

Escalas de Cinismo Geral e Organizacional: Indícios de Validade para o Brasil

Ana Cláudia Alves de Medeiros Silva¹, Elaine Rabelo Neiva

Universidade de Brasília – UnB, Brasília-DF, Brasil

RESUMO

O objetivo deste artigo foi identificar evidências de validade para a versão em português do Brasil da Escala de Cinismo Geral e Organizacional. O cinismo faz parte da vida cotidiana sendo analisado tanto como traço de personalidade por parte da literatura quanto como atitude por outros pesquisadores, com associação encontrada para diminuição do comprometimento de funcionários, erosão das redes interpessoais de apoio e prejuízo ao processo de mudança organizacional. Não foram encontrados instrumentos nacionais para análise de todas as dimensões dos construtos. Foi realizado o processo de adaptação e os procedimentos de Análise Fatorial Exploratória e Confirmatória. Os resultados indicam a confirmação da estrutura original com quatro fatores: geral ($\alpha=0,87$), afetivo organizacional ($\alpha=0,89$), cognitivo organizacional ($\alpha=0,85$) e comportamental organizacional ($\alpha=0,75$). Entretanto a validade discriminante das dimensões do cinismo organizacional indica a necessidade de novos estudos empíricos para compreensão do fenômeno.

Palavras-chave: escala de cinismo; adaptação; validade; análise fatorial.

ABSTRACT – General and Organizational Cynicism Scale: Evidence of Validity for Brazil

The aim of this study was to seek evidence of validity for the Brazilian Portuguese version of the General and Organizational Cynicism Scale. Cynicism is part of everyday life being analyzed both as a personality trait in the literature and as an attitude by other researchers. It has been found to reduce employee commitment, erode interpersonal support networks and impede the organizational change process. No national instruments were found that analyze all dimensions of the constructs. The adaptation process and Exploratory and Confirmatory Factor Analysis procedures were performed. The results indicate the confirmation of the original structure with four factors: general ($\alpha=.87$), organizational affective ($\alpha=.89$), organizational cognitive ($\alpha=.85$) and organizational behavioral ($\alpha=.75$). However, the discriminant validity of the organizational cynicism dimensions indicates the need for new empirical studies to understand the phenomenon.

Keywords: cynicism scale; adaptation; validity; factor analysis.

RESUMEN – Escalas de Cinismo General y Organizacional: Evidencia de Validez para Brasil

El objetivo de este artículo fue identificar evidencias de validez para la versión en portugués de Brasil de la Escala de Cinismo General y Organizacional. El cinismo forma parte de la vida cotidiana y ha sido analizado tanto como rasgo de personalidad por parte de la literatura como actitud por otros investigadores. Se ha encontrado asociación del cinismo con la disminución del compromiso de empleados, la erosión de las redes de apoyo interpersonal y el daño al proceso de cambio organizacional. Sin embargo, no se han encontrado instrumentos nacionales para el análisis de todas las dimensiones de los constructos. Se realizó el proceso de adecuación y los procedimientos Análisis Factorial Exploratorio y Confirmatorio. Los resultados indican la confirmación de la estructura original con cuatro factores: general ($\alpha=0,87$), afectivo organizacional ($\alpha=0,89$), cognitivo organizacional ($\alpha=0,85$) y comportamental organizacional ($\alpha=0,75$). No obstante, la validez discriminante de las dimensiones del cinismo organizacional indica la necesidad de nuevos estudios empíricos para la comprensión del fenómeno.

Palabras clave: escala de cinismo; adaptación; validez; análisis factorial.

O cinismo é um mecanismo que auxilia o indivíduo a lidar com visões de mundo inconsistentes por meio de posições críticas (Bergström et al., 2014). O termo surgiu a partir de uma escola filosófica na antiga Grécia como uma crítica aos costumes e à moral vigentes, fundada por Antístenes (Assis & Oliveira, 2016). O cinismo faz parte da vida cotidiana sendo analisado tanto como traço de

personalidade por parte da literatura quanto como atitude por outros pesquisadores, que afeta também o ambiente laboral (Fauzan, 2019; Wanous et al., 2000).

O cinismo pode agir como um mecanismo de proteção contra manipulação e de questionamento do *status quo* para verificar a validade do que está sendo proposto (Thundiyil et al., 2015). Além disso, pode representar

¹ Endereço para correspondência: Secretaria de Gestão de Pessoas, Esplanada dos Ministérios, Bloco C – Zona Cívico-Administrativa, 70297-400, Brasília, DF. E-mail: ana_medeiros2002@yahoo.com.br

Artigo derivado da Dissertação de mestrado de Ana Cláudia Alves de Medeiros Silva, com orientação de Elaine Rabelo Neiva, defendida em 2021 no Programa de Pós-Graduação Psicologia Social, do Trabalho e das Organizações da Universidade de Brasília, UnB.

uma tradução de ideias em ação decorrente de problemas no gerenciamento e implantação da mudança e a atitude cínica é um esforço individual para trazer sentido às alterações propostas (Bergström et al., 2014).

O cinismo organizacional (CO) representa dimensões que englobam pensamentos pessimistas, afetos negativos e comportamentos críticos dirigidos à organização (Dean Jr et al., 1998). A perspectiva organizacional do cinismo surge da crença dos trabalhadores de que a organização em que estão inseridos não possui integridade (Grama & Todericiu, 2016). A dimensão afetiva abarca reações emocionais, como raiva e vergonha ao ver sua organização relacionada a práticas como a corrupção ou deficiente prestação pública de serviços (Arslan, 2018). A faceta comportamental trata de comentários depreciativos e críticos de funcionários em relação à organização que podem minar as relações entre os colegas (Abugre, 2017; Salessi & Omar, 2014). Por fim, o aspecto cognitivo relaciona-se à reflexão decorrente de experiências passadas, informações disponíveis e conhecimento de que os objetivos da organização não estão em harmonia com crenças individuais (Grama & Todericiu, 2016; Koçoğlu, 2014).

