

doi: <https://doi.org/10.15446/rcp.v27n1.64467>

Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão: Evidências de Validade Fatorial e Precisão

VALDINEY VELOSO GOUVEIA

Universidade Federal da Paraíba, Paraíba, Brasil

HYSLA MAGALHÃES DE MOURA

Universidade Estadual do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil

LAYRTTHON CARLOS DE OLIVEIRA SANTOS

ANDERSON MESQUITA DO NASCIMENTO

ÍTALO DE OLIVEIRA GUEDES

Universidade Federal da Paraíba, Paraíba, Brasil

RILDÉSIA SILVA VELOSO GOUVEIA

Centro Universitário de João Pessoa, João Pessoa, Brasil



Excepto que se establezca de otra forma, el contenido de esta revista cuenta con una licencia Creative Commons “reconocimiento, no comercial y sin obras derivadas” Colombia 2.5, que puede consultarse en: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/co>

Como citar o artigo: Gouveia, V. V., Moura, H. M. de, Santos, L. C. de O., Nascimento, A. M. do, Guedes, I. de O., & Gouveia, R. S. V. (2018). Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão: evidências de validade fatorial e precisão. *Revista Colombiana de Psicología*, 27, 27-40. <https://doi.org/10.15446/rcp.v27n1.64467>

A correspondência relacionada com este artigo deve estar dirigida a Doutor Valdiney Veloso Gouveia, e-mail: vvgouveia@gmail.com. Universidade Federal da Paraíba, Paraíba, Brasil. Endereço para correspondência: Universidade Federal da Paraíba, CCHLA – Departamento de Psicologia, Bloco C, sala 1 cep 58051-900, João Pessoa-PB.

ARTIGO DE PESQUISA CIENTÍFICA

RECEBIDO: 27 DE ABRIL DE 2017 – ACEITO: 22 DE OUTUBRO DE 2017

Resumo

Este estudo objetivou adaptar ao contexto brasileiro a *Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão* (EAT-A), reunindo evidências de sua validade fatorial e consistência interna. Participaram 441 estudantes ($M=16$ anos, 54,6% do sexo feminino), divididos aleatoriamente em dois grupos. Todos responderam à EAT-A e a perguntas demográficas. A análise de componentes principais revelou uma estrutura bifatorial, cujos fatores apresentaram alfas de Cronbach (α) superiores a .80 (G_p). Essa estrutura foi corroborada através da análise fatorial confirmatória (e.g., CFI=.87 e RMSEA=.08). Concluiu-se que essa escala mostrou-se psicometricamente adequada e reuniu evidências de validade fatorial e consistência interna, podendo ser utilizada para mensurar plágio em contexto acadêmico.

Palavras-chave: admissão, plágio, precisão, validade.

Cheating Admission Self Report Scale: Evidence of Factorial Validity and Precision

Abstract

This study aimed to adapt the Cheating Admission Self Report Scale (CASRS) to the Brazilian context and collect evidence on factorial validity and internal consistency. 441 students participated ($M=16$ years, 54.6% females), randomly divided in two groups. All responded to CASRS and to demographic questions. The analysis of the main components demonstrated a bifactor structure, whose factors presented Cronbach's alphas (α) greater than .80 (G_p). This structure was corroborated by means of confirmatory factor analysis (for example, CFI = .87 and RMSEA = .08). The scale was shown to be psychometrically adequate and there was evidence of factorial validity and internal consistency; the scale can be used to measure plagiarism in the academic context.

Keywords: admission, plagiarism, precision, validity.

Escala de Autoinforme de Trampa-Admisión: Evidencias de Validez Factorial y Precisión

Resumen

El estudio tuvo como fin adaptar al contexto brasileño la *Escala de Autoinforme de Trampa-Admisión* (EAT-A), reuniendo evidencias de su validez factorial y consistencia interna. Participaron 441 estudiantes ($M=16$ años, 54,6% del sexo femenino), divididos al azar en dos grupos. Todos respondieron a EAT-A y a preguntas demográficas. El análisis de componentes principales evidenció una estructura bifactorial, cuyos factores presentaron alfas de Cronbach (α) superiores a .80 (G_p). Esta estructura fue corroborada por medio de análisis factorial confirmatorio (por ejemplo, CFI=.87 y RMSEA=.08). Se concluyó que esta escala se mostró psicométricamente adecuada y reunió evidencias de validez factorial y consistencia interna, y puede utilizarse para mensurar plagio en contexto académico.

Palabras clave: admisión, plagio, precisión, validez.

É COMUM no dia a dia se ouvir expressões como “desonestidade acadêmica”, “má conduta acadêmica” e “trapaça acadêmica”, referindo-se a transgressões no âmbito estudantil. Não obstante, enquanto “desonestidade” é uma terminologia mais abstrata, “má conduta” e “trapaça” compreendem comportamentos específicos de práticas educacionais indevidas (Park, Park, & Jang, 2013), sendo mais frequentemente tratados na literatura, inclusive de forma intercambiável. Neste estudo, adota-se esta última nomenclatura para descrever um problema generalizado de conduta que pode ser verificado em diferentes níveis educacionais (Kumar & Devi, 2016), apresentando taxas alarmantes entre os jovens (Awdry & Sarre, 2013; LaDuke, 2013), implicando aproximadamente dois terços dos universitários, que relataram sua prática em algum momento de sua trajetória estudantil (McKibban & Burdsal, 2013).

A trapaça acadêmica (e.g., colar nos exames, colocar nomes em trabalhos de terceiros) se refere ao desenvolvimento de condutas desviantes realizadas para aquisição de ganhos de maneira ilícita (Freiburger, Romain, Randol, & Marcum, 2016), implicando a concordância das reais intenções de obter vantagens (Alleyne & Phillips, 2011; Simha, Armstrong, & Albert, 2012). Logo, sua delimitação envolve ações tidas como ilegais, antiéticas, imorais e infratoras de regras e regulamentos institucionais (Kumar & Devi, 2016).

