

Há diferenças significativas no nível de engajamento dos alunos que estudam nos turnos matutino e noturno? Uma pesquisa com estudantes do curso superior de administração em uma instituição pública no Brasil.

Are there significant differences in the level of engagement of students who study in the morning and evening shifts? Research with students of the superior course of administration in a public institution in Brazil.

Resumo

Objetivo: este artigo analisa se há diferenças significativas no engajamento dos alunos que estudam nos turnos matutino e noturno. **Metodologia/abordagem:** trata-se de uma pesquisa quantitativa de desenho de corte transversal com 212 estudantes da disciplina estratégia de marketing, no curso de administração de uma instituição pública localizada em Recife-PE. Para mensurar o nível de engajamento dos estudantes, utilizou-se a Escala de Envolvimento do Aluno com a Escola. **Principais resultados:** O Teste *t* demonstrou que houve escores estatisticamente maiores em duas das quatro dimensões entre os estudantes matutinos e noturnos, mas que o tamanho do efeito (*d* de Cohen) foi pequeno. A AFM demonstrou que a escala EAE pode ser utilizada para fazer esse tipo de comparação. **Contribuições acadêmicas:** os resultados apresentados no artigo aprofundam os conhecimentos sobre o engajamento estudantil de alunos de curso superior de instituição pública, trazendo informações referentes ao período da pandemia da Covid-19. Os achados podem servir de base para pesquisas futuras sobre o engajamento estudantil. **Contribuições práticas:** Os resultados podem contribuir com o planejamento de atividades acadêmicas, especialmente nas instituições públicas, que possam impactar positivamente o nível de engajamento dos alunos, além de possibilitar a mensuração periódica desse envolvimento dos estudantes com a sua aprendizagem.

Palavras-chaves: EAE. Engajamento Estudantil. Envolvimento dos Alunos. Covid-19. Pandemia.

Abstract

Objective: This article analyzes whether there are significant differences in the engagement of students who study in the morning and evening shifts. **Methodology/approach:** this is a quantitative cross-sectional design research with 212 students of the marketing strategy discipline, in the administration course of a public institution located in Recife-PE. To measure the level of student engagement, the Student Involvement with School Scale was used. **Main results:** The *t* test showed that there were statistically higher scores on two of the four dimensions among morning and evening students, but that the effect size (Cohen's *d*) was small. The AFM demonstrated that the EAE scale can be used to make this type of comparison. **Academic contributions:** the results presented in the article deepen the knowledge about the student engagement of higher education students from a public institution, bringing information regarding the period of the Covid-19 pandemic. The findings can serve as a basis for future research on student engagement. **Practical contributions:** The results can contribute to the planning of academic activities, especially in public institutions, that can positively impact the level of student engagement, in addition to enabling the periodic measurement of student involvement with their learning.

Keywords: EAE. Student Engagement. Student Involvement. Covid-19. Pandemic.

Introdução

O engajamento dos estudantes são objetos de estudo há décadas (Nascimento & Padilha, 2020; 2021). Ao longo desse período, diversas formas de mensurar o nível de envolvimento dos alunos com a escola e sua aprendizagem foram criados e testados (Fredericks, 2011). Veiga (2013) apresenta uma das escalas mais utilizadas nas pesquisas brasileiras realizadas para mensurar ou descrever o engajamento dos estudantes, nos mais diversos contextos, tais como: Aprendizagem em ambientes multitarefas. Uma realidade na Cultura Maker (Nascimento, Brito & Silva, 2020); Aprendizagem por meio do ensino híbrido na educação superior: narrando o engajamento dos estudantes (Nascimento & Padilha, 2020); Facebook como Palco de uma Coreografia Didática: uma análise sobre o engajamento estudantil (Nascimento, et al., 2019).

Para Veiga (2013), os estudantes podem se engajar: cognitivamente, quando se esforçam para resolver problemas e aprender novos conhecimentos ou desenvolver habilidades e competências diversas; afetivamente, quando se sentem alegres e felizes com as aulas, com seus colegas de turma, com os professores etc.; comportamentalmente, quando eles cumprem os prazos, entregam as atividades solicitadas, e agem na sala de aula de forma respeitosa com os colegas e professores; e, agenciativamente, quando eles gerenciam as suas aprendizagens, sinalizando quando não compreendem algo ou ainda sugerindo aos professores outras possibilidades de atividades ou estratégias que os levem a aprender mais e melhor.

Para Nascimento (2021), para que haja o envolvimento do sujeito com a sua aprendizagem, precisa-se ter motivação, o qual é por ele considerada o combustível para o engajamento. Sendo a motivação algo intrínseco, mas que também sofre impacto de fatores externos, sugere-se que no mesmo dia, por exemplo, a pessoa possa navegar pelo *continuum* do engajamento, saindo de totalmente de desengajado para o altamente engajado e/ou demonstrando variações ao longo de um período. Um dos fatores que podem impactar o nível de motivação e de engajamento do sujeito é a rotina laboral, a quantidade de horas de trabalho e as condições, físicas e emocionais, presentes no ambiente profissional.