Não foram encontradas no país escalas criadas ou adaptações realizadas que mensurassem o CO após buscas realizadas no portal de periódicos da Capes (todas as bases) e *Web of Science*. Internacionalmente verificou-se a existência de três instrumentos, dois deles o *Cynicism About Organizational Change* (Wanous et al., 2000) e a *Cynicism Subscale* (Naus et al., 2007) retratam facetas muito específicas do cinismo. A escala mais completa foi a de *Cynicism* (Brandes et al., 1999) que apresenta três subescalas para o CO, com dimensão cognitiva com alfa de Cronbach (α) de 0,96, subescala afetiva ($\alpha=0,80$) e esfera comportamental ($\alpha=0,78$) e um fator para o cinismo geral ($\alpha=0,91$) que utilizou o instrumento de personalidade cínica (Wrightsmann, 1992).

Esse instrumento é bastante conhecido e são encontradas diversas replicações, especialmente das subescalas de CO, em que foram encontradas as mesmas dimensões e alfas de Cronbach similares ao do estudo original (Akbaş et al., 2018; Arslan, 2018; Arslan & Roudaki, 2019; Durrah et al., 2019; Kwantes & Bond, 2019; Salessi & Omar, 2018; Scott & Zweig, 2016). A escala foi adaptada para países não nativos da língua inglesa, como Argentina (Salessi & Omar, 2014) com amostra de 396 trabalhadores de organizações públicas e privadas, cujas dimensões obtiveram $\alpha \geq 0,86$ e na Turquia (Karacaoğlu & Ince, 2012) com 300 empregados industriais, em que se encontraram $\alpha \geq 0,82$.

Porém na adaptação realizada em Portugal, apenas dos fatores de CO, não foi possível rejeitar a hipótese de unidimensionalidade da escala, pois foram encontrados indícios de que as dimensões façam parte de uma variável latente mais abrangente (Assis & Nascimento, 2017).

A escala de Brandes et al. (1999) não foi integralmente adaptada em nenhum dos países avaliados. Assim,

este estudo levanta questionamentos se realmente existe um construto de cinismo que abarque as dimensões geral e organizacional, ou seja, se existe uma única variável latente de cinismo (Bornovalova et al., 2020; Valentini et al., 2015). Será que o cinismo geral e o organizacional estão sendo mensurados adequadamente pela escala de Brandes et al. (1999)? As definições propostas pelos autores são adequadas e estão sendo transpostas de maneira efetiva para os itens do instrumento? É possível adaptar adequadamente esse instrumento para o Brasil?

Assim, o principal objetivo deste estudo foi traduzir a escala para o português e fornecer evidências da validade da versão brasileira, com qualidade psicométrica adequada (Pasquali, 2011), para que ela possa ser usada futuramente, pois foi encontrada associação do CO à diminuição do comprometimento de funcionários (Arslan, 2018), à erosão das redes interpessoais de apoio (Salessi & Omar, 2014), ao aumento do *burnout* (Akbaş et al., 2018) e à prontidão para a mudança (Imran et al., 2016). Além disso, em país com idioma similar ao nosso, mas com importantes divergências semânticas e culturais, foi encontrada a possibilidade de unidimensionalidade do CO, dessa maneira este estudo também tem o intuito de verificar se a estrutura original será ou não mantida no contexto nacional.

Método

Participantes

Participaram da análise fatorial exploratória (AFE) 180 servidores de uma organização pública de Santa Catarina. A amostra é formada em sua maioria por pessoas na faixa etária entre 36 e 40 anos (25%), estão entre 6 e 4 anos na organização (35,80%), possuem mestrado (40,34%) e não ocupam cargo gerencial (75%). Houve homogeneidade entre o quantitativo de respondentes de ambos os sexos (50%).

A análise fatorial confirmatória (AFC) contou com 150 sujeitos de organizações públicas e privadas de distintas unidades da federação (Amazonas, Distrito Federal, Goiás, Minas Gerais, Paraíba, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Tocantins). A amostra é formada em sua maioria por mulheres (74,45%), com especialização (40,88%), sem ocupação de função gerencial (66,42%) e estão na organização entre 1 e 2 anos (27,01%). As faixas etárias entre 31 e 36 anos e 37 e 42 anos obtiveram o mesmo número de respondentes, 34 sujeitos (24,82%) em cada uma.

Instrumento

Foi solicitada a autorização para adaptação a um dos autores, que enviou o instrumento para o início do processo. O instrumento conta com quatro fatores, personalidade cínica com 10 itens (Wrightsmann, 1992), com alfa de Cronbach (α) de 0,91 e a escala de CO (Brandes et al., 1999), com cinco itens na dimensão cognitiva ($\alpha=0,96$),

quatro itens na afetiva ($\alpha=0,80$) e quatro itens na comportamental ($\alpha=0,78$). O instrumento usa uma escala de tipo Likert de sete pontos em que 1 (*discordo totalmente*) e 7 (*concordo totalmente*).

Foram seguidas as etapas preconizadas pela literatura e pelo *International Test Commission* (Bandeira & Hutz, 2019; ITC, 2018) iniciando-se com a tradução, efetuada por duas pessoas bilíngues, com intuito de diminuir vieses linguísticos, psicológicos e culturais (Borsa et al., 2012; Cassep-Borges et al., 2010). Na segunda etapa, houve avaliação da tradução por três juízes que verificaram a compreensão do instrumento e buscaram obter um consenso entre o conteúdo do item e sua dimensão, por meio do cálculo do coeficiente de validade de conteúdo (CVC; Cassep-Borges et al., 2010; Hernández-Nieto, 2002). A pontuação do CVC, conforme Tabela 1, foi efetuada com base em escala do tipo Likert de 1 (*pouquíssima aderência*) a 5 (*muitíssima aderência*) dos itens ao conceito avaliado. Após, o instrumento foi apresentado a um grupo de 30 servidores da administração pública federal, de diversas carreiras e órgãos para verificação da linguagem dos itens, da clareza da redação e do entendimento geral do instrumento (Borsa et al., 2012; Pasquali, 2011). Foram feitos ajustes pontuais na redação de alguns itens. Por fim, o instrumento passou por tradução reversa (*back-translation*), também com duas pessoas, com retradução para o inglês. A síntese das traduções foi muito próxima da versão original. Foram solicitadas ainda cinco variáveis demográficas (sexo, idade, escolaridade, tempo de organização e a ocupação de cargo de gestão) para caracterização da amostra.

