



Ciencias Psicológicas

ISSN: 1688-4094

ISSN: 1688-4221

Universidad Católica del Uruguay.

Alves da Rocha, Rafael Moreton; Grillo Santos, Camila;
Vazquez Gonzalez, Henrique; Porto Noronha, Ana Paula
Escala de Forças de Caráter: novas evidências de validade
Ciencias Psicológicas, vol. 18, núm. 1, e3297, 2024
Universidad Católica del Uruguay.

DOI: <https://doi.org/10.22235/cp.v18i1.3297>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=459578426008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em redalyc.org

UAEM redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

Escala de Forças de Caráter: novas evidências de validade

Character Strengths Scale: new validity evidence

Escala de Fortalezas del Carácter: nuevas evidencias de validez

 Rafael Moreton Alves da Rocha¹

 Camila Grillo Santos¹

 Henrique Vazquez Gonzalez¹

 Ana Paula Porto Noronha¹

¹ Programa de Pós-Graduação
Stricto Sensu em Psicologia,
Universidade São Francisco

Recebido: 21/03/2023

Aceito: 06/03/2024

Correspondência:

Rafael Moreton Alves da Rocha,
rafamoreton@hotmail.com

Como citar: Rocha, R. M. A. da, Santos, C. G., Gonzalez, H. V., & Noronha, A. P. P. (2024). Escala de Forças de Caráter: novas evidências de validade. *Ciencias Psicológicas*, 18(1), e-3297. <https://doi.org/10.22235/cp.v18i1.3297>

Disponibilidade de dados: O conjunto de dados que embasa os resultados deste estudo não está disponível.

Resumo: As forças pessoais são consideradas como construto da personalidade com aspecto positivo, indicando uma vida satisfatória e autêntica. A Escala de Forças de Caráter (EFC) é a única que se tem conhecimento que avalia as forças pessoais dos brasileiros. A literatura aponta que a estrutura proposta, das 24 forças pessoais divididas em 6 virtudes, não é replicada empiricamente. Estudos tem comparado as forças de caráter entre homens e mulheres e entre etapas do desenvolvimento, porém, compreender a equivalência do instrumento entre os grupos deve preceder tais comparações. Este estudo objetiva testar a estrutura fatorial da EFC encontrada por Noronha e Batista (2020) e avaliar a invariância do construto entre: adolescentes e adultos, sexo em adolescentes, sexo em adultos. Para o primeiro objetivo, empregou-se uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC), que corroborou a estrutura testada. Para o segundo, avaliou-se a invariância dos fatores da escala entre os grupos a partir da AFC-Multigrupo, que apontou alguns fatores como equivalentes e outros não. Pode-se concluir que a estrutura fatorial testada é empiricamente pertinente e que, ao comparar médias das forças entre os grupos em estudos futuros com a EFC, os autores devem se atentar a quais forças pertencem a