No ensino superior do Brasil, principalmente nas instituições públicas, é comum o estudante matutino ser recém-saído da educação básico, tendo entre 17 e 22 anos de idade, que vive com seus pais ou responsáveis e, normalmente, não trabalha. E quando trabalha, tem jornada das 14h às 22h ou das 22h às 6h. Essa realidade é diferente para os alunos que estudam no horário noturno, em especial nas instituições privadas. Eles possuem idades superiores a 20 anos, sendo a maioria trabalhadores com jornadas diurnas ou durante a madrugada, restando-lhes a apenas o turno noturno para os estudos.

Normalmente, depois de um dia intenso de trabalho, o sujeito tende a estar mais cansado à noite, exigindo dele maior esforço para aprender. Por outro lado, quando a pessoa tem os estudos disponíveis no turno matutino para só depois ir ao trabalho, espera-se que ela tenha mais energia para estudar, já que a rotina e os problemas do ambiente de trabalho virão depois da faculdade ou universidade.

Diante do exposto, tem-se como problema de pesquisa: Há diferenças significativas no nível de engajamento dos estudantes de uma instituição pública, durante o segundo ano de pandemia da Covid19, entre os que estudam no turno matutino e noturno?

São hipóteses do presente estudo:

- **H₀**: Há diferenças significativas nos níveis de engajamento entre os alunos que estudam no turno matutino em relação aos que estudam à noite.
- **H₁**: Não há diferenças significativas nos níveis de engajamento entre os alunos que estudam no turno matutino em relação aos que estudam à noite.

Foi objetivo geral desta pesquisa: Averiguar se há diferenças significativas no engajamento dos alunos do ensino superior de uma instituição pública entre os que estudam no turno matutino e noturno. Os objetivos específicos foram: Mensurar o nível de engajamento dos alunos por turno; e Identificar o nível de engajamento por dimensão.

Procedimento Metodológico

Os sujeitos da pesquisa foram 278 estudantes (95 do turno matutino e 183 do noturno) do curso superior de administração de uma instituição pública, os quais estavam matriculados na disciplina Estratégias de Marketing. Os itens que compõem a EAE foram inseridos em um formulário eletrônico e compartilhado com os alunos citados, retornando 212 respostas válidas, sendo 71 do turno matutino e 141 do noturno.

A normalidade dos dados foi avaliada por meio dos testes Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk. O pressuposto de homogeneidade de variância foi avaliado por meio do teste de Levene. Foram realizados procedimentos de bootstrapping (1000 re-amostragens; 95% IC BCa) para se obter uma maior confiabilidade dos resultados, para corrigir desvios de normalidade da distribuição da amostra e diferenças entre os tamanhos dos grupos e, também, para apresentar um intervalo de confiança de 95% para as diferenças entre as médias (Haukoos & Lewis, 2005).

Após o teste de correlação entre os quatro fatores definidos a priori pela literatura, foi realizado o teste *r*-to-*z* de transformação de Fisher, para compreender a força correlação entre essas variáveis.

Como a amostra traz alunos que estudam em dois turnos diferentes, realizou-se o teste *t* de Student para amostras independentes (ver tabela 3) com o objetivo de investigar em que medida os níveis de engajamento estudantil eram diferentes entre os estudantes dos turnos matutino e noturno.

A partir da análise dos resultados preliminares, realizou-se uma Análise Fatorial Exploratória (AFE), utilizando o SPSS, com o objetivo de conhecer a carga fatorial e suas comunalidades, por meio do método de extração: análise de componente principal, e do método de rotação: Varimax com Normalização de Kaiser. Também foram realizados os testes de KMO e Esfericidade de Bartlett.

Após a AFE, observou-se que algumas cargas fatoriais apareceram em mais de um fator, diferente do que foi apresentado na escala original (Veiga, 2013). Diante desse fato, optou-se por realizar uma Análise Fatorial Confirmatória Multifatorial (AFCMF).

A AFCMF foi implementada utilizando o método de estimação Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS), adequado para dados categóricos (DiStefano & Morgan, 2014; Li, 2016).

Para avaliação do modelo, os índices de ajuste utilizados foram: c^2 ; c^2/g ; *Comparative Fit Index* (CFI); *Tucker-Lewis Index* (TLI); *Standardized Root Mean Residual* (SRMR) e *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). Valores de c^2 não devem ser significativos; a razão c^2/g deve ser \leq que 5 ou, preferencialmente, \leq que 3; Valores de CFI e TLI devem ser \geq que 0,90 e, preferencialmente acima de 0,95; Valores de RMSEA devem ser \leq que 0,08 ou, preferencialmente \leq que 0,06, com intervalo de confiança (limite superior) \leq 0,10 (Brown, 2015). A fidedignidade da medida foi mensurada através da fidedignidade composta (Damásio & Valentini, 2015; Raykov, 2007).