Procedimentos de Coleta

O instrumento de pesquisa e os *e-mails* foram cadastrados no *site* de pesquisa *online* Survey Monkey e um *link* de acesso foi enviado por *e-mail* aos participantes. Ao acessarem a pesquisa, os respondentes liam um texto com informações sobre o objetivo da pesquisa, foram exibidas

instruções informando sobre a garantia de anonimato e confidencialidade e solicitava-se o aceite o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TLCE). O estudo foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa, protocolo CAAE 36924820.1.0000.5540, seguindo as diretrizes da Resolução nº 510/2016.

Análise de Dados

Foram realizadas as análises de dados atípicos e de pressupostos para análises estatísticas multivariadas (normalidade, linearidade, homocedasticidade e multicolinearidade), por meio do SPSS (v.25) e RStudio (RStudio Team, 2020). Foi usado programa Factor (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) na AFE, com o objetivo de avaliar a estrutura fatorial da escala (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013), por meio de análise com matriz policórica e o método de extração *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS; Li, 2016; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019).

A AFC foi executada no *software* MPlus (v.7), pelo método de estimação *Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted* (WLSMVA), que trata os itens como variáveis ordinais, prescinde do pressuposto de normalidade das variáveis e é robusto para pequenas amostras (Freitas et al., 2016; Li, 2016; Muthén & Muthén, 2017). Foram observados os seguintes indicadores: TLI (*Tucker-Lewis Index*) $\geq 0,95$, CFI (*Comparative Fit Index*) com mesmo patamar de aceitação, RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) $< 0,08$ e os valores de χ^2 (qui-quadrado) por graus de liberdade (*gl*) < 3 (Byrne, 2012; Hair, 2019).

Resultados

Os itens tiveram CVC $\geq 0,86$ em cada conteúdo analisado e 0,87 no cômputo geral, conforme Tabela 1. O grau de concordância foi calculado com base no coeficiente de *kappa* = 0,79, $p=0,00$, CI [0,65-0,93] considerada substancial (Landis & Koch, 1977).

Tabela 1
Cálculo do CVC e avaliação da dimensão teórica

N°	Item	CVC			DTC			
		CL	PP	RT	G	C	A	Co
1	Se a maioria das pessoas pudesse entrar em uma sala de cinema sem pagar, e se tivessem certeza de que não seriam vistas, elas fariam isso.	0,80	0,73	0,73	3	0	0	0
2	Eu reclamo de como as coisas acontecem em minha organização com amigos de fora da organização.	1,00	1,00	1,00	0	0	0	3
3	Quando penso na minha organização, eu sinto ansiedade.	1,00	1,00	1,00	0	0	3	0
4	A maioria das pessoas contaria uma mentira se pudesse ganhar com isso.	0,87	0,87	0,80	3	0	0	0
5	É patético ver uma pessoa altruísta no mundo de hoje porque assim as pessoas podem se aproveitar dela.	0,93	0,87	0,87	3	0	0	0

Tabela 1 (continuação)

Cálculo do CVC e avaliação da dimensão teórica

N°	Item	CVC			DTC			
		CL	PP	RT	G	C	A	Co
6	Eu geralmente falo com os outros sobre como as coisas funcionam na minha organização.	0,87	1,00	1,00	0	0	0	3
7	As pessoas fingem se preocupar mais umas com as outras do que de fato se preocupam.	1,00	0,87	0,87	3	0	0	0
8	A maioria das pessoas intimamente não gosta de se dispor a ajudar outras pessoas.	0,87	0,87	0,87	3	0	0	0
9	Vejo pouca semelhança entre o que a minha organização diz que fará e o que realmente faz.	1,00	0,93	0,93	0	3	0	0
10	A maioria das pessoas não é realmente honesta pelos motivos esperados, mas porque tem medo de ser pega.	0,80	0,80	0,80	3	0	0	0
11	Acredito que a minha organização diz uma coisa e faz outra.	1,00	1,00	1,00	0	2	0	1
12	As políticas, objetivos e práticas da minha organização parecem ter pouco em comum.	0,87	0,87	0,87	1	2	0	0
13	Quando penso na minha organização, eu sinto irritação.	1,00	1,00	1,00	0	0	3	0
14	A minha organização diz que espera uma coisa dos seus funcionários, mas recompensa outra.	1,00	0,93	0,87	0	2	0	1
15	A maioria das pessoas fraudaria o imposto de renda se tivessem a chance.	1,00	0,93	1,00	3	0	0	0
16	Quando penso na minha organização, eu me sinto incomodado.	1,00	1,00	1,00	0	1	2	0
17	Quando a minha organização diz que vai fazer alguma coisa, pergunto-me se isso vai mesmo acontecer.	0,93	1,00	0,93	1	2	0	0
18	Quando penso na minha organização, eu sinto tensão.	1,00	1,00	1,00	0	0	3	0
19	Um aluno típico irá colar em uma prova se todos os outros também o fizerem, mesmo que tenha padrões éticos.	0,80	0,73	0,73	3	0	0	0
20	O indivíduo comum é pretensioso.	0,93	0,80	0,80	3	0	0	0
21	Eu troco olhares com meus colegas querendo dizer algo.	1,00	0,87	0,80	0	0	0	3
22	As pessoas afirmam que têm padrões éticos em relação à honestidade e à moralidade, mas poucas pessoas se atêm a eles quando as coisas estão difíceis.	0,73	0,80	0,87	3	0	0	0
23	Eu critico as práticas e políticas da minha organização com outras pessoas.	0,93	1,00	1,00	0	0	0	3
Total		0,89	0,87	0,86				