Diferentes fatores têm sido apontados para a inserção e manutenção deste comportamento, a exemplo da pressão inerente do contexto acadêmico (Freiburger et al., 2016) ou mesmo o comportamento dos pares (aprendizagem vicária; Farnese, Tramontano, Fida, & Paciello, 2011; Veludo-de-Oliveira, Aguiar, Queiroz, & Barriello, 2014). Nesse sentido, Miller, Shoptaugh e Wooldridge (2011) apontam três razões para o desenvolvimento ou não de atos desse tipo, a saber: (a) metas de aprendizagem, (b) códigos morais pessoais e (c) punições ou consequências negativas a respeito. Destacam-se, ainda, que diversos fatores que podem ser considerados

no momento de pensar a trapaça como um problema de considerável impacto nas esferas pessoal e social. Por exemplo, ela prejudica o processo de avaliação e compromete a atividade pedagógica dos professores (Romaneli, 2014). Ela pode também prever atos futuros de fraude (Williams & Williams, 2012), uma vez que fazem mais prováveis posteriores condutas desse tipo em estudos avançados de pós-graduação e mesmo na vida profissional (Baldwin, Daugherty, Rowley, & Schwartz, 1996; LaDuke, 2013), denotando consequências a longo prazo (Smith, Langenbacher, Kudlac, & Fera, 2013). Fonseca (2009) ainda aponta que a trapaça pode ser um indicador de outras condutas graves, como alguns comportamentos antissociais e consumo de drogas. Ademais, em seu estudo, este autor traz que os alunos que confessavam ter realizado algum tipo de fraude na escola apresentavam mais falta de autocontrole e maiores problemas de atenção.

Há de se ressaltar que os comportamentos de fraude acadêmica são muito frequentes em todas as instituições de ensino em diversos ciclos, incluindo os ensinos básico e superior (Lambert, Hogan, & Barton, 2003; Spinak, 2014). Contudo, tais condutas costumam ser comuns já na adolescência, período em que, segundo Fonseca (2009), as exigências escolares aumentam e os resultados nas avaliações influenciam diretamente no desempenho. Porém, segundo esse mesmo autor, conforme os estudantes progridem com essas práticas nos anos escolares, aumenta a probabilidade de se envolverem em comportamentos de trapaça acadêmica. Parece evidente, pois, estudar o construto trapaça acadêmica; para isso, é necessário, como primeiro passo, contar com medidas adequadas a respeito. Precisamente nessa direção têm sido realizadas pesquisas para medir e conhecer os correlatos das condutas desviantes (Giluk & Postlethwaite, 2015), tendo sido realizados esforços em diversos países, como China (Gentina, Tang, & Gu, 2015), Croácia (Đogaš, Jerončić, Marušić, & Marušić, 2014), Estados Unidos (Brown-Wright et al., 2013),

Irlanda (Ballantine, Larres, & Mulgrew, 2014) e, inclusive, Brasil (Pimenta & Pimenta, 2015).

Quanto à mensuração da trapaça acadêmica, Williams, Nathanson e Paulhus (2010) apontam que, no contexto acadêmico, os professores utilizam métodos variados, indo desde a simples observação ao uso de tecnologia, a exemplo da utilização da internet em celulares ou *Tablet*, para identificar a trapaça. No âmbito das pesquisas, os pesquisadores têm empregado métodos distintos que englobam o acesso a episódios específicos de “cola”, autorrelatos gerais e específicos sobre desonestidade e intenção de trapacear em diferentes cenários (Chapman, Davis, Toy, & Wright, 2004). Em qualquer dos casos, faz-se necessário contar com instrumentos que reúnam evidências de validade e precisão, parâmetros exigidos, sobretudo, em escalas, inventários e questionários.

A propósito das medidas de autorrelato (psicométricas), diversas têm sido disponibilizadas na literatura com o fim de avaliar a fraude acadêmica e têm contemplado atitudes ante a trapaça acadêmica e a manifestação de comportamentos correspondentes, por exemplo. Dentre as principais medidas utilizadas, pode-se citar a *Escala de Atitudes diante da Trapaça Acadêmica* (Gardner & Melvin, 1988), que é composta por 34 itens que avaliam atitudes quanto à desonestidade no contexto acadêmico. A *Escala de Comportamentos de Trapaça* (Newstead, Franklyn-Stokes, & Armstead, 1996), formada por 21 itens, é outra medida comumente empregada e avalia a manifestação da trapaça nesse contexto. Uma terceira medida, apresentando-se como mais parcimoniosa, foi desenvolvida por Anderman, Griesinger e Westerfield (1998), intitulada *Escala de Trapaça no Contexto Acadêmico*, que reúne apenas sete itens para avaliar comportamentos e motivações para trapacear.

É preciso destacar uma medida desse construto que foi proposta mais recentemente, nomeada *Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão* (EAT-A; Paulhus, Williams, & Nathanson, 2004), a qual pretende mensurar o comportamento de trapaça focando em sua admissibilidade. Elaborada em

outro contexto cultural, ainda não oferece evidências de validade e precisão que considerem sua estrutura presumivelmente multifatorial, o que motivou o presente estudo. Além de adaptá-la à realidade brasileira, será a primeira oportunidade para testar a estrutura fatorial proposta por seus autores e checar a consistência interna do conjunto total de itens e dos fatores respectivos. Entretanto, antes de descrever o estudo em que se leva a cabo esse processo, procura-se descrevê-la mais pormenorizadamente.

Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão (EAT-A)

Esta é uma medida de autorrelato, tipo “lápiz e papel”, desenvolvida originalmente no Canadá, em língua inglesa, por Paulhus et al. (2004). Está formada por 26 itens, 18 deles designados para avaliar a ocorrência da trapaça no contexto escolar e 8 elaborados para avaliar comportamentos trapaceiros em geral; especificamente, alguns desses itens avaliam a trapaça acadêmica propriamente dita (e.g., “Copiei respostas de uma prova de outras pessoas sem que elas soubessem” ou “Concordei que alguém copiasse minhas respostas de uma prova”), e outros focam na trapaça mais genericamente (e.g., “Fiz *download* de filmes piratas na internet” ou “Recebi uma multa de velocidade por estar em alta velocidade”). Esses itens são respondidos em escala *Likert* de cinco pontos, que varia de 1 (*Discordo totalmente*) a 5 (*Concordo totalmente*).

Os 18 itens previamente indicados, que interessam no presente estudo, são considerados em conjunto e sugerem uma medida geral da trapaça acadêmica, além de apresentarem consistência interna adequada. Apesar de contar com poucos itens, esse coeficiente é superior ao que tem sido observado para outras medidas destinadas a avaliar esse construto, como a *Escala de Atitudes diante da Trapaça Acadêmica* (Gardner & Melvin, 1988), a *Escala de Autorrelato de Desonestidade Acadêmica* (McCabe & Trevino, 1993) e a *Escala de Trapaça no Contexto Acadêmico* (Anderman, Griesinger,

& Westerfield, 1998). Porém, nada é conhecido sobre a adequação da estrutura trifatorial (*realização perfeita, medo de castigo e inibição moral*) proposta por Paulhus et al. (2004), menos ainda sobre a consistência interna desses fatores. Não obstante, isso não impediu que essa medida fosse empregada para avaliar a trapaça acadêmica de uma forma geral e conhecer os seus correlatos (Hensley, Kirkpatrick, & Burgoon, 2013; Johnson, 2015; Williams, 2007).