Foi realizada uma análise fatorial confirmatória multigrupo (AFCMG) com o objetivo de investigar a invariância da *escala de Envolvimento dos Alunos com a Escola de Veiga (2013)* para alunos que estudam em turnos diferentes (matutino e noturno). A análise foi implementada utilizando o método de estimação *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS), adequado para dados categóricos (DiStefano & Morgan, 2014; Li, 2016). A AFCMG avaliou a invariância da medida em três modelos, a saber: configural, métrico e escalar.

O modelo 1 (invariância configural) avaliou se a configuração da escala (número de fatores e itens por fator) era aceitável para ambos os grupos (masculino e feminino). Se o modelo não for suportado, a estrutura fatorial do instrumento não pode ser considerada equivalente para os grupos avaliados. O modelo 2 (invariância métrica) analisou se as cargas fatoriais dos itens poderiam ser consideradas equivalentes entre os grupos. O modelo 3 (invariância escalar) investigou se o nível de traço latente necessário para endossar as categorias dos itens (*thresholds*) eram equivalentes entre os grupos (Cheung & Rensvold, 2002).

Para avaliação do modelo configural, os índices de ajuste utilizados foram: *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), *Comparative Fit Index* (CFI) e *Tucker-Lewis Index* (TLI). Valores de CFI e TLI devem ser \geq que 0,90 e, preferencialmente acima de 0,95; Valores de RMSEA devem ser \leq que 0,08 ou, preferencialmente \leq que 0,06, com intervalo de confiança (limite superior) \leq 0,10 (Brown, 2015). A invariância da medida foi avaliada utilizando o teste de diferença do CFI (Δ CFI, Cheung & Rensvold, 2002). Se, ao fixar um parâmetro, for encontrada redução significativa nos índices de CFI (Δ CFI > 0,01), a invariância da medida não pode ser acatada (Cheung & Rensvold, 2002).

Resultados

De acordo com a tabela 1, os resultados demonstraram que as variáveis (componentes e fatores da escala) não tinham distribuição normal, $p < 0,001$. A variável agêntico foi a única que demonstrou $p > 0,05$ (0,38).

Tabela 1 - Distribuição de Normalidade dos Itens

| Item | Média | Mediana | E.P. | Assimetria (0,167) | | Curtose (0,333) | | KS (gl = 212) | SW (gl = 212) |
|----------------|-------|---------|-------|--------------------|---------------------|-----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | | | Z | Z | Z | Z | | |
| COG-01 | 3,61 | 4 | 1,11 | -0,685 | -4,10* | -0,110 | -0,33 ^{ns} | 0,246* | 0,876* |
| COG-02 | 4,56 | 5 | 0,696 | -1,626 | -9,73* | 2,860 | 8,59* | 0,401* | 0,652* |
| COG-03 | 3,07 | 3 | 0,947 | 0,070 | 0,41 ^{ns} | -0,336 | -1,01 ^{ns} | 0,216* | 0,902* |
| COG-04 | 4,52 | 5 | 0,698 | -1,374 | -8,22* | 1,412 | 4,24* | 0,377* | 0,688* |
| COG-05 | 3,29 | 3 | 1,053 | -0,191 | -1,14 ^{ns} | -0,452 | -1,36 ^{ns} | 0,185* | 0,910* |
| AFE-06 | 4,37 | 5 | 0,967 | -1,462 | -8,75* | 1,377 | 4,14* | 0,375* | 0,690* |
| AFE-07 | 3,54 | 4 | 1,090 | -0,254 | -1,52 ^{ns} | -0,841 | -2,53*** | 0,196* | 0,895* |
| AFE-08 | 3,94 | 4 | 0,959 | -0,494 | -2,95** | -0,624 | -1,87 ^{ns} | 0,210* | 0,854* |
| AFE-09 | 3,85 | 4 | 0,916 | -0,479 | -2,86** | -0,200 | -0,60 ^{ns} | 0,231* | 0,869* |
| AFE-10 | 4,32 | 5 | 0,954 | -1,277 | -7,64* | 0,805 | 2,42*** | 0,351* | 0,725* |
| COM-11 | 4,75 | 5 | 0,521 | -2,057 | -12,31* | 3,380 | 10,15* | 0,478* | 0,515* |
| COM-12 | 4,86 | 5 | 0,407 | -3,117 | -18,66* | 9,493 | 28,51* | 0,518* | 0,371* |
| COM-13 | 4,99 | 5 | 0,137 | -14,560 | -87,18* | 212,000 | 636,64* | 0,523* | 0,420* |
| COM-14 | 4,99 | 5 | 0,206 | -14,560 | -87,18* | 212,000 | 636,64* | 0,523* | 0,420* |
| COM-15 | 3,82 | 4 | 0,885 | -0,552 | -3,30* | 0,096 | 0,29 ^{ns} | 0,264* | 0,865* |
| AGE-16 | 2,66 | 3 | 0,954 | 0,076 | 0,45 ^{ns} | -0,350 | -1,05 ^{ns} | 0,216* | 0,900* |
| AGE-17 | 2,66 | 3 | 1,168 | 0,375 | 2,24*** | -0,556 | -1,67 ^{ns} | 0,184* | 0,902* |
| AGE-18 | 3,57 | 4 | 1,127 | -0,467 | -2,79** | -0,484 | -1,45 ^{ns} | 0,202* | 0,893* |
| AGE-19 | 2,84 | 3 | 1,105 | 0,185 | 1,10 ^{ns} | -0,712 | -2,14*** | 0,193* | 0,912* |
| AGE-20 | 2,65 | 3 | 1,120 | 0,386 | 2,31*** | -0,445 | -1,34 ^{ns} | 0,195* | 0,903* |
| Cognitivo | 19,05 | 19 | 3,008 | -0,728 | -4,35* | 0,903 | 2,71** | 0,120* | 0,959* |
| Afetivo | 20,02 | 21 | 4,104 | -0,723 | -4,32* | -0,040 | -0,12 ^{ns} | 0,152* | 0,926* |
| Comportamental | 23,42 | 24 | 1,529 | -2,314 | -13,85* | 10,398 | 31,23* | 0,243* | 0,789* |
| Agêntico | 14,37 | 15 | 4,475 | 0,017 | 0,102 ^{ns} | -0,382 | -1,15 ^{ns} | 0,062 ^{ns} | 0,986 ^{ns} |