Legenda. N°=número da questão; CVC=coeficiente de validade de conteúdo; CL=clareza de linguagem; PP=pertinência prática; RT= Relevância teórica; DTC=Dimensão Teórica do Cinismo; G=Geral; C=Cognitivo; A=afetivo; Co=Comportamental

Foram detectados seis *outliers* multivariados na AFE, após o cálculo da distância de Mahalanobis ($p \leq 0,001$), que foram excluídos. Foi verificada a existência de curtose multivariada (5,35, $p = 0,05$). A análise inicial solicitou a extração de quatro de fatores, como previsto no instrumento original, tendo se encontrado um índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO=0,86) considerado meritório e o teste de Bartlett foi significativo ($\chi^2[253]=1893,9$; $p < 0,01$) demonstrando a adequabilidade dos dados para

a realização da análise fatorial (Field, 2017; Hair, 2019; Pasquali, 2011). Os autovalores indicaram uma variância explicada de cerca de 64% e a implementação ótima da análise paralela com permutação aleatória (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) indicou apenas duas dimensões, com a explicação de 54% de variância dos dados reais.

Foi realizada a extração com dois fatores e os índices de ajuste de ambas as soluções fatoriais foram comparados (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017; Novaes et al.,

2019). A solução com quatro fatores apresentou os melhores resultados (RMSEA=0,03; CFI=1,00; TLI=1,00; $\chi^2[167]=115,67$; $p<0,001$; $\chi^2/gl=0,69$), na comparação com o modelo de dois fatores (RMSEA=0,08; CFI=0,98; TLI=0,98; $\chi^2[208]=331,14$; $\chi^2/gl=1,59$).

A literatura indica que análise paralela pode subestimar o número de dimensões de modelos na

presença de correlações altas entre os fatores e número de itens pequeno por fator (Martins et al., 2017; Ruscio & Roche, 2012). Assim manteve-se a extração de quatro fatores por meio da rotação Robust Promin tendo em vista ser mais potente em relação à flutuação amostral (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019).

Tabela 2

Cargas Fatoriais Padronizadas, Alfa, CC, VME e Correlações

Nº	Item	AFE 4 fatores				AFC 4 fatores			
		F1	F2	F3	F4	CG	COCG	COCP	COA
15	A maioria das pessoas fraudaria o imposto de renda se tivessem a chance.	0,88	-0,1	0,06	-0,17	0,75			
4	A maioria das pessoas contaria uma mentira se pudesse ganhar algo com isso.	0,84	-0,01	-0,04	0,03	0,76			
1	A maioria das pessoas entraria em uma sala de cinema sem pagar o ingresso, se tivesse certeza de que não seria vista.	0,75	0,08	-0,02	-0,16	0,76			
10	A maioria das pessoas não é realmente honesta pelos motivos esperados, mas porque tem medo de ser pega.	0,72	0,04	-0,14	0,1	0,84			
20	O indivíduo comum é pretensioso.	0,59	-0,11	0,03	0,09	0,61			
8	A maioria das pessoas em seu íntimo não gosta de se dispor a ajudar outras pessoas.	0,48	0,02	-0,03	0,28	0,69			
7	As pessoas fingem se preocupar mais umas com as outras do que de fato se preocupam.	0,47	0,11	0,03	0,13	0,73			
22	As pessoas afirmam que têm padrões éticos próprios em relação à honestidade e à moralidade, mas poucas pessoas se atêm a eles quando as coisas estão difíceis.	0,42	0,21	0,17	-0,21	0,72			
19	Um aluno típico irá colar em uma prova se todos os outros também o fizerem, mesmo que tenha padrões éticos.	0,43	-0,02	0,01	0,03	0,54			
5	É patético ver uma pessoa altruísta no mundo de hoje porque as pessoas podem se aproveitar dela.	0,42	-0,08	-0,09	0,25	0,41			
9	Vejo pouca semelhança entre o que a minha organização diz que fará e o que realmente faz.	-0,09	1,05	0,03	-0,12		0,78		
12	As políticas, objetivos e práticas da minha organização parecem ter pouco em comum.	-0,07	0,91	-0,02	-0,01		0,78		
11	Acredito que a minha organização diz uma coisa e faz outra.	-0,01	0,92	-0,05	0,04		0,85		
14	A minha organização diz que espera uma coisa dos seus funcionários, mas recompensa outra.	0,02	0,83	-0,18	0,1		0,75		
17	Quando a minha organização diz que vai fazer alguma coisa, pergunto-me se isso vai mesmo acontecer.	0,22	0,54	0,09	-0,03		0,72		
2	Eu reclamo de como as coisas acontecem na minha organização com amigos de fora da organização.	0,04	0,03	0,85	0,11				0,81

Tabela 2 (continuação)

Cargas Fatoriais Padronizadas, Alfa, CC, VME e Correlações

Nº	Item	AFE 4 fatores				AFC 4 fatores				
		F1	F2	F3	F4	CG	COCG	COCP	COA	
23	Eu critico as práticas e políticas da minha organização com pessoas de fora da organização.	0,02	0,14	0,76	0,06			0,91		
6	Eu geralmente falo com outras pessoas sobre como as coisas funcionam na minha organização.	-0,05	-0,23	0,67	-0,1			0,58		
18	Quando penso na minha organização, eu sinto tensão.	-0,16	0,38	0,07	0,71				0,78	
3	Quando penso na minha organização, eu sinto ansiedade.	-0,02	0,45	0,03	0,63				0,83	
16	Quando penso na minha organização, eu me sinto incomodado.	0,09	0,48	-0,02	0,54				0,90	
13	Quando penso na minha organização, eu sinto irritação.	0,11	0,42	0,08	0,53				0,90	
21	Eu troco olhares com meus colegas querendo dizer algo.	0,09	0,24	0,15	0,06			0,50		
H-latent		0,91	0,97	0,91	0,94	CC	0,90	0,88	0,82	0,91
H-observed		0,94	0,99	0,89	0,82	α	0,87	0,85	0,75	0,89
		1	2	3	4					
CG		0,48	0,17	0,28	0,18					
COCG		0,41**	0,73	0,71	0,45					
COCP		0,53**	0,84**	0,60	0,55					
COA		0,43**	0,67**	0,74**	0,52					