Em razão do anteriormente comentado, parece relevante conhecer as propriedades psicométricas da medida de trapaça entre jovens estudantes do ensino médio, considerando instituições brasileiras públicas e privadas. Especificamente, pretende-se conhecer evidências de sua validade fatorial e consistência interna, mas também conhecer a qualidade de seus itens, realizando previamente uma análise de seu poder discriminativo. Estes foram, então, os objetivos do presente estudo. Resta, entretanto, justificar a escolha do público-alvo, isto é, estudantes secundaristas. Como já descrita, a trapaça acadêmica está presente em todas as fases do ensino e é notória na adolescência, quando os estudantes estão no ensino médio, com tendência a aumentar em anos posteriores. Portanto, a má conduta acadêmica realizada durante os ensinamentos básico e, sobretudo, médio podem se perpetuar no ensino superior (Baldwin et al., 1996; Lambert et al., 2003). Porém, apesar de desejável que se conheça o problema em seu começo, a maioria dos estudos sobre a temática e seus correlatos tem se centrado em estudantes universitários (Romaneli, 2014).

Estudos psicométricos, como os apresentados aqui, compreendem um passo inicial para a proposição de instrumentos que apresentem evidências de validade e precisão, favorecendo a apreensão e compreensão de fenômenos psicológicos. Estes são particularmente importantes quando não existem ou são escassas as medidas sobre determinado construto, como é o caso da trapaça no contexto brasileiro.

Método

Participantes

Contou-se com a participação de 441 estudantes do ensino médio de escolas públicas (53,5%) e privadas (46,5%) de João Pessoa, Paraíba-PB. Estes tinham idades entre 14 e 25 anos ($M=16.1$; $DP=1.14$), sendo a maioria do sexo feminino (54,6%), solteira (91,6%), católica (46,5%) e de classe média autodeclarada (58,3%). Tratou-se de amostra de conveniência (não probabilística), da qual participaram aqueles que, quando solicitados, concordaram em colaborar voluntariamente. Para o cálculo do tamanho amostral, utilizou-se o critério de ter pelo menos dez participantes por descritor (Nunally, 1991). Portanto, os tamanhos amostrais não deveriam ser inferiores a 180 participantes em cada estudo, uma vez que foram considerados apenas os itens relativos à trapaça em contexto acadêmico. Com vistas a realizar análises estatísticas exploratórias, confirmatórias e de consistência interna, dividiu-se aleatoriamente esse grupo em dois: G_1 ($n=212$), cuja idade média foi de 16.1 anos ($DP=1.02$), a maioria do sexo feminino (51,5%), solteira (90,8%), católica (45,4%) e de classe média autodeclarada (57,1%), e G_2 ($n=229$), formado por participantes com idade média de 16.2 anos ($DP=1.23$), a maioria do sexo feminino (64,2%), solteira (81,3%), católica (41,8%) e de classe média autodeclarada (59,4%).

Instrumentos

Os participantes receberam um livreto com duas partes principais, descritas abaixo.

Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão (EAT-A). Este instrumento foi elaborado por Paulhus et al. (2004); compõe-se de 26 itens (e.g., “Copiei respostas de uma prova de outras pessoas sem que elas soubessem” ou “Pedi para alguém fazer a prova no meu lugar”), sendo 8 itens distratores, que tratam da trapaça no contexto geral, e 18 focados na trapaça no contexto acadêmico ($\alpha=.85$). Todos são respondidos em escala de cinco pontos, tipo Likert, que varia entre 1 (*Discordo Totalmente*)

e 5 (*Concordo Totalmente*). Detalhes sobre seus parâmetros psicométricos foram previamente mencionados.

Questionário demográfico. Este teve o propósito de caracterizar os participantes do estudo; incluíram-se seis perguntas nessa direção: sexo, idade, estado civil, religião, classe social e tipo de escola.

Procedimento

A versão original da EAT-A, em inglês, foi traduzida para o português por meio da técnica de *back translation*. Contou-se com a participação de dois psicólogos sociais fluentes em ambos os idiomas, sendo o primeiro responsável pela tradução da versão original para o português e o segundo pela tradução reversa, do português para o inglês, sendo esta última versão comparada com a original por dois dos autores deste artigo. Comprovando-se a equivalência das versões, a versão em português foi submetida à validação semântica, que contou com a participação de dez estudantes do início do ensino médio. Unicamente foram realizadas poucas modificações, configurando-se a versão final brasileira, que poderá ser solicitada a qualquer um dos autores.

Uma vez ajustado o instrumento, contataram-se as direções das escolas públicas e privadas que, após terem conhecido os objetivos do estudo e assinado o termo de responsabilidade, autorizaram sua realização e agendaram horários para a coleta de dados. A aplicação dos instrumentos foi feita por dois dos autores, em ambiente coletivo de sala de aula, porém os participantes responderam individualmente ao questionário. Assegurou-se a todos o anonimato no estudo e indicou-se sua natureza voluntária, que implicava em poder deixar o estudo a qualquer momento sem que isso ocasionasse ônus. Os participantes com 18 ou mais anos de idade tiveram que ler e assinar o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido, respeitando-se as recomendações éticas

relacionadas às pesquisas com seres humanos, conforme a Resolução 466/2012, do Conselho Nacional de Saúde. Em média, foram necessários 15 minutos para concluir a participação no estudo.

Análise de Dados

Utilizando o PASW (versão 21), realizou-se inicialmente a inversão dos itens para calcular uma pontuação total cuja mediana possibilitou definir os grupos-critério inferior e superior, calculando-se o poder discriminativo dos itens por meio do teste *t*, isto é, checkou-se em que medida cada item seria capaz de diferenciar pessoas com magnitudes próximas no construto trapaça. A partir de então, passou-se a verificar a fatorabilidade da matriz de correlação inter-itens considerando os critérios de Kaiser-Meyer-Olkin e o Teste de Esfericidade de Bartlett. Logo, realizou-se uma análise de componentes principais (ACP) sem fixar número de fatores ou tipo de rotação, checkando o número de dimensões segundo os critérios de Kaiser, Cattell e Análise Paralela, priorizando este último por ser mais robusto. Conhecido o número de dimensões, realizou-se uma nova ACP com rotação oblíqua (*direct oblimin*), coerente com o estudo de elaboração dessa medida (Paulhus et al., 2004).