Nota: * = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,05$; NS = Não significativo.

Fonte: Elaborada pelo autor.

A tabela 2 apresenta os resultados das correlações obtidas. Todas as variáveis se correlacionam significativamente entre si (cognitivo com as demais, $p < 0,001$; e entre as demais, $p < 0,01$).

Tabela 2 - Análise de correlação entre as variáveis

| | Cognitivo | Afetivo | Comportamental | Agêntico |
|----------------|-----------|---------|----------------|----------|
| Cognitivo | - | | | |
| Afetivo | 0,313* | - | | |
| Comportamental | 0,446* | 0,215** | - | |
| Agêntico | 0,265* | 0,178** | 0,212** | - |

Nota: * = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$.

Fonte: Elaborada pelo autor.

O teste r -to- z de transformação de Fisher demonstrou que a dimensão cognitiva se associou mais fortemente com a comportamental ($r = 0,446$, $p < 0,001$) do que com a afetiva ($r = 0,313$, $p < 0,001$), ($z = -1,721$, $p < 0,05$). Ao analisar a força da associação entre cognitivo-afetivo ($r = 0,313$, $p < 0,001$) e cognitivo-agêntico ($r = 0,265$, $p < 0,001$), percebeu-se que ela não foi significativa ($z = 0,576$, $p > 0,05$). Por outro lado, a correlação cognitivo-comportamental ($r = 0,446$, $p < 0,001$) e comportamental-agêntico ($r = 0,265$, $p < 0,001$), demonstro que a dimensão cognitiva continuou associada mais fortemente com a comportamental, do que com a agêntica ($z = 2,263$, $p < 0,05$).

Ao testar a força de associação entre as demais variáveis, afetivo-comportamental ($r = 0,215$, $p < 0,01$) e afetivo-agêntico ($r = 0,178$, $p < 0,01$), os resultados demonstram que ela não foi significativa ($z = 0,438$, $p > 0,05$).

Tabela 3 - Teste t de Student para amostras independentes

| | | Escore | | Estatísticas do teste <i>t</i> | | | | | |
|----------------|-------|--------|-------|--------------------------------|-----------|------------------|--------------------|--------------------------------|-----------------|
| | | M | DP | <i>t</i> | <i>Gl</i> | Valor - <i>p</i> | Diferença de Média | IC da diferença de Média (95%) | |
| | | | | | | | | Limite inferior | Limite superior |
| Cognitivo | Manhã | 19,27 | 3,295 | 0,756 | 210 | 0,450* | 0,331 | - 0,532 | 1,195 |
| | Noite | 18,94 | 2,859 | | | | | | |
| Afetivo | Manhã | 20,00 | 4,469 | - 0,047 | 210 | 0,962* | - 0,028 | - 1,208 | 1,152 |
| | Noite | 20,03 | 3,924 | | | | | | |
| Comportamental | Manhã | 23,73 | 1,171 | 2,162 | 210 | 0,032** | 0,477 | 0,042 | 0,912 |
| | Noite | 23,26 | 1,662 | | | | | | |
| Agêntico | Manhã | 15,31 | 4,013 | 2,194 | 210 | 0,029** | 1,416 | 0,144 | 2,689 |
| | Noite | 13,89 | 4,632 | | | | | | |

Note: * = $p > 0,05$; ** = $p < 0,05$.

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os resultados demonstraram que os alunos matutinos tiveram escores estatisticamente maiores em duas dimensões (comportamental - $M = 23,73$, $DP = 1,171$; e agêntica - $M = 15,31$, $DP = 4,013$), do que os alunos noturnos (comportamental - $M = 23,26$, $DP = 1,662$; e agêntica $M = 13,89$, $DP = 4,632$), (comportamental - $t(210) = 2,162$, $p < 0,05$; e agêntica - $t(210) = 2,194$, $p < 0,05$). Entretanto, o tamanho de efeito da diferença foi pequeno (comportamental - d de Cohen = 0,31; e agêntico - d de Cohen = 0,32).