Nota. CG=Cinismo Geral; COA=Cinismo Organizacional Afetivo; COCG=Cinismo Organizacional Cognitivo; COCP=Cinismo Organizacional Comportamental; CC=Confiabilidade Composta. Em itálico VME. O quadrado dos coeficientes de correlação entre cada par de construtos na parte superior e as correlações na parte inferior. ** A correlação é significativa no nível 0,01 (2 extremidades)

A Tabela 2 apresenta a extração dos fatores, com respectivas dimensões, contendo as cargas fatoriais acima de 0,40, sendo esse o limite aceitável na criação do fator (Figueiredo Filho & Silva Júnior, 2010). As cargas fatoriais ficaram acima de 0,42, com exceção do item 21, que não apresentou o valor mínimo do item 16, apresentou cargas cruzadas com diferença menor do que 0,10 em dois fatores.

O primeiro fator (F1) corresponde ao Cinismo Geral composto pelos itens 01, 04, 05, 07, 08, 10, 15, 19, 20, 21 e 22. O segundo fator (F2) corresponde ao CO Cognitivo compreendendo os itens 09, 11, 12, 14 e 17. O terceiro fator (F3) retrata itens do CO Comportamental formado pelos itens 2, 6 e 23. Por fim o último fator (F4) consubstancia itens do CO Afetivo por meio dos itens 3, 13, 16 e 18. Os índices de replicabilidade dos escores fatoriais *H-latent* e *H-observed* foram todos acima de 0,80, indicando que os mesmos resultados serão obtidos em estudos futuros (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). Tanto o item 21 quanto o 16 foram mantidos nos fatores previstos no instrumento original para verificar a carga fatorial na AFC.

Na AFC foram detectados três *outliers* multivariados, após o cálculo da distância de Mahalanobis ($p \leq 0,001$), que foram eliminados. Foi verificada a existência de curtose multivariada, calculada pelo teste de Mardia (-2,3; $p=0,02$; Mardia, 1970) por meio do pacote *psych* (Revelle, 2020).

Foram testados quatro modelos, iniciando-se com o *bifactor* (M1) para verificar a existência de um fator geral latente de cinismo (Bornovalova et al., 2020; Valentini et al., 2015). Esse modelo apresentou péssimos índices de ajuste conforme Tabela 3. Após foi testado o modelo de quatro fatores (M2), conforme proposto no instrumento original. Todos os índices de ajuste foram muito bons. Gerou-se, então, o modelo de dois fatores e com um único fator. A Tabela 3 apresenta os indicadores de ajuste dos modelos, pelos quais observa-se que o melhor é o M2, com medidas de ajuste absoluto ($\chi^2/gl < 3$ e RMSEA=0,05; IC RMSEA 90% [0,04; 0,07]) e incremental (CFI e TLI > 0,95) mais adequados. O modelo com um único fator teve um péssimo ajuste, indicando não existir risco elevado de viés ocasionado pela variância de método comum (Podsakoff et al., 2003).

Tabela 3
Índices de Ajustes dos Modelos Testados

Modelos	χ^2	df	χ^2/gl	RMSEA	IC 90% RMSEA	CFI	TLI	DiffTest
M1 – bifactor	981,32	211	4,65	0,16	0,15 – 0,17	0,77	0,72	-
M2 – quatro fatores	310,37	224	1,39	0,05	0,04 – 0,07	0,97	0,97	-
M3 – dois fatores	411,41	229	1,80	0,08	0,06 – 0,09	0,95	0,94	51,30*
M4 – 1 fator	998,65	230	4,34	0,16	0,15 – 0,17	0,77	0,74	233,46*

Nota. * $p < 0,001$

A comparação entre os modelos é feita por uma fórmula de correção (Satorra & Bentler, 2001). Se a diferença entre os modelos for significativa ($p < 0,05$), pelo cálculo do *DiffTest* no MPLus. as restrições adicionadas tornam o ajuste pior e o primeiro modelo é mantido (Muthén & Muthén, 2017). Foram feitas comparações entre o modelo M2 e M3, e entre M2 e M4, ambas significativas, reforçando a existência de quatro fatores como previsto no instrumento original.

A etapa seguinte foi avaliar a validade e confiabilidade dos construtos, por meio do coeficiente α e as confiabilidades compostas (CC) para cada escala. A validade do fator é expressa pelo tamanho das cargas fatoriais, assim quanto maiores elas forem, mais a variável representa o construto, portanto as cargas padronizadas precisam estar acima de 0,50 para serem considerados aceitáveis. A CC descreve o grau em que os itens indicam o mesmo construto e deve estar acima de 0,7. A validade convergente expressa que os itens de um construto devem compartilhar elevada variância comum, assim a variância média extraída (VME) precisa ser maior ou iguais a 0,50 (Fornell & Larcker, 1981; Hair, 2019; Pasquali, 2011; Valentini & Damásio, 2016).

A maior parte dos itens, conforme Tabela 2 alcançou carga fatorial acima de 0,70 e as escalas obtiveram $\alpha > 0,78$ e $CC > 0,82$. Entretanto, a VME do CG foi inferior ao valor limítrofe, como apresentado na Tabela 2. O instrumento como um todo obteve um $\alpha = 0,84$, $CC = 0,87$ e $VME = 0,60$, atendendo os preceitos de adequabilidade prescritos pela literatura. A validade discriminante representa a diferenciação de um construto em relação aos demais e foi avaliada pela comparação da VME de cada escala com a variância compartilhada (Hair, 2019). Os fatores relacionados ao CO apresentaram alta correlação entre as dimensões e podem indicar um único construto como apresentado na Tabela 2.

