos definidos pela empregabilidade, com recurso a testes *t* para amostras independentes. Os resultados das análises encontram-se na Tabela 4.

Tabela 4

Comparação entre grupos conhecidos correspondente ao Inventário de Envolvimento Acadêmico

	Masculino		Feminino		<i>p</i>
	<i>n</i>	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>n</i>	<i>M</i> (<i>SD</i>)	
Envolvimento Comportamental	93	3.04 (0.31)	154	3.06 (0.27)	.289
Envolvimento Emocional	93	3.11 (0.45)	154	3.15 (0.39)	.220
Envolvimento Cognitivo	93	3.70 (0.45)	154	3.73 (0.40)	.263
Envolvimento global	93	9.45 (0.98)	154	9.52 (0.84)	.278
	Não indicou a empregabilidade		Indicou a empregabilidade		<i>p</i>
	<i>n</i>	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>n</i>	<i>M</i> (<i>SD</i>)	
Envolvimento Comportamental	119	3.06 (0.27)	130	3.04 (0.29)	.348
Envolvimento Emocional	119	3.15 (0.39)	130	3.11 (0.44)	.228
Envolvimento Cognitivo	119	3.72 (0.40)	130	3.71 (0.43)	.408
Envolvimento global	119	9.52 (0.86)	130	9.48 (0.92)	.342

Conforme se pode verificar pela análise da Tabela 4, os testes *t* não revelaram diferenças estatisticamente significativas entre ambos os sexos, quer quando se consideram as diferentes componentes do envolvimento, quer quando se considera o envolvimento global, embora, na amostra, as mulheres tenham sempre obtido médias superiores. O mesmo se observa quando se consideram os grupos definidos pela indicação ou não da empregabilidade como um dos motivos para ingresso no Ensino Superior, não se tendo encontrado diferenças estatisticamente significativas em nenhuma das análises

efetuadas, embora, na amostra, as médias tenham sido sempre superiores no grupo que não indicou a empregabilidade como razão para ingresso no Ensino Superior.

Fiabilidade

Analisada agora a consistência interna dos itens das três dimensões através do cálculo do *alpha* de Cronbach, os valores obtidos revelam-se adequados para o Envolvimento Emocional ($\alpha = .77$) e para o Envolvimento Cognitivo ($\alpha = .81$). Já no que concerne o Envolvimento Comportamental o valor do *alpha* de Cronbach ($\alpha = .68$) está ligeiramente abaixo do valor de referência. Considerando todos os itens do modelo, obteve-se um nível de consistência interna adequado ($\alpha = 0.85$).

Adicionalmente, determinou-se, também, para cada fator, a fiabilidade compósita, tendo-se obtido FC = .69 para o Envolvimento Comportamental, FC = .82 para o Emocional e FC = .83 para o Cognitivo. Portanto, também o valor da fiabilidade compósita revelou fiabilidade ligeiramente abaixo do desejável para o Envolvimento Comportamental. Quanto ao fator de segunda ordem, obteve-se FC = .86, o que revela a fiabilidade adequada deste fator.

DISCUSSÃO

O estudo aqui apresentado situa-se no contexto português, no qual se verificam elevadas taxas de insucesso e de abandono escolar, ao mesmo tempo que se observa um progressivo decréscimo do número de estudantes Maiores de 23 anos inscritos no Ensino Superior. Ainda que a decisão para o ingresso no Ensino Superior envolva uma multiplicidade de fatores com impacto na decisão individual (Almeida et al., 2016), o envolvimento académico apresenta-se como um dos fatores relacionados com o risco de insucesso e de abandono escolar, razão pela qual se justifica a existência de instrumentos para a sua avaliação, de que é exemplo o inventário analisado neste artigo, o IEAEES (Marôco et al., 2016).

Neste estudo, recorreu-se à análise fatorial confirmatória para avaliar a validade fatorial do modelo tri-fatorial original (envolvimento emocional, envolvimento cognitivo e envolvimento comportamental), tendo-se obtido um bom ajustamento global sendo que, ao nível do ajustamento local, apenas o item 6 apresentou um peso fatorial estandardizado e uma fiabilidade individual inferiores ao adequado. Note-se que este foi o único item que foi invertido, uma vez que estava formulado na negativa, o que poderá ter dificultado a sua perceção. Também em Sinval et al.