Nas demais dimensões, cognitiva (matutino - $M = 19,27$, $DP = 3,295$; e noturno - $M = 18,94$, $DP = 2,859$) e afetiva (matutino - $M = 20,00$, $DP = 4,469$; e noturno - $M = 20,03$, $DP = 3,924$), a diferença não foi significativa (cognitiva - $t(210) = 0,756$, $p > 0,05$; e afetiva - $t(210) = - 0,47$, $p > 0,05$). O efeito da diferença também foi irrisório (cognitiva - d de Cohen = 0,11; e afetiva - d de Cohen = 0,01).

Ao realizar a AFE no SPSS (tabela 4), não foram gerados os testes de Bartlett e KMO, e percebeu-se que alguns itens tiveram cargas elevadas em outros fatores, diferentes dos sugeridos pela escala original (Veiga, 2013). Notou-se também que os itens COM-13 e COM14 demonstraram os mesmos valores entre si.

Tabela 4 - Primeira Análise Fatorial Exploratória

| Dimensão | Itens | Fatores ^a | |
|----------------|--------|----------------------|--------------|
| | | Carga | Comunalidade |
| Cognitiva | COG-01 | 0,690 | 0,491 |
| | COG-02 | 0,429 | 0,289 |
| | COG-03 | 0,684 | 0,484 |
| | COG-04 | 0,451 | 0,224 |
| | COG-05 | 0,683 | 0,493 |
| Afetiva | AFE-06 | 0,792 | 0,643 |
| | AFE-07 | 0,851 | 0,749 |
| | AFE-08 | 0,840 | 0,743 |
| | AFE-09 | 0,794 | 0,684 |
| | AFE-10 | 0,866 | 0,761 |
| Comportamental | COM-11 | 0,427 | 0,497 |
| | COM-12 | 0,546 | 0,495 |
| | COM-13 | 0,944 | 0,895 |
| | COM-14 | 0,944 | 0,895 |
| | COM-15 | 0,195 | 0,411 |
| Agêntica | AGE-16 | 0,800 | 0,669 |
| | AGE-17 | 0,790 | 0,662 |
| | AGE-18 | 0,837 | 0,712 |
| | AGE-19 | 0,856 | 0,742 |
| | AGE-20 | 0,744 | 0,578 |

Nota: a = Método de Extração: análise de componente principal. Método de Rotação: Varimax com Normalização de Kaiser.

Fonte: Elaborada pelo autor.

Decidiu-se excluir o item COM-13 e realizar a AFE novamente (tabela 5), por compreender que, de acordo com a cultura brasileira, “perturbar durante a aula propositadamente” e “ser mal educado com o professor” são similares.

Tabela 5 - Segunda Análise Fatorial Exploratória

| Dimensão | Itens | Fatores ^a | | KMO | Esfericidade de Bartlett | | |
|----------------|--------|----------------------|--------------|-------|--------------------------|-----|---------|
| | | Carga | Comunalidade | | Qui-Quad. | Gl | Sig |
| Cognitiva | COG-01 | 0,652 | 0,479 | 0,815 | 1642,895 | 171 | < 0,001 |
| | COG-02 | 0,452 | 0,304 | | | | |
| | COG-03 | 0,725 | 0,533 | | | | |
| | COG-04 | 0,509 | 0,272 | | | | |
| | COG-05 | 0,761 | 0,596 | | | | |
| Afetiva | AFE-06 | 0,796 | 0,659 | | | | |
| | AFE-07 | 0,850 | 0,750 | | | | |
| | AFE-08 | 0,841 | 0,750 | | | | |
| | AFE-09 | 0,789 | 0,699 | | | | |
| | AFE-10 | 0,867 | 0,761 | | | | |
| Comportamental | COM-11 | 0,755 | 0,667 | | | | |
| | COM-12 | 0,852 | 0,751 | | | | |
| | COM-14 | 0,625 | 0,407 | | | | |
| | COM-15 | 0,365 | 0,415 | | | | |
| Agêntica | AGE-16 | 0,805 | 0,671 | | | | |
| | AGE-17 | 0,792 | 0,663 | | | | |
| | AGE-18 | 0,838 | 0,711 | | | | |
| | AGE-19 | 0,860 | 0,749 | | | | |
| | AGE-20 | 0,738 | 0,577 | | | | |

Nota: a = Método de Extração: análise de componente principal. Método de Rotação: Varimax com Normalização de Kaiser.

Fonte: Elaborada pelo autor.

A tabela 5 demonstrou que, após a exclusão do item COM-13, os resultados de KMO > 0,5 (0,815) e Bartlett (1642,895, gl 171) $p < 0,001$, confirmaram a adequação da análise fatorial, da correlação entre os elementos e do tamanho da amostra para analisar os fatores.

Análise Fatorial Confirmatória (AFC).