Discussão

O objetivo desta pesquisa foi adaptar o instrumento de cinismo e investigar evidências de validade para o contexto brasileiro. A análise fatorial exploratória teve o principal objetivo de verificar se os itens observados se reduziram às dimensões latentes previstas no instrumento original (Figueiredo Filho & Silva Júnior, 2010; Hair, 2019). Houve um agrupamento em torno dos

fatores previstos por Brandes et al. (1999), na AFE, porém a indicação da análise paralela foi para a existência de apenas dois fatores. Tendo em vista as diversas replicações do instrumento (Akbaş et al., 2018; Arslan, 2018; Arslan & Roudaki, 2019; Durrah et al., 2019; Kwantes & Bond, 2019; Salessi & Omar, 2018; Scott & Zweig, 2016) manteve-se a estrutura prevista para posterior análise da AFC. Cabe ressaltar que dois itens apresentaram cargas fatoriais abaixo do valor mínimo, porém a amostra concentrada em uma única organização pode ter interferido nesses resultados.

O modelo especificado na AFC buscou corroborar a estrutura teórica original do instrumento (Brandes et al., 1999). O modelo com quatro fatores obteve os melhores índices de ajuste quando comparado a estruturas alternativas, o que corrobora os resultados de outros estudos que, em países e amostras diversas, obtiveram evidências de validade para o instrumento. Havia dúvidas se uma única variável latente poderia explicar tanto uma atitude, conformada pelo CO afetivo, comportamental e cognitivo, quanto um traço de personalidade. Porém o modelo *bifactor* apresentou péssimos índices de ajuste, reforçando a construção inicial com quatro dimensões específicas de cinismo.

Apesar disso, os fatores que expressam o CO apresentaram alta correlação e ausência de validade discriminante entre a dimensão comportamental e cognitiva. Em Portugal, Assis e Nascimento (2017), que investigaram 153 trabalhadores de organizações públicas e privadas, com coleta em questionário em papel, também não puderam afastar indícios de unidimensionalidade do construto CO.

Porém, em diversas outras ocasiões, o CO manteve as mesmas dimensões expressas originalmente, como na Argentina em que Salessi e Omar (2014) avaliaram 396 trabalhadores e na Turquia com amostra de 300 empregados industriais (Karacaoğlu & Ince, 2012). Há diversas replicações que encontram as mesmas dimensões como definidas pelos autores com 575 trabalhadores argentinos (Salessi & Omar, 2017), 463 empregados administrativos de universidades turcas (Akbaş et al., 2018), 475 professores de nível médio turcos (Satilmis et al., 2018), 350 empregados da indústria em Omã (Durrah et al., 2019), 200 empregados de hospitais escola no Paquistão (Arslan, 2018) e 312 empregados americanos e canadenses de diversas organizações (Scott & Zweig, 2016). Em

todos esses casos, as amostras tinham a partir de 200 participantes e, no Brasil e em Portugal, as amostras foram menores. Isso certamente pode ter influenciado no resultado encontrado.

Assim o processo de adaptação encontrou evidências de validade do instrumento de cinismo para o contexto brasileiro com quatro dimensões – geral, organizacional afetivo, organizacional cognitivo e organizacional comportamental, com base nos índices de ajuste encontrados, comparação a modelos alternativos, CC e alfa de Cronbach. Com relação à validade discriminante, é preciso continuar aplicando o instrumento, por meio de novos estudos empíricos, para que em novos contextos em nosso país possa ser alcançada uma melhor compreensão do fenômeno e colocação à prova as dimensões encontradas. O instrumento mostra-se apropriado à avaliação da percepção que o indivíduo tem do cinismo em âmbito nacional.

Limitações e Pesquisas Futuras

Esta pesquisa apresenta algumas limitações, dentre elas, a primeira amostra concentrou-se em uma única região do país e a segunda amostra não conseguiu abarcar todos as unidades federativas do país, assim, tendo em vista as marcantes diferenças sociais, econômicas e culturais de nosso contexto brasileiro, pesquisas futuras devem buscar abarcar outras regiões e organizações diferenciadas para verificar se as características e índices de confiabilidade do instrumento se mantêm.

Outra limitação é a possibilidade de variância comum, pois todas as variáveis foram obtidas dos respondentes em um único momento. Todavia, o instrumento foi construído de modo a atenuar tal possibilidade, os itens da escala eram apresentados de maneira aleatória aos respondentes e o anonimato das respostas foi garantido. Além disso, o modelo de fator único apresentou um ajuste ruim, dessa maneira não parece existir risco elevado de viés ocasionado pela variância de método comum (Podsakoff et al., 2003).

São necessárias a ampliação de pesquisas utilizando o instrumento para que as questões referentes à validade discriminante do instrumento e a corroboração

dos encontrados. Futuras pesquisas podem verificar a aplicação do instrumento de cinismo analisando a invariância dos parâmetros do instrumento em diferentes grupos. Além disso, estudos futuros podem tentar estabelecer, utilizando o instrumento, a relação com outros construtos já estudados na literatura como intenção voluntária de desligamento (Aslam et al., 2016; Thundiyl et al., 2015), diminuição do comprometimento de funcionários (Arslan, 2018), erosão das redes interpessoais de apoio (Salessi & Omar, 2014) e prejuízo ao processo de mudança organizacional (Thundiyl et al., 2015).

Agradecimentos

Agradecemos o pagamento da taxa publicação pelo PROEX/CAPES.

Financiamento

A presente pesquisa não recebeu nenhuma fonte de financiamento, sendo custeada com recursos dos próprios autores.

Contribuição dos autores

Declaramos que todos os autores participaram da elaboração do manuscrito. Especificamente, a autora Ana Cláudia Alves de Medeiros Silva participou da redação inicial do estudo, conceitualização, coleta de dados, análise dos dados e visualização e a autora Elaine Rabelo Neiva participou da redação final do trabalho - revisão e edição.

Disponibilização dos dados e materiais

Todos os dados e sintaxes gerados e analisados durante esta pesquisa serão tratados com total sigilo devido às exigências do Comitê de Ética em Pesquisa em Seres Humanos. Porém, o conjunto de dados e sintaxes que apoiam as conclusões deste artigo estão disponíveis mediante razoável solicitação ao autor principal do estudo.