(2018) se verificaram problemas semelhantes com o mesmo item, tendo os autores sugerido que, no futuro, o item seja apresentado na mesma direção dos restantes.

As componentes Envolvimento Emocional e Envolvimento Cognitivo apresentam fiabilidade adequada e validade convergente, enquanto que a componente Envolvimento Comportamental apresenta um desempenho mais frágil, revelando, também, problemas ao nível da validade discriminante. No que diz respeito à fiabilidade, resultados idênticos foram obtidos por Costa et al. (2014), por Costa e Marôco (2017) e por Assunção e Marôco (2020), onde o Envolvimento Comportamental apresentou sempre níveis de consistência interna igualmente mais baixos, o que pressupõe a necessidade de aprofundamento da fiabilidade desta subescala com a realização de outros estudos (Costa & Marôco, 2017). Também o facto de este fator ter uma *VEM* inferior a .50 é comum a vários estudos (Assunção et al., 2020; Marôco et al., 2016; Sinval et al., 2021), o mesmo ocorrendo com a falta de validade discriminante entre o Envolvimento Comportamental e o Cognitivo (Marôco et al., 2016; Sinval et al., 2021).

Note-se que, no que diz respeito à falta de validade convergente e de fiabilidade do Envolvimento Comportamental, este é o fator que, no geral, apresenta itens com pesos standardizados mais baixos (ver Figura 1), nomeadamente, o item 3 (“Geralmente faço os trabalhos de casa a tempo”). Neste caso, e à semelhança do que referem Assunção et al. (2020), o baixo peso neste item pode estar relacionado com questões de interpretação, dado que o seu significado remete para deveres, normalmente, atribuídos aos mais jovens.

Os problemas detetados na validade discriminante parecem decorrer das elevadas correlações existentes entre os três fatores latentes, o que nos levou a testar a existência de um possível fator latente de segunda ordem (Envolvimento Académico) que se reflete nos três fatores de primeira ordem, o que já havia sido feito em estudos com outras amostras (Assunção et al., 2020; Marôco et al., 2016; Sinval et al., 2021). Procedeu-se a uma análise fatorial confirmatória de segunda ordem, tendo este modelo obtido uma qualidade de ajustamento boa, validade convergente e fiabilidade adequada. Foi, ainda, possível determinar que, na amostra de estudantes Maiores de 23 anos, o Envolvimento Académico manifesta-se com maior intensidade no Envolvimento Comportamental do que no Emocional ou no Cognitivo, o que vai ao encontro do obtido com outras amostras (Assunção et al., 2020; Assunção & Marôco, 2020; Marôco et al., 2016; Sinval et al., 2021). Partindo do pressuposto de que os estudantes mais velhos, ingressados pela via dos Maiores de 23 anos, apresentam uma maior maturidade, evidenciando de forma mais nítida as características expectáveis dos aprendentes adultos, a maior visibilidade do Envolvimento Comportamental pode associar-se à prontidão para aprender. Esta prontidão é um dos pressupostos centrais da teoria

da aprendizagem de adultos (Knowles, 1984), segundo o qual o adulto orienta a sua aprendizagem para o desenvolvimento de tarefas subjacentes aos seus papéis sociais. Assim, o desempenho do papel de estudante manifesta-se de forma mais evidente na vertente comportamental do envolvimento académico.

A análise de invariância revelou invariância de medida entre o grupo de estudantes que indicou a empregabilidade como razão para ingressar no Ensino Superior e o grupo que não o fez, possibilitando a utilização do Inventário para estabelecer comparações entre estes dois grupos. Esta questão da empregabilidade é relevante para estes estudantes, considerando que os empregadores em Portugal optam por graduados com as mais altas qualificações que estão a iniciar a sua vida laboral, o que não é de todo o caso dos estudantes que ingressam no Ensino Superior pela via dos Maiores de 23 anos. Contudo, e apesar da preferência por trajetórias de formação lineares e contínuas, os empregadores valorizam os trabalhadores que melhoram as suas qualificações no exercício das suas funções laborais, oferecendo-lhes salários mais altos em relação à média do rendimento (Almeida et al., 2016), pelo que, o envolvimento académico, enquanto promotor da conclusão da formação superior, apresenta-se como um elemento relevante na promoção da qualidade de vida futura destes estudantes.