A tabela 6 apresenta os índices de ajustes do modelo multifatorial para a escala de Envolvimento do aluno com a Escola (Veiga, 2013).

Tabela 6 - Índices de ajustes do modelo multifatorial para a escala EAE (Veiga, 2013)

| χ^2 (gl) | χ^2 /gl | CFI | TLI | SRMR | RMSEA (90% IC) |
|---------------|--------------|-------|-------|-------|-----------------------|
| 122,212 (146) | 0,837 | 1,000 | 1,015 | 0,072 | 0,000 (0,000 – 0,011) |

Fonte: Elaborada pelo autor.

Após realizar a AFCMF, Tabela 7, percebe-se que apenas o item COM14 apresentou $p > 0,05$, possuindo a menor carga fatorial do modelo.

Tabela 7 – Carga Fatorial

| Factor | Indicator | Symbol | Estimate | Std. Error | z-value | p | 95% Confidence Interval | |
|----------------|-----------|----------------|----------|------------|---------|--------|-------------------------|-------|
| | | | | | | | Lower | Upper |
| Cognitiva | COG01 | λ_{11} | 0.650 | 0.088 | 7.364 | <.001 | 0.477 | 0.823 |
| | COG02 | λ_{12} | 0.394 | 0.066 | 5.969 | <.001 | 0.264 | 0.523 |
| | COG03 | λ_{13} | 0.538 | 0.071 | 7.585 | <.001 | 0.399 | 0.677 |
| | COG04 | λ_{14} | 0.272 | 0.063 | 4.339 | <.001 | 0.149 | 0.394 |
| | COG05 | λ_{15} | 0.627 | 0.086 | 7.326 | <.001 | 0.459 | 0.794 |
| Afetiva | AFE06 | λ_{21} | 0.619 | 0.079 | 7.869 | <.001 | 0.465 | 0.773 |
| | AFE07 | λ_{22} | 0.914 | 0.053 | 17.128 | <.001 | 0.809 | 1.018 |
| | AFE08 | λ_{23} | 0.829 | 0.052 | 15.975 | <.001 | 0.727 | 0.931 |
| | AFE09 | λ_{24} | 0.751 | 0.053 | 14.151 | <.001 | 0.647 | 0.855 |
| | AFE10 | λ_{25} | 0.732 | 0.068 | 10.746 | <.001 | 0.598 | 0.865 |
| Comportamental | COM11 | λ_{31} | 0.245 | 0.051 | 4.844 | <.001 | 0.146 | 0.344 |
| | COM12 | λ_{32} | 0.142 | 0.041 | 3.498 | <.001 | 0.062 | 0.221 |
| | COM14 | λ_{33} | 0.004 | 0.005 | 0.850 | 0.395* | -0.005 | 0.013 |
| | COM15 | λ_{34} | 0.655 | 0.106 | 6.159 | <.001 | 0.446 | 0.863 |
| Agêntica | AGE16 | λ_{41} | 0.738 | 0.057 | 12.854 | <.001 | 0.625 | 0.850 |
| | AGE17 | λ_{42} | 0.918 | 0.070 | 13.068 | <.001 | 0.780 | 1.056 |
| | AGE18 | λ_{43} | 0.875 | 0.065 | 13.492 | <.001 | 0.748 | 1.002 |
| | AGE19 | λ_{44} | 0.885 | 0.062 | 14.280 | <.001 | 0.763 | 1.006 |
| | AGE20 | λ_{45} | 0.778 | 0.074 | 10.548 | <.001 | 0.633 | 0.922 |

Nota: * = $p > 0,05$.

Fonte: Elaborada pelo autor.

Ao analisar a correlação entre as dimensões por meio das AFC, percebe-se que apenas a associação comportamental-agêntica apresentou $p > 0,05$, conforme tabela 8.