Conflitos de interesses

Os autores declaram que não há conflitos de interesses.

Referências

- Abugre, J. B. (2017). Relations at workplace, cynicism and intention to leave: A proposed conceptual framework for organisations. *International Journal of Organizational Analysis*, 25(2), 198-216. <https://10.1108/IJOA-09-2016-1068>
- Akbaş, T. T., Durak, İ., Çetin, A., & Karkin, N. (2018). Cynicism as mediating variable between leadership support and emotional burnout: Administrative support staff in Turkish universities. *Transylvanian Review of Administrative Sciences*, (53E), 5-21. <https://10.24193/tras.53E.1>
- Arslan, M. (2018). Organizational cynicism and employee performance: Moderating role of employee engagement. *Journal of Global Responsibility*, 9(4), 415-431. <https://10.1108/JGR-05-2018-0014>
- Arslan, M., & Roudaki, J. (2019). Examining the role of employee engagement in the relationship between organisational cynicism and employee performance. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 39(1/2), 118-137. <https://10.1108/IJSSP-06-2018-0087>

- Aslam, U., Ilyas, M., Imran, M. K., & Rahman, U. U. (2016). Detrimental effects of cynicism on organizational change. *Journal of Organizational Change Management*, 29(4), 580-598. <https://doi.org/10.1108/JOCM-12-2014-0231>
- Assis, D. M., & Nascimento, J. L. (2017). Cinismo organizacional: Estudo preliminar da adaptação de uma escala de medida para o contexto português. *Análise Psicológica*, 35(3), 383-393. <https://10.14417/ap.1272>
- Assis, M. de F. P., & Oliveira, M. L. (2016). O cinismo como metáfora da cultura. *Revista Subjetividades*, 16(2), 82-92. <https://10.5020/23590777.16.2.82-92>
- Bandeira, D. R., & Hutz, C. S. (2019). Elaboração ou adaptação de instrumentos de avaliação psicológica para o contexto organizacional e do trabalho: Cuidados psicométricos. Em C. S. Hutz, D. R. Bandeira, C. M. Trentini, & A. C. S. Vazquez (Orgs.), *Avaliação Psicológica no Contexto Organizacional e do Trabalho* (1a ed., pp. 13-18). Artmed.
- Bergström, O., Styhre, A., & Thilander, P. (2014). Paradoxifying organizational change: Cynicism and resistance in the Swedish armed forces. *Journal of Change Management*, 14(3), 384-404. <https://10.1080/14697017.2014.938096>
- Brandes, P., Dharwadkar, R., & Dean, J. W. (1999, maio). Does organizational cynicism matter? Employee and supervisor perspectives on work outcomes. Em *Eastern Academy of Management Proceedings*, 2(1), 150-153.
- Bornovalova, M. A., Choate, A. M., Fatimah, H., Petersen, K. J., & Wiernik, B. M. (2020). Appropriate use of bifactor analysis in psychopathology research: Appreciating benefits and limitations. *Biological Psychiatry*, 88(1), 18-27. <https://10.1016/j.biopsych.2020.01.013>
- Borsa, J. C., Damásio, B. F., & Bandeira, D. R. (2012). Adaptação e validação de instrumentos psicológicos entre culturas: Algumas considerações. *Paidéia (Ribeirão Preto)*, 22(53), 423-432. <https://10.1590/S0103-863X2012000300014>
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge Academic.
- Cassep-Borges, V., Balbinotti, M. A. A., & Teodoro, M. L. M. (2010). Tradução e validação de conteúdo: Uma proposta para a adaptação de instrumentos. Em L. Pasquali (Org.), *Instrumentação Psicológica: Fundamentos e Práticas* (pp. 506-520). Artmed.
- Dean Jr., J. W., Brandes, P., & Dharwadkar, R. (1998). Organizational cynicism. *The Academy of Management Review*, 23(2), 341. <https://10.2307/259378>
- Durrah, O., Chaudhary, M., & Gharib, M. (2019). Organizational cynicism and its impact on organizational pride in industrial organizations. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(7), 1203. <https://10.3390/ijerph16071203>
- Fauzan, R. (2019). Upgrading at work: Employee disposition and cynicism about organizational changes. *International Journal of Organizational Analysis*, 28(3), 677-697. <https://10.1108/IJOA-07-2019-1826>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, (29.2), 236-240. <https://10.7334/psicothema2016.304>
- 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(5), 762-780. <https://10.1177/0013164417719308>
- Field, A. (2017). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics (5th edition)*. SAGE Publications.
- Figueiredo Filho, D. B., & Silva Júnior, J. A. D. (2010). Visão além do alcance: Uma introdução à análise fatorial. *Opinião Pública*, 16(1), 160-185. <https://10.1590/S0104-62762010000100007>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39. <https://10.2307/3151312>
- Freitas, C. P. P. D., Damásio, B. F., & Koller, S. H. (2016). Escala de Autoeficácia Ocupacional em Intervenções com Populações Vulneráveis. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(4). <https://10.1590/0102.3772e324224>
- Gram, B., & Todericiu, R. (2016). Change, resistance to change and organizational cynicism. *Studies in Business and Economics*, 11(3), 47-54. <https://10.1515/sbe-2016-0034>
- Hair, J. F. (2019). *Multivariate data analysis* (Eighth edition). Cengage.
- Hernández-Nieto, R. A. (2002). *Contributions to statistical analysis: The coefficients of proportional variance, content validity and Kappa*. BookSurge Publishing.
- Imran, M. K., Rehman, C. A., Aslam, U., & Bilal, A. R. (2016). What's organization knowledge management strategy for successful change implementation? *Journal of Organizational Change Management*, 29(7), 1097-1117. <https://10.1108/JOCM-07-2015-0130>
- International Test Commission. (2018). ITC guidelines for translating and adapting tests (2nd ed.). *International Journal of Testing*, 18(2), 101-134. <https://10.1080/15305058.2017.1398166>
- Karacaoğlu, K., & Ince, F. (2012). Reliability and validity of the Turkish version of Brandes, Dharwadkar, and Dean's (1999) Organizational Cynicism Scale: The case of Organized Industrial Zone, Kayseri. *Business and Economics Research Journal*, 3(3), 77-92. <https://econpapers.repec.org/RePEc:ris:buecrj:0093>
- Koçoğlu, M. (2014). Cynicism as a mediator of relations between job stress and work alienation: A study from a developing country – Turkey. *Global Business and Management Research: An International Journal*, 6(1), 24-36. <http://gbmrjournal.com/pdf/vol.%206%20no.%201/Koçoğlu.pdf>
- Kwantes, C. T., & Bond, M. H. (2019). Organizational justice and autonomy as moderators of the relationship between social and organizational cynicism. *Personality and Individual Differences*, 151, 109391. <https://10.1016/j.paid.2019.04.046>
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159. <https://10.2307/2529310>
- Li, C.-H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://10.3758/s13428-015-0619-7>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). Factor 9. 2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and irt models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. <https://10.1177/0146621613487794>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: A method for diagonally weighted factor rotation. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 25(1), 99-106. <https://10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://10.1093/biomet/57.3.519>
- Martins, L. M. D. G., Ferreira, M. C., & Valentini, F. (2017). Propriedades psicométricas da escala multidimensional de suporte social percebido. *Temas em Psicologia*, 25(4), 1873-1883. <https://10.9788/TP2017.4-18Pt>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus user's guide* (Version 8). [Software]. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. URL.
- Naus, F., Van Iterson, A., & Roe, R. (2007). Organizational cynicism: Extending the exit, voice, loyalty, and neglect model of employees' responses to adverse conditions in the workplace. *Human Relations*, 60(5), 683-718. <https://10.1177/0018726707079198>