Foi, também, analisada a invariância entre sexos, tendo esta análise revelado invariância de medida entre estes dois grupos, tal como se verificou noutros estudos (Assunção et al., 2020; Sinval et al., 2021). Sendo os estudantes Maiores de 23 um grupo minoritário no Ensino Superior, existem nele subgrupos que, por razões estruturais, veem a sua participação ainda mais dificultada, como é o caso das mulheres (Almeida et al., 2016), razão pela qual a diferença entre sexos se torna um alvo de estudo interessante com vista à promoção da inclusão e igualdade de género.

A invariância de medida entre sexos e entre os grupos definidos pela empregabilidade possibilitou a comparação das médias entre estes grupos. Com base em estudos anteriores, colocou-se a hipótese de o envolvimento ser superior nas mulheres e, embora tal se tenha verificado para a amostra considerada, as diferenças observadas na amostra não se revelaram estatisticamente significativas. Note-se, no entanto, que a hipótese colocada sobre as diferenças entre ambos os sexos teve por base dois artigos (Fior & Mercuri, 2018; Porto & Gonçalves, 2017) que consideram uma escala diferente da que aqui é usada, tendo os autores desses artigos concluído que o envolvimento das mulheres era maior apenas para as atividades obrigatórias, não tendo sido encontradas quaisquer diferenças relativamente às outras atividades. Já Oliveira-Monteiro et al. (2021), embora usando a mesma escala que foi usada nos dois artigos anteriormente mencionados, não encontraram diferenças significativas entre ambos os sexos. Quanto aos grupos

definidos pela empregabilidade, a hipótese colocada teve por base o facto de, em Portugal, os empregadores investirem mais em recém-graduados, o que pode levar a que os estudantes Maiores de 23 que entram no Ensino Superior por outras razões, que não a empregabilidade, apresentem um envolvimento académico superior. No entanto, não se encontraram estudos que relacionem o envolvimento académico com esta variável. Como tal, sugere-se que, em trabalhos futuros com o IEAEES, sejam inseridas no questionário variáveis adicionais, relativamente às quais existam maiores evidências que apontem para a existência de diferenças no que diz respeito ao envolvimento académico global e às suas dimensões, possibilitando uma análise mais aprofundada no que diz respeito à validade de grupos conhecidos.

A utilização de uma amostra de conveniência é uma das limitações deste estudo, pelo que se sugere a realização de estudos congéneres de validação do instrumento com amostras independentes e de maior dimensão. Uma outra limitação prende-se com o facto de, no questionário construído para a recolha dos dados, não terem sido consideradas outras medidas que possibilitassem a análise correlacional entre as pontuações do IEAEES e as de instrumentos que medem o mesmo construto, bem como entre as pontuações do IEAEES e as de instrumentos que medem construtos diferentes. Este estudo apresenta-se, assim, como um exercício preliminar que carece de estudos futuros, nomeadamente, no que diz respeito à evidência de validade baseada na relação com outras variáveis (American Educational Research Association et al., 2014).

Apesar das suas limitações, este estudo de validação do modelo tri-fatorial do IEAEES com estudantes portugueses Maiores de 23 anos, apresenta-se como o primeiro de que há conhecimento e, com base nos bons resultados obtidos ao nível da validade fatorial, quer do modelo de primeira ordem, quer do modelo de segunda ordem e pelo facto de os restantes índices de validade e de fiabilidade serem, globalmente, positivos, poder-se-ia sugerir a utilização do instrumento na investigação com estudantes Maiores de 23 anos. Considera-se, no entanto, importante que, em trabalhos futuros, seja explorada, com uma outra amostra, a reformulação de itens para reavaliação da fiabilidade individual do item 6 e da fiabilidade e a validade convergente do Envolvimento Comportamental. Note-se que os problemas evidenciados pela análise da componente Envolvimento Comportamental, foram frequentes noutros estudos (Costa & Marôco, 2017; Marôco et al., 2016; Sinval et al., 2021). Apesar disso, os autores replicaram a estrutura do instrumento com base nos resultados da Análise Fatorial Confirmatória, considerando que os índices de validade e de fiabilidade se mostraram globalmente positivos, o que permitia sugerir a utilização do instrumento na investigação com estudantes do Ensino Superior. Como tal, também no estudo aqui apresentado,

poder-se-ia sugerir a utilização do IEAEES nas investigações cujo público alvo sejam os estudantes Maiores de 23 anos.