Tabela 8 – Covariância dos Fatores

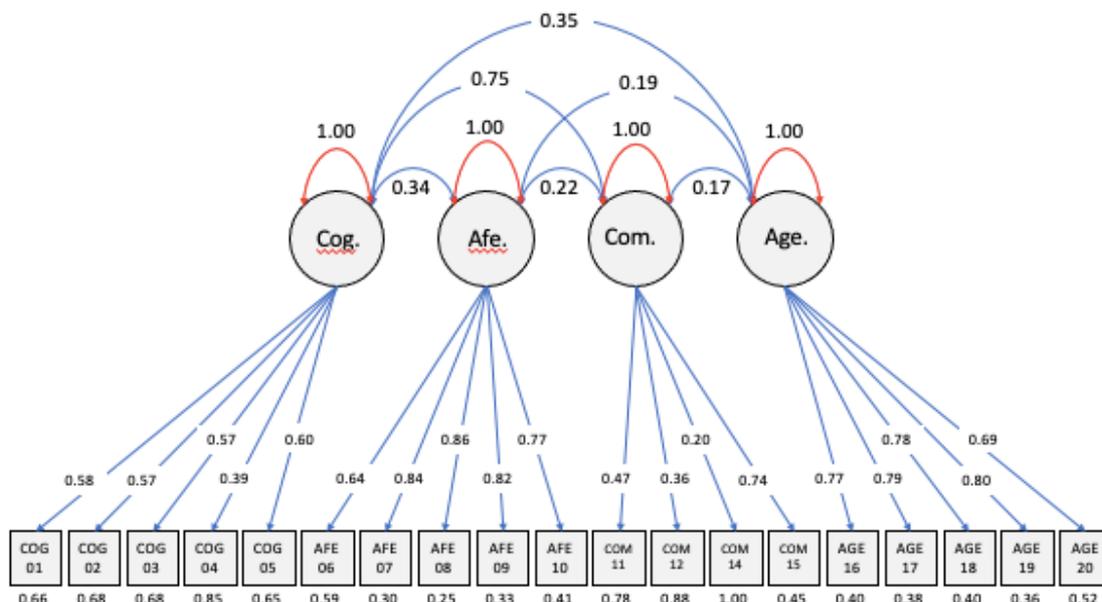
| | | Estimado | Erro Padrão | Valor z | p | 95% Intervalo de Confiança | |
|----------------|------------------|----------|-------------|---------|---------------------|----------------------------|-------|
| | | | | | | Menor | Maior |
| Cognitiva | ↔ Afetiva | 0.344 | 0.076 | 4.516 | <.001* | 0.194 | 0.493 |
| Cognitiva | ↔ Comportamental | 0.747 | 0.088 | 8.502 | <.001* | 0.575 | 0.919 |
| Cognitiva | ↔ Agêntica | 0.350 | 0.082 | 4.248 | <.001* | 0.188 | 0.511 |
| Afetiva | ↔ Comportamental | 0.223 | 0.093 | 2.408 | 0.016** | 0.042 | 0.405 |
| Afetiva | ↔ Agêntica | 0.185 | 0.074 | 2.492 | 0.013** | 0.040 | 0.331 |
| Comportamental | ↔ Agêntica | 0.174 | 0.090 | 1.939 | 0.052 ^{ns} | -0.002 | 0.350 |

Nota: * = $p < 0,001$; ** = $p < 0,05$; ns = não significativa.

Fonte: Elaborada pelo autor.

A figura 1 apresenta a estrutura e as cargas fatoriais dos itens da escala de Envolvimento do Aluno com a Escola (Veiga, 2013).

Figura 1 - Estrutura das Cargas Fatoriais da EAE.



Nota: Cog = Cognitivo; Afe = Afetivo; Com = Comportamental; Age = Agêntico.

Fonte: Elaborada pelo autor.

A AFCMG realizada por meio do software JASP, sugere os seguintes ajustes de correlação (tabela 9):

Tabela 9 - Covariância dos Resíduos

| | Mod. Ind. | EPC |
|---------------|-----------|--------|
| COM11 ↔ COM12 | 9.502 | 0.108 |
| AFE06 ↔ AFE10 | 6.116 | 0.278 |
| COG02 ↔ AGE18 | 4.782 | 0.117 |
| AFE06 ↔ AGE20 | 4.522 | -0.176 |
| COM11 ↔ COM15 | 4.241 | -0.149 |

Fonte: Elaborada pelo autor.

Optou-se por não proceder com os ajustes na análise, pois melhoraria o resultado, mas não alteraria o modelo, persistindo com a mesma necessidade de ajustes em outros estudos.

Quando avaliada se a escala é invariante entre os alunos do turno matutino e noturno, obteve-se os seguintes resultados (tabela 10).

Tabela 10 - Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG) para EAE

| EAE | Goodness-of-fit indexes | | | | |
|------------------------|-------------------------|-------|-------|-------|-------|
| | RMSEA (90% IC) | SRMR | TLI | CFI | ΔCFI |
| Invariância Configural | 0,000 (0,000 - 0,118) | 0,032 | 1,060 | 1,000 | - |
| Invariância Métrica | 0,000 (0,000 - 0,090) | 0,046 | 1,054 | 1,000 | 0.000 |
| Invariância Escalar | 0,000 (0,000 - 0,105) | 0,056 | 1,001 | 1,000 | 0.000 |

Fonte: Elaborada pelo autor.

Conforme pode ser visto na tabela 9, os resultados acatam a invariância configural, métrica e escalar, demonstrando que a EAE é uma medida equivalente para alunos que estudam no turno matutino e noturno, o que permite a comparação entre os grupos.

CONCLUSÕES

A escala de Envolvimento do Aluno com a Escola, ao ser utilizadas com estudantes do ensino superior público durante a pandemia da COVID19, que cursavam a disciplina Estratégias de Marketing, em uma amostra de 212 alunos (71 do turno matutino e 141 do noturno), demonstrou índices relevantes de engajamento nas dimensões Cognitiva (média 19,05 de 25 pontos), Afetiva (média 20,02 de 25 pontos), Comportamental (média 23,42 25 pontos) e Agêntica, com o menor nível (média 14,37 de 25 pontos).