- Novaes, F. C., Bienemann, B., Paveltchuk, F. D. O., Siqueira, P. H. T., & Damásio, B. F. (2019). Desenvolvimento e Propriedades Psicométricas da Escala de Atitude em Relação à Ciência. *Psico-USF*, 24(4), 763-777. <https://10.1590/1413-82712019240413>
- Pasquali, L. (2011). *Análise fatorial para pesquisadores*. LabPAM.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903. <https://10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Revelle, W. (2020). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research* (R package version 2.0.12) [Software]. Evanston, Illinois: Northwestern University. URL <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- RStudio Team. (2020). *RStudio: Integrated development for R*. RStudio, PBC, Boston, MA. URL Recuperado de <http://www.rstudio.com/>
- Ruscio, J., & Roche, B. (2012). Determining the number of factors to retain in an exploratory factor analysis using comparison data of known factorial structure. *Psychological Assessment*, 24(2), 282-292. <https://10.1037/a0025697>
- Salessi, S., & Omar, A. (2014). Validación de la escala de cinismo organizacional: Un estudio con trabajadores argentinos. *Revista de Psicología*, 32(2), 357-386. <http://www.scielo.org.pe/pdf/psico/v32n2/a07v32n2.pdf>
- Salessi, S., & Omar, A. (2017). Satisfación laboral: Un modelo explicativo basado en variables disposicionales. *Revista Colombiana de Psicología*, 26(2), 329-345. <https://10.15446/rcp.v26n2.60651>
- Salessi, S., & Omar, A. (2018). Tríada oscura de personalidad, satisfacción laboral y cinismo organizacional: Un modelo estructural. *Universitas Psychologica*, 17(3), 1-12. <https://10.11144/Javeriana.upsy17-3.tops>
- Satilmis, A., Oznacar, B., Uzunboylu, H., & Yilmaz, E. (2018). The life satisfaction of teachers at work place, research of structural equation modelling regarding general and organized cynicism. *Quality & Quantity*, 52(S1), 1-10. <https://10.1007/s11135-017-0578-4>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. <https://10.1007/BF02296192>
- Scott, K. A., & Zweig, D. (2016). Understanding and mitigating cynicism in the workplace. *Journal of Managerial Psychology*, 31(2), 552-569. <https://10.1108/JMP-01-2015-0023>
- Thundiyil, T. G., Chiaburu, D. S., Oh, I.-S., Banks, G. C., & Peng, A. C. (2015). Cynical about change? A preliminary meta-analysis and future research agenda. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 51(4), 429-450. <https://10.1177/0021886315603122>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://10.1037/a0023353>
- Valentini, F., Gomes, C. M. A., Muniz, M., Mecca, T. P., Laros, J. A., & Andrade, J. M. (2015). Confiabilidade dos índices fatoriais da WAIS-III adaptada para a população brasileira. *Psicologia – Teoria e Prática*, 17(2), 123-139. <https://10.15348/1980-6906/psicologia.v17n2p123-139>
- Valentini, Felipe, & Damásio, B. F. (2016). Variância média extraída e confiabilidade composta: Indicadores de precisão. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(2). <https://10.1590/0102-3772e322225>
- Wanous, J. P., Reichers, A. E., & Austin, J. T. (2000). Cynicism about organizational change: Measurement, antecedents, and correlates. *Group & Organization Management*, 25(2), 132-153. <https://10.1177/1059601100252003>
- Wrightman, L. (1992). *Assumptions about human nature: Implications for researchers and practitioners*. SAGE Publications. <https://10.4135/9781483325934>

recebido em fevereiro de 2021
aprovado em novembro de 2022

Sobre as autoras

Ana Cláudia Alves de Mendonça Silva é especialista em Políticas Públicas e Gestão Governamental, carreira do Ministério da Gestão e da Inovação em Serviços Públicos. Mestre em Psicologia Social, do Trabalho e das Organizações, PPG-PSTO/IP/UnB.

Elaine Rabelo Neiva é professora da Universidade de Brasília. Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social, do Trabalho e Organizacional/IP/UnB.

Como citar este artigo

Silva, A. C. A. M., & Neiva, E. R. (2023). Escalas de Cinismo Geral e Organizacional: Índícios de Validade para o Brasil. *Avaliação Psicológica*, 22(1), 42-51. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2023.2201.22223.05>