Posteriormente, o programa Amos (versão 21) foi utilizado para realizar uma análise fatorial confirmatória (AFC), com vistas a comprovar a estrutura fatorial inicialmente observada. Nesse caso, empregou-se o estimador ML (*Maximum Likelihood*), admitindo-se como aceitáveis os seguintes indicadores de ajuste (Tabachnick & Fidell, 2013): (a) razão χ^2 / gl (razão qui-quadrado/graus de liberdade), esperando-se valores entre 2 e 3, porém admitindo-se até 5; (b) GFI (Goodness-of-Fit Index), AGFI (Adjusted Goodness-of-Fit Index) e CFI (Comparative Fit Index), cujos coeficientes variam de 0 a 1, aceitando-se como adequados aqueles iguais ou superiores a .90; e (c) RMSEA (Root-Mean-Square Error of Approximation), cujos valores devem ficar entre .05 e .08, admitindo-se até .10. Destaca-se, ainda, que se verificou a

consistência interna dos fatores nas duas amostras, utilizando-se então o programa PASW.

Resultados

Os achados são a seguir divididos em duas partes principais. Primeiramente, foca-se em conhecer a adequação do conjunto de itens e a estrutura fatorial dessa medida, considerando o primeiro grupo de participantes (G_1). Por fim, buscou-se comprovar a estrutura fatorial resultante das análises prévias, utilizando para isso o segundo grupo de participantes (G_2). Nos dois grupos, foi calculada a consistência interna dos fatores.

Análise dos Itens, Evidências de Validade Fatorial e Precisão da EAT-A

Primeiramente, decidiu-se checar o poder discriminativo dos itens. No caso, consideraram-se apenas aqueles relativos à trapaça no contexto acadêmico e excluíram-se os itens referentes à trapaça no geral. Como primeiro passo, a fim de criar uma pontuação total a partir da qual pudesse definir os grupos-critério internos e calcular o poder discriminativo, inverteram-se os itens 12 e 22. Posteriormente, teve-se em conta a mediana ($Mdn=2.11$) para definir os grupos inferior e superior, calculando-se para cada item um teste *t* de Student, checando se conseguia diferenciar estatisticamente as médias de tais grupos ($p<.001$), informação que indica evidência de seu poder discriminativo. Excetuando o item 22 (“Informe ter testemunhado trapaça em uma prova”), todos os demais discriminaram satisfatoriamente; este item foi eliminado e não apareceu nas demais análises. Contudo, o leitor interessado poderá solicitar os resultados completos desta análise.

Comprovado o poder discriminativo dos itens, procurou-se conhecer a estrutura fatorial da EAT-A. Inicialmente, checkou-se a adequação de realizar uma análise fatorial e observou-se indicadores que a suportam [Kaiser-Meyer-Olkin (κ_{MO})=.88 e Teste de Esfericidade de Bartlett, $\chi^2(136)=1496.33, p<.001$]. Empregou-se então a ACP sem fixar rotação ou número de fatores a extrair,

considerando critérios clássicos (Kaiser, Cattell e Horn) para essa decisão. O critério de Kaiser, isto é, valor próprio (*eigenvalue*) igual ou superior a 1, revelou quatro fatores (6.26, 2.12, 1.11 e 1.01) que explicaram conjuntamente 61.7% da variância total. Segundo o critério de Cattell, isto é, a distribuição gráfica dos valores próprios, considerando o ponto de inflexão da curva, poderiam ser retidos dois fatores (Figura 1).

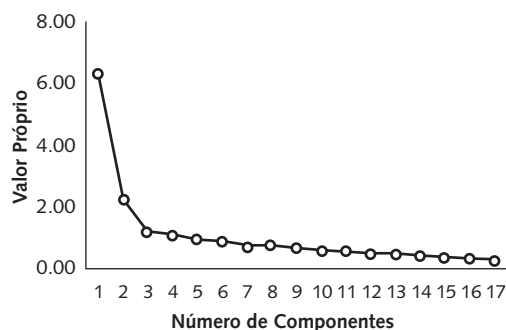


Figura 1. Representação gráfica dos valores próprios da EAT-A.

Para dirimir dúvida sobre o número de componentes a extrair, utilizou-se um terceiro critério, mais robusto (Lorenzo-Seva, Timmerman, & Kiers, 2011), denominado como análise paralela (Horn, 1965). Neste caso, admitiu-se a estrutura de um banco de dados formado por 17 itens e 212 participantes, realizando 1 000 simulações que resultaram nos seguintes quatro valores próprios médios: 1.53, 1.41, 1.33 e 1.26. Comparando esses valores com aqueles observados empiricamente (critério de Cattell), observa-se que apenas os dois primeiros destes foram superiores aos simulados. Portanto, pareceu plausível admitir uma estrutura formada por dois fatores e realizar uma nova ACP em que esse número foi fixado, definindo ainda a extração como oblíqua (*direct oblimin*), admitindo que os dois fatores poderiam estar correlacionados entre eles e formar uma pontuação total de trapaça acadêmica (Paulhus et al., 2004). Fixou-se como aceitável para definição e interpretação do fator uma saturação superior a |.50|, sendo os resultados sumarizados na Tabela 1.

Tabela 1*Estrutura fatorial e consistência interna da EAT-A*

Conteúdo dos itens	Fatores	
	I	II
18. Paguei alguém para ajudar-me a trapacear na prova.	.84	-.31
19. Enganei alguém para ajudar-me a trapacear na prova.	.81	-.32
11. Pedi para alguém fazer a prova no meu lugar.	.75	-.39
15. Vendi um trabalho escolar ou tarefa que escrevi para outra pessoa.	.72	-.28
09. Roubei uma cópia da prova.	.68	-.37
17. Pratiquei <i>bullying</i> ou intimidei alguém com o intuito de ajudar-me a trapacear em uma prova.	.65	-.29
23. Inventei desculpas (por exemplo, doença, morte na família) para evitar fazer uma prova.	.58	-.43
21. Fiz uma prova ou seminário para outra pessoa.	.53	-.01
03. Copiei respostas de uma prova de outras pessoas com elas sabendo.	.22	-.85
02. Copiei respostas de uma prova de outras pessoas sem que elas soubessem.	.30	-.79
08. Trouxe “filas” (colas) escondidas para a prova.	.45	-.75
04. Concordei que alguém copiasse minhas respostas de uma prova.	.24	-.71
25. Me “safei” de uma prova trapaceando.	.48	-.70
13. Usei um dispositivo eletrônico (por exemplo, celular ou calculadora) para trapacear na prova.	.50	-.69
06. Copiei trabalho escolar ou tarefa (pelo menos em parte) de outras fontes (por exemplo, outra pessoa, internet, livros etc.).	.03	-.57
24. Fui pego trapaceando em uma prova (por exemplo, pelo professor, inspetor etc.).	.38	-.51
12. Recusei-me em deixar alguém copiar minhas respostas da prova.	-.15	.32
Número de itens	8	8
Valor próprio	6.26	2.12
% Variância explicada	36.8	12.5
Alfa de Cronbach	.85	.86