As sugestões apresentadas para a realização de estudos futuros relacionados com o envolvimento académico dos estudantes Maiores de 23 tornam-se bastante relevantes quando consideramos que reduzir as desistências ao nível do Ensino Superior é um importante objetivo do Ensino Superior português. Sendo este um grupo de estudantes que, por norma, se depara com obstáculos acrescidos face aos restantes estudantes, produzir conhecimento relacionado com o envolvimento académico destes estudantes, através de instrumentos válidos, torna-se uma vantagem ao constituir-se como um primeiro passo para uma intervenção planeada no contexto das Instituições de Ensino Superior.

AGRADECIMENTOS

Este trabalho contou com o apoio do Governo Português, por meio da Fundação para a Ciência e Tecnologia, no âmbito do financiamento plurianual do CIIE [bolsas no UID/CED/00167/2019, UIDB/00167/2020 e UIDP/00167/2020]. A terceira autora é financiada pela norma transitória da Fundação para a Ciência e Tecnologia do Decreto-Lei 57/2016, alterada pela Lei 57/2017 [2020.01982.CEECIND].

REFERÊNCIAS

- Almeida, A., Quintas, H., & Gonçalves, T. (2016). Estudantes não-tradicionais no Ensino Superior: Barreiras à aprendizagem e na inserção profissional. *Laplage em Revista*, 2(1), 97-111. <https://www.redalyc.org/journal/5527/552756514009/html/>
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing*. American Psychological Association.
- Assunção, H., Lin, S. W., Sit, P. S., Cheung, K. C., Harju-Luukkainen, H., Smith, T., Maloa, B., Campos, J., Ilic, I. S., Esposito, G., Francesca, F. M., & Marôco, J. (2020). University Student Engagement Inventory (USEI): Transcultural Validity Evidence Across Four Continents. *Frontiers in Psychology*, 10, 2796. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02796>
- Assunção, H., & Marôco, J. (2020, January 30-February 1). *Qualidades psicométricas do Inventário de Envolvimento Académico (USEI) em Estudantes do Ensino Superior* [Paper presentation]. 13º congresso Nacional de Psicologia da Saúde, Covilhã, Portugal. <http://repositorio.ispa.pt/bitstream/10400.12/7366/4/13CongNacSaude.pdf>