Ao realizar a AFE, percebeu-se a necessidade de excluir o item COM-13, por apresentar sentido equivalente ao item COM-14, tendo o segundo uma descrição mais adequada ao contexto brasileiro para os alunos do ensino superior.

A AFCMF demonstrou a necessidade de rever alguns itens da própria escala, a partir dos índices de ajustes, sinalizando que há itens que podem explicar mais de um fator. Sugere-se então rever os itens da escala de Envolvimento do Aluno com a Escola, para diminuir possíveis fragilidades do instrumento ao contexto brasileiro, sobretudo, em relação ao perfil dos estudantes do ensino superior.

A EAE é invariante ao turno dos alunos, possibilitando seu uso para comparar o nível de engajamento dos estudantes que estudam no turno matutino e os que estudam à noite.

REFERÊNCIAS

- Asparouhov, T., & Muthen, B. (2010). Simple second order chi-square correction. Unpublished manuscript. Available at https://www.statmodel.com/download/WLSMV_new_chi21.pdf.
- Bastianello, M. R., Pacico, J. C., & Hutz, C. S. (2014). Optimism, self-esteem and personality: adaptation and validation of the Brazilian Version Of The Revised Life Orientation Test (LOT-R). *Psico-USF*, 19(3), 523-531. doi: 10.1590/1413-82712014019003014
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd Ed). Guilford Press.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- DiStefano, C., Morgan, G. B. (2014). A Comparison of Diagonal Weighted Least Squares Robust Estimation Techniques for Ordinal Data. *Structural Equation Modeling*, 21(3), 425-438. doi: 10.1080/10705511.2014.915373.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. doi:10.1177/0013164417719308
- Fredericks, J. (2011) Measuring student engagement in upper elementary through high school: a description of 21 instruments. In: *Regional Educational Laboratory Program: Issues & Answers*. 98.
- Haukoos, J. S., & Lewis, R. J. (2005). Advanced statistics: Bootstrapping confidence intervals for statistics with "difficult" distributions. *Academic Emergency Medicine*, 12(4), 360-365. doi:10.1197/j.aem.2004.11.018
- Hauck-Filho, N., Teixeira, M. A. P., Machado, W. L., & Bandeira, D. R. (2012). Marcadores reduzidos para a avaliação da personalidade em adolescentes. *Psico-USF*, 17(2), 253-261.
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavioral Research Methods*, 48(3), 936-49doi: 10.3758/s13428-015-0619-7.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2019c). Robust Promin: a method for diagonally weighted factor rotation. Technical report, URV. Tarragona, Spain.
- Nascimento, E. R. (2021) Engajamento Docente E Coreografias Institucionais: um estudo sobre cursos superiores de tecnologia ofertados por meio de uma educação híbrida a partir de um web currículo. Tese de Doutorado, defendida no dia 22 de junho de 2021, sob orientação da professora doutora Maria Auxiliadora Soares Padilha, do Programa de Pós-Graduação de Educação Matemática e Tecnológica (EDUMATEC). Universidade Federal de Pernambuco (UFPE).

- Nascimento, E. R.; Anjos, F. L. M. R.; Silva, C. L.; Padilha, M. A. (2019) Facebook como Palco de uma Coreografia Didática: uma análise sobre o engajamento estudantil In: Inovações Pedagógica e Coreografias Didáticas: das tecnologias e metodologias às práticas efetivas.1 ed. São Paulo: Editora Cajuína.
- Nascimento, E.R; Brito, I. P. L.; Silva, A. G. P. (2020) Aprendizagem em ambientes multitarefas. Uma realidade na Cultura Maker. REVISTA DE ESTILOS DE APRENDIZAJE. v.13, p.157 - 170. Disponível em: <http://revistaestilosdeaprendizaje.com/article/view/2036>. Acesso em: 16 jun. 2022.
- Nascimento, E. R.; Padilha, M. A. (2020) Aprendizagem por meio do ensino híbrido na educação superior: narrando o engajamento dos estudantes. Revista Diálogo Educacional, [S. l.], v. 20, n. 64. DOI: 10.7213/1981-416X.20.064.A004. Disponível em: <https://periodicos.pucpr.br/dialogoeducacional/article/view/25579>. Acesso em: 16 jun. 2022.
- Nascimento, E. R.; Padilha, M. A. S. (2021) (org.) Engajamento: estudantil, docente e institucional. Joinville: Clube de Autores.
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 173-184. doi: 10.1177/01466216970212006
- Reckase, M. D. (1985). The difficulty of test items that measure more than one ability. *Applied Psychological Measurement*, 9, 401-412. doi:10.1177/014662168500900409
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. doi:10.1037/a0023353.
- Valentini, F., & Damásio, B. F. (2016). Variância Média Extraída e Confiabilidade Composta: Indicadores de Precisão. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(2). <https://doi.org/10.1590/0102-3772e322225>
- Veiga, F. H. (2013) Envolvimento dos Alunos Na Escola: elaboração de uma nova escala de avaliação. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, No1-Vol.1. ISSN: 0214-9877. pp:441-450.