Os dois fatores foram responsáveis por explicar 49,3% da variância total. O item 12 (“Recusei-me em deixar alguém copiar minhas respostas da prova”) foi descartado por não apresentar saturação mínima admitida em quaisquer dos fatores. A partir das saturações dos demais itens (matriz-padrão), considerando o seu conteúdo, procurou-se nomear os fatores como se descreve a seguir.

Fator I. Este reuniu oito itens cujas saturações variaram de .53 (Item 21. “Fiz uma prova ou um seminário para outra pessoa”) a .84 (Item 18. Paguei alguém para ajudar-me a trapacear na prova). Seu valor próprio foi de 6.26, o que explicou 36.8% da variância total; em termos de sua consistência interna (precisão), observou-se alfa de Cronbach de .85. Considerando a diversidade de itens, decidiu-se nomeá-lo como *Envolver alguém em trapaça*.

Fator II. Este fator agregou oito itens que apresentaram saturações entre -.51 (Item 24 “Fui pego trapaceando em uma prova [por exemplo, pelo professor, inspetor etc.]”) e -.85 (Item 03 “Copiei respostas de uma prova de outras pessoas com elas sabendo”). Este teve valor próprio de 2.12, o que explicou 12.5% da variância total; seu alfa de Cronbach foi .86. A leitura de seus principais itens permite defini-lo como *Tomar a iniciativa na trapaça*.

Em suma, identificaram-se dois fatores bem-definidos, formados cada um por oito itens, que contribuíram com a explicação da variância total e apresentaram consistência interna satisfatória ($\alpha = .85$ e $.86$, respectivamente). Entretanto, esses fatores se correlacionaram diretamente entre si ($r = .52$, $p < .001$), apesar de os participantes terem pontuado mais no segundo, isto é, *Tomar a iniciativa na trapaça* ($M = 2.6$, $DP = .90$) do que o

fizeram em relação ao primeiro fator, nomeado como *Envolver alguém em trapaça* [$M=1.6, DP=.69, t(209)=18.53, p<.001, r=.78$]. Esses achados, não obstante, têm em conta análises exploratórias; resta, desse modo, checar se a estrutura fatorial observada é confirmada em grupo independente, em que se comparem os modelos uni e bifatorial. Esses propósitos motivaram as análises que se sucedem.

Comprovando a Estrutura Fatorial e Consistência Interna da EAT-A

Tomando como referência o segundo banco de dados ($G_2, n=229$), procurou-se inicialmente comprovar a estrutura bifatorial anteriormente descrita para a EAT-A. No caso, realizou-se uma análise fatorial confirmatória em que se teve

em conta a matriz de covariância, adotando-se o estimador ML (*Maximum Likelihood*). Os indicadores de qualidade de ajuste desse modelo foram como seguem: $\chi^2(103)=329.32, p<.001, \chi^2/gl=3.19, GFI=.83, AGFI=.78, CFI=.81$ e $RMSEA=.098$ ($IC\ 90\% = .086-.110$); em se tratando do modelo unifatorial (todos os itens saturando no mesmo fator), foram os seguintes: $\chi^2(104)=506.39, p<.001, \chi^2/gl=4.86, GFI=.73, AGFI=.65, CFI=.67$ e $RMSEA=.130$ ($IC\ 90\% = .119-.142$). Em termos mais formais de comparação, o modelo bifatorial se mostrou mais adequado que o unifatorial, $\Delta\chi^2(1)=177.07, p<.001$. A estrutura do modelo bifatorial é descrita na Figura 2, destacando-se que todos os itens apresentaram saturações (pesos fatoriais, λ) estatisticamente diferentes de zero ($\lambda \neq 0; 4.94 \leq z \leq 9.98, p<.001$).

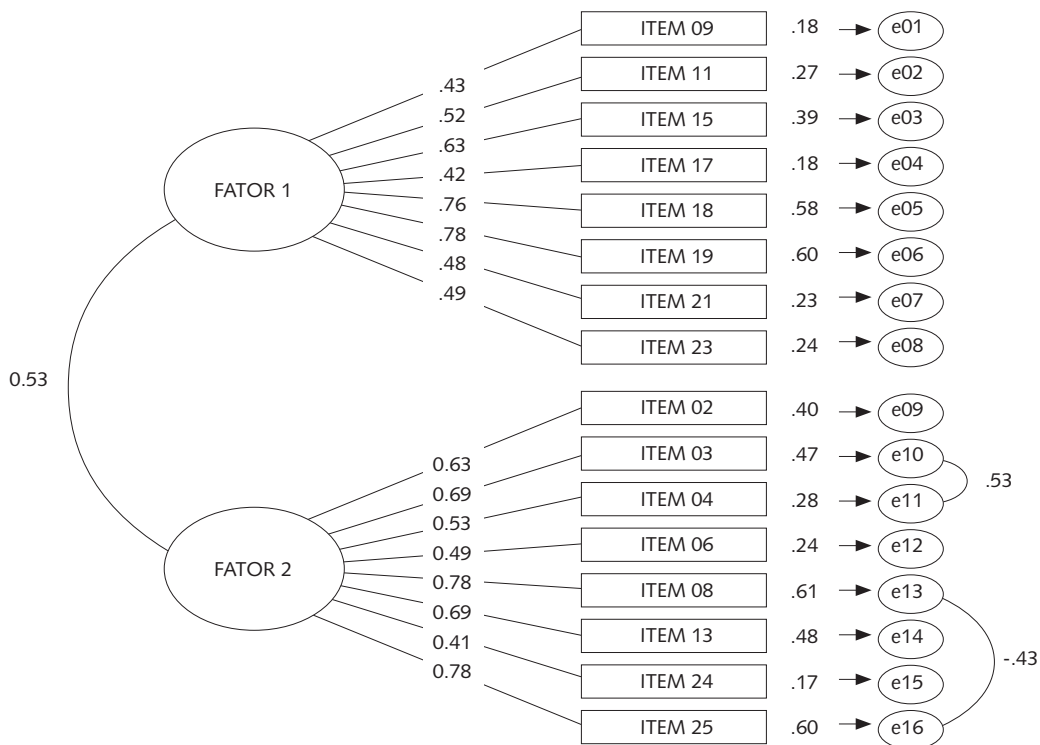


Figura 2. Estrutura Fatorial da Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão.