- Barros, R., Monteiro, A., & Sousa, C. (2019). Autoeficácia formativa e envolvimento nos processos de aprendizagem de estudantes portugueses maiores de 23 anos: Formative self-efficacy and involvement in the learning processes of Portuguese students older than 23 years. *Revista Portuguesa De Educação*, 32(1), 140–154. <https://doi.org/10.21814/rpe.15651>
- Belo, P. (2015). Avaliação das expectativas e das vivências acadêmicas na transição para o ensino superior. *Revista Portuguesa de Pedagogia*, 49(2), 95-113. https://doi.org/10.14195/1647-8614_49-2_5
- Caldeira, S., & Sousa, A. (2016, July 11-13). *Satisfação com a vida e envolvimento acadêmico no ensino superior* [Paper presentation]. II congresso internacional envolvimento dos alunos na escola: perspectivas da psicologia e educação, Lisboa, Portugal. <https://repositorio.uac.pt/handle/10400.3/4113>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Costa, A., Araújo, A., & Almeida, L. (2014). Envolvimento acadêmico de estudantes de engenharia: Contributos para a validação interna e externa de uma escala de avaliação. *Revista E-Psi-Revista Eletrônica de Psicologia, Educação e Saúde*, 1, 142-155. <https://artigos.revistaepsi.com/2014/Ano4-Volumel-Artigo7.pdf>
- Costa, A., & Marôco, J. (2017). Inventário de envolvimento acadêmico dos estudantes do ensino superior. In L. S. Almeida, M. R. Simões, & M. M. Gonçalves (Coords.), *Adaptação, desenvolvimento e sucesso acadêmico dos estudantes do ensino superior: Instrumentos de avaliação* (pp. 33-44). ADIPSIEDUC (Associação para o Desenvolvimento da Investigação em Psicologia da Educação).
- Decreto-Lei 64/2006, do Ministério da Educação (2006). *Diário da República: I Série A, nº 57/2006*. <http://dre.pt/pdf1sdip/2006/03/057A00/20542056.pdf>
- Finney, S.J., & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269–314). Information Age Publishing. <https://bayanbox.ir/view/3083173369357234507/Finney-DiStefano-non-normal-and-categorical-data-in-structural-equation-modeling.pdf>
- Fior, C., Mercuri, E., & Silva, D. (2013). Evidências de validade da escala de envolvimento acadêmico para universitários. *Avaliação Psicológica*, 12(1), 81-89. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v12n1/v12n1a11.pdf>
- Fior, C., & Mercuri, E. (2018). Envolvimento acadêmico no ensino superior e características do estudante. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*, 19(1), 85-95. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=203058814010>
- Fornell, C., & Larcker, D.F. (1981). Evaluating SEM with unobserved variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://www.jstor.org/stable/3151312>
- Hu, L.T., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-5. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Knowles, M.S. (1984). *Andragogy in Action*. Jossey-Bass.
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais. Fundamentos teóricos, software & aplicações* (2nd ed.). ReportNumber.
- Marôco, J., Marôco, A.L., Campos, J., & Fredricks, J. (2016). University student's engagement: Development of the university student engagement inventory (USEI). *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 29, 1-12. <https://doi.org/10.1186/s41155-016-0042-8>
- Oliveira-Monteiro, N., Araújo, F., & Oliveira, M. (2021). Funcionamento adaptativo, problemas internalizantes, problemas externalizantes e envolvimento acadêmico em alunos primeira-

- nistas de ensino superior. *Psicologia Argumento*, 39(104), 222-245. <https://doi.org/10.7213/psicolargum.39.104.AO02>
- Pascarella, E., & Terenzini, P. (2005). *How college affects students: A third decade of research*. Jossey-Bass.
- PORDATA (2019). *Portrait of Portugal in Europe 2019 Edition*. Francisco Manuel dos Santos Foundation. <https://www.pordata.pt/en/Home>
- Porto, R., & Gonçalves, M. (2017). Motivação e envolvimento acadêmico: Um estudo com estudantes universitários. *Psicologia Escolar e Educacional*, 21(3), 515-522. <https://doi.org/10.1590/2175-35392017021311192>
- Rudnev, M., Lytkina, E., Davidov, E., Schmidt, P., & Zick, A. (2018). Testing measurement invariance for a second-order factor. A cross-national test of the Alienation Scale. *Methods, Data, Analyses*, 12(1), 47-76. <https://doi.org/10.12758/mda.2017.11>
- Sinval, J., Casanova, J. R., Marôco, J., & Almeida, L. S. (2021). University student engagement inventory (USEI): Psychometric properties. *Current Psychology*, 40, 1608-1620. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-0082-6>
- Soares, A., & Almeida, L. (2001, September 19-21). *Transição para a universidade. Apresentação e validação do questionário de expectativas académicas (QEA)* [Paper presentation]. VI Congresso Galaico-Português de Psico pedagogia, Braga, Portugal.
- Soares, A. (2003). *Transição e adaptação ao ensino superior: Construção e validação de um modelo multidimensional de ajustamento de jovens ao contexto universitário* [Unpublished doctoral dissertation]. Universidade do Minho.
- Soares, A., & Almeida, L. (2005). Questionário de envolvimento acadêmico (QEA): Novos elementos para a sua validação. *Psicologia: Teoria, Investigação e Prática*, 2, 139-158. <https://hdl.handle.net/1822/12078>
- Veiga, F. H. (2013). Envolvimento dos alunos na escola: Elaboração de uma nova escala de avaliação. *International Journal of Development and Educational Psychology*, 1(1), 441-449. <https://www.redalyc.org/pdf/3498/349852058036.pdf>