Embora os indicadores desse modelo possam ser considerados promissores, observando os Índices de Modificação (IMs), é possível melhorá-los. Por exemplo, correlacionando os pares de erros de medida dos itens 3 e 4 e 8 e 25, alcançam-se valores que se aproximam mais dos padrões recomendados na literatura: $\chi^2(101)=261.38, p<.001, \chi^2/ gl=2.59, GFI=.87, AGFI=.83, CFI=.87$ e $RMSEA=.083$ ($IC90\% =.071-.096$). Endossa a adequação desse modelo bifatorial os coeficientes de consistência interna dos fatores específicos: *envolver alguém em trapaça* ($\alpha=.84$) e *tomar a iniciativa na trapaça* ($\alpha=.78$); o alfa de Cronbach desse primeiro fator não diferiu daquele anteriormente relatado ($M_{H-w}=.21, p=.90$), mas sim o fez o do segundo fator ($M_{H-w}=10.43, p<.005$).

Discussão

Cada vez mais se verifica um aumento do número de trapaceas em vários níveis educacionais (Awdry & Sarre, 2013; Kumar & Devi, 2016; Spinak, 2014), configurando-se em um problema grave. Nesse contexto, Veludo-de-Oliveira et al. (2014) têm acenado para a relação positiva entre as práticas acadêmicas desonestas autorrelatadas e a intenção de se envolver em fraudes acadêmicas. Desse modo, a prática de trapaceas pode atuar como uma variável preditora de comportamentos fraudulentos futuros, nos âmbitos acadêmico (Williams & Williams, 2012) e laboral (LaDuke, 2013).

Logo, ao se tomar em consideração que a trapaça conota diferentes condutas transgressoras de normas morais, éticas e até legais (Kumar & Devi, 2016), assim como o comprometimento que esta acarreta para a aprendizagem (Pimenta & Pimenta, 2015) e a formação de uma consciência crítica das pessoas e seu poder de transformação da realidade, pode-se vislumbrar os sérios prejuízos trazidos por essa prática para a sociedade como um todo. Entretanto, apesar da importância da temática e dos graves danos que as condutas correspondentes podem trazer, ela ainda tem sido pouco explorada em território

nacional (Pimenta, 2010), o que indica a carência de estudos sistemáticos a respeito. Nesse sentido, como etapa preliminar para a consecução de tais estudos, ressalta-se a importância de contar com medidas que apresentem evidências de validade e fidedignidade, sobretudo, ao se considerar a carência de instrumentos na área e suas implicações nos níveis individual e societal.

O objetivo principal deste artigo foi adaptar ao contexto brasileiro a *Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão*, reunindo evidências de sua validade fatorial e consistência interna. Confia-se que esse objetivo tenha sido alcançado. A propósito, discutem-se a seguir os resultados principais, considerando diferentes etapas e análises da versão dessa medida com 18 itens.

Primeiramente, empregando parâmetro mais restrito para definição de grupos-critério interno, isto é, a mediana (Pasquali, 2003), constatou-se que a maioria dos itens discriminou satisfatoriamente. A única exceção foi o item 22 (“Informe ter testemunhado trapaça em uma prova”), cujo conteúdo é inespecífico ou demasiado rebuscado. Portanto, consideraram-se os restantes 17 itens para conhecer a estrutura fatorial da medida. Apesar da leniência do critério de Kaiser que sugeria a extração de quatro fatores, os critérios mais robustos de Cattell e, principalmente, Horn (Lorenzo-Seva, Timmerman, & Kiers, 2011) apontaram para a extração de dois fatores.

Adotando-se como ponto de corte a saturação superior a $|.50|$ para definir a pertença do item ao fator, que é mais exigente que o comumente empregado de $|.30|$ (Pasquali, 2012), foi possível defini-los como *Envolver alguém em trapaça* e *Tomar a iniciativa da trapaça*, que destacam os aspectos mais relacionais e individuais da trapaça, respectivamente. Reforça a pertinência desses fatores a consistência interna (alfa de Cronbach) que cada um apresentou, que pode ser considerada alta, ao estar acima de $.70$, que vem sendo tomada como referência na literatura (Clark & Watson, 1995; Pasquali, 2003). Entretanto, também não se pode negar que tais fatores foram moderadamente

correlacionados entre si, o que levou à dúvida sobre a possibilidade de contar com uma estrutura unidimensional, que é assumida por seus autores (Paulhus et al., 2004). Nesse contexto, considerando um novo grupo amostral, decidiu-se comprovar a adequação do modelo bifatorial confrontando-o com o unifatorial.

Foram realizadas duas análises fatoriais confirmatórias, admitindo-se as estruturas com um e dois (análise prévia) fatores. Os indicadores de ajuste para o modelo bifatorial, embora não tenham sido excelentes (Tabachnick & Fidell, 2013), podem ser considerados promissores por estarem próximos dos valores recomendados na literatura (por exemplo, $CFI > .90$ e $RMSEA < .08$; Byrne, 2010; Kline, 2010). Tais indicadores de ajuste foram claramente superiores aos observados para o modelo unifatorial, indicando que esta não é a melhor solução para essa medida, como sugerida por seus autores (Paulhus et al., 2004). O coeficiente alfa de Cronbach de cada um dos dois fatores endossa sua pertinência; mesmo que para o segundo tenha sido inferior nesta amostra (G_2), ficou acima do ponto de corte que tem sido comumente adotado ($\alpha \geq .70$; Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2009; Nunnally, 1991; Pasquali, 2003).

Em suma, a EAT-A reúne qualidades psicométricas que permitem assumir sua adequação para uso em pesquisas quando o propósito for conhecer os antecedentes e consequentes da trapaça acadêmica. Ademais, tem a vantagem de ser um instrumento simples, de tipo “lápiz e papel”, de fácil manuseio (autoaplicável) e curto, o que demanda baixo custo e pouco tempo para aplicação. Diferentemente do que se presumia a partir da proposta de seus autores (Paulhus et al., 2004), ao menos na cultura brasileira, ele não se apresenta como uni, mas bifatorial. Não obstante, caberá testar se essa estrutura se mantém em outros países, uma vez que atitudes e traços de personalidade, por exemplo, podem ser afetados pelo contexto cultural em que as pessoas estão inseridas, e podem ser mais ou menos endossados (Schmitt, Allik, McCrae, & Benet-Martínez, 2007).

Apesar de a pesquisa ora descrita oferecer contribuições à literatura, não está isenta de limitações potenciais. Ressalta-se, por exemplo, que, embora se tenha contado com amostras de estudantes da educação básica de escolas públicas e privadas, não se pode presumir que sejam representativas da população brasileira. Porém, não se pode esquecer que não foi este o propósito; o estudo enfocou em reunir evidências de validade fatorial e consistência interna da medida de trapaça acadêmica, contando com grupos de participantes suficientemente grandes para permitir que as análises estatísticas fossem realizadas (Tabachnick & Fidell, 2013). Ressalta-se, ainda, que se tratou de uma medida de autorrelato, comumente empregada em psicologia, que é mais suscetível à desejabilidade social (Kohlsdorf & Costa Júnior, 2009). Desse modo, poderá ser pertinente, no futuro, pensar em desenvolver uma medida implícita de trapaça acadêmica, que minimize esse tipo de viés de resposta (Gouveia, Athayde, Mendes, & Freire, 2012).

Por fim, considerando os resultados previamente descritos, estima-se que esta pesquisa contribui para a literatura acerca da trapaça, especificamente no que diz respeito à medida de seus comportamentos no contexto acadêmico. Portanto, oferece-se um instrumento que poderá ser utilizado adequadamente em estudos futuros. Quanto a tais estudos, indica-se contar com maior número de participantes, incluindo aqueles de educação básica e ensino superior, e de diferentes regiões brasileiras, considerar suas diversidades históricas, econômicas e culturais (Etges & Degrandi, 2013), que podem influenciar no modo como são compreendidos e expressos os comportamentos de desonestidade acadêmica. Recomenda-se, ademais, conhecer em que medida as pontuações da *Escala de Autorrelato de Trapaça-Admissão* podem estar associadas com outros construtos, como, por exemplo, os traços de personalidade, a moralidade, os valores humanos e, no caso específico desse país, o “jeitinho” brasileiro.

Referências

- Alleyne, P., & Phillips, K. (2011). Exploring academic dishonesty among university students in Barbados: An extension to the theory of planned behaviour. *Journal of Academic Ethics, 9*, 323-338. <https://doi.org/10.1007/s10805-011-9144-1>
- Anderman, E. M., Griesinger, T., & Westerfield, G. (1998). Motivation and cheating during early adolescence. *Journal of Educational Psychology, 90*, 84-93. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.90.1.84>
- Awdry, R., & Sarre, R. (2013). An investigation into plagiarism motivations and prevention techniques: Can they be appropriately aligned? *International Journal for Educational Integrity, 9*, 35-49. <https://doi.org/10.21913/IJEI.v9i2.891>
- Baldwin, D. C., Daugherty, S. R., Rowley, B. D., & Schwartz, M. D. (1996). Cheating in medical school: A survey of second-year students at 31 schools. *Academic Medicine, 71*, 267-273.
- Ballantine, J. A., Larres, P. M., & Mulgrew, M. (2014). Determinants of academic cheating behavior: The future for accountancy in Ireland. *Accounting Forum, 38*, 55-66. <https://doi.org/10.1016/j.accfor.2013.08.002>
- Brown-Wright, L., Tyler, K. M., Stevens-Watkins, D., Thomas, D., Mulder, S., Hughes, T., & Gadson, N. (2013). Investigating the link between home-school dissonance and academic cheating among high school students. *Urban Education, 48*, 314-334. <https://doi.org/10.1177/0042085912469203>
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications and programming* (2ª ed.). Nova York, EUA: Routledge, Taylor & Francis.
- Chapman, K. J., Davis, R., Toy, D., & Wright, L. (2004). Academic integrity in the business school environment: I'll get by with a little help from my friends. *Journal of Marketing Education, 26*, 236-249. <https://doi.org/10.1177/0273475304268779>
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*, 309-319. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>
- Đogaš, V., Jerončić, A., Marušić, M., & Marušić, A. (2014). Who would students ask for help in academic cheating? Cross-sectional study of medical students in Croatia. *BMC Medical Education, 14*, 309-329. <https://doi.org/10.1186/s12909-014-0277-y>
- Etges, V. E., & Degrandi, J. O. (2013). Desenvolvimento regional: A diversidade regional como potencialidade. *Revista Brasileira de Desenvolvimento Regional, 1*, 85-94. <https://doi.org/10.7867/2317-5443.2013v-1n1p085-094>
- Farnese, M. L., Tramontano, C., Fida, R., & Paciello, M. (2011). Cheating behaviors in academic context: Does academic moral disengagement matter? *Procedia - Social and Behavioral Sciences, 29*, 356-365. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.11.250>
- Fonseca, A. C. (2009). Desonestidade nos trabalhos escolares: dados de um estudo português. *Revista Portuguesa de Pedagogia, 43*, 107-124. https://doi.org/10.14195/1647-8614_43-2_7
- Freiburger, T. L., Romain, D. M., Randol, B. M., & Marcum, C. D. (2016). Cheating behaviors among undergraduate college students: Results from a factorial survey. *Journal of Criminal Justice Education, 27*, 1-26. <https://doi.org/10.1080/10511253.2016.1203010>
- Gardner, W. M., & Melvin, K. B. (1988). A scale for measuring attitude toward cheating. *Bulletin of the Psychonomic Society, 26*, 429-432. <https://doi.org/10.3758/BF03334905>
- Gentina, E., Tang, T. L. P., & Gu, Q. (2015). Does bad company corrupt good morals? Social bonding and academic cheating among French and Chinese teens. *Journal of Business Ethics, 7*, 1-29. <https://doi.org/10.1007/s10551-015-2939-z>
- Giluk, T. L., & Postlethwaite, B. E. (2015). Big five personality and academic dishonesty: A meta-analytic review. *Personality and Individual Differences, 72*, 59-67. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.08.027>
- Gouveia, V. V., Athayde, R. A. A., Mendes, L. A., & Freire, S. E. A. (2012). Introdução às medidas implícitas: conceitos, técnicas e contribuições. *Diaphora, 12*, 3-16.
- Hair, J. F. Jr., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados* (6ª ed.). Porto Alegre, RS, Brasil: Bookman.
- Hensley, L. C., Kirkpatrick, K. M., & Burgoon, J. M. (2013). Relation of gender, course enrollment, and grades to distinct forms of academic dishonesty. *Teaching in*

- Higher Education*, 18, 895-907. <https://doi.org/10.1080/13562517.2013.827641>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Johnson, A. K. (2015). *Dimensional personality traits and normative externalizing behavior in a college sample* [Tese de doutoramento]. The University of Alabama, USA. Recuperado de https://ir.ua.edu/bitstream/handle/123456789/2271/file_1.pdf?sequence=1
- Kline, R. B. (2010). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (3ª ed.). Nova York, EUA: Guilford Press.
- Kohlsdorf, M., & Costa Júnior, A. L. J. (2009). O autorrelato na pesquisa em psicologia da saúde: desafios metodológicos. *Psicologia e Argumento*, 27, 131-139.
- Kumar, A., & Devi, P. (2016). Academic cheating. *Global Journal of Multidisciplinary Studies*, 5, 24-33. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>
- LaDuke, R. D. (2013). Academic dishonesty today, unethical practices tomorrow? *Journal of Professional Nursing*, 29, 402-406. <https://doi.org/10.1016/j.profnurs.2012.10.009>
- Lambert, E. G., Hogan, N. L., & Barton, S. M. (2003). Collegiate academic dishonesty revisited: What have they done? How often have they done it? Who does it? And why did they do it? *Electronic Journal of Sociology*, 4, 1-21.
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., & Kiers, H. A. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46, 340-364. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>
- McCabe, D. L., & Trevino, L. K. (1993). Academic dishonesty: Honor codes and other contextual influences. *Journal of Higher Education*, 64, 520-538. <https://doi.org/10.2307/2959991>
- McKibban, A. R., & Burdsal, C. A. (2013). Academic dishonesty: An in-depth investigation of assessing measurable constructs and a call for consistency in scholarship. *Journal of Academic Ethics*, 11, 185-197. <https://doi.org/10.1007/s10805-013-9187-6>
- Miller, A., Shoptaugh, C., & Wooldridge, J. (2011). Reasons not to cheat, academic-integrity responsibility, and frequency of cheating. *The Journal of Experimental Education*, 79, 169-184. <https://doi.org/10.1080/00220970903567830>
- Newstead, S. E., Franklyn-Stokes, A., & Armstead, P. (1996). Individual differences in student cheating. *Journal of Educational Psychology*, 88, 229. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.88.2.229>
- Nunnally, J. C. (1991). *Teoría Psicométrica*. México, DF, México: Trillas.
- Park, E. J., Park, S., & Jang, I. S. (2013). Academic cheating among nursing students. *Nurse Education Today*, 33, 346-352. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2012.12.015>
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: teoria dos testes na psicologia e na educação*. Petrópolis, RJ, Brasil: Vozes.
- Pasquali, L. (2012). *Análise fatorial para pesquisadores*. Brasília, DF: LabPam.
- Paulhus, D.L., Williams, K. M., & Nathanson, C. (2004). The Self-Report Cheating Scale. *Unpublished instrument*. University of British Columbia, Canadá.
- Pimenta, M. A. A. (2010). Fraude em avaliações na visão de professores e estudantes: uma reflexão sobre formação profissional e ética. *Revista Profissão Docente*, 10, 150-168.
- Pimenta, M. A., & Pimenta, S. (2015). Fraude acadêmica: estudo comparativo entre o nordeste e o sudeste do Brasil. *Revista Série-Estudos*, 39, 213-230. <https://doi.org/10.20435/819>
- Romaneli, M. S. (2014). *Moralidade e plágio: um estudo com alunos do ensino médio* [Tese de Mestrado]. Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória, ES, Brasil. Recuperado de <http://repositorio.ufes.br/handle/10/3099>
- Schmitt, D. P., Allik, J., McCrae, R. R., & Benet-Martínez, V. (2007). The geographic distribution of big five personality traits: Patterns and profiles of human self-description across 56 nations. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 38, 173-212. <https://doi.org/10.1177/0022022106297299>
- Simha, A., Armstrong, J. P., & Albert, J. F. (2012). Attitudes and behaviors of academic dishonesty and cheating — do ethics education and ethics training affect either attitudes or behaviors? *Journal of Business Ethics Education*, 9, 129-144. doi: 10.5840/jbee201297
- Smith, T. R., Langenbacher, M., Kudlac, C., & Fera, A. G. (2013). Deviant reactions to the college pressure

- cooker: A test of general strain theory on undergraduate students in the United States. *International Journal of Criminal Justice Sciences*, 8, 88-104.
- Spinak, E. (2014). Ética editorial: como detectar o plágio por meios automatizados. *scielo em Perspectiva*. Recuperado de <http://blog.scielo.org/blog/2014/02/12/etica-editorial-como-detectar-o-plagio-por-meios-automatizados/>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6ª ed.). Boston, MA, EUA: Allyn and Bacon.
- Veludo-de-Oliveira, T. M., de Aguiar, F. H. O., de Queiroz, J. P., & Barrichello, A. (2014). Cola, plágio e outras práticas acadêmicas desonestas: um estudo quantitativo-descritivo sobre o comportamento de alunos de graduação e pós-graduação da área de negócios. *Revista de Administração Mackenzie*, 15, 73-97. <https://doi.org/10.1590/S1678-69712014000100004>
- Williams, K. (2007). *The role of psychopathy in scholastic cheating: Self-report and objective measures* [Tese de doutoramento]. University of British Columbia, Canada. Recuperado de <https://oatd.org/oatd/record?record=handle%5C%3A2429%5C%2F198>
- Williams, K. M., Nathanson, C., & Paulhus, D. L. (2010). Identifying and profiling scholastic cheaters: Their personality, cognitive ability, and motivation. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 16, 293-307. <https://doi.org/10.1037/a0020773>
- Williams, M. W.M., & Williams, M. N. (2012). Academic dishonesty, self-control, and general criminality: A prospective and retrospective study of academic dishonesty in a New Zealand University. *Ethics & Behavior*, 22, 89-112. <https://doi.org/10.1080/10508422.2011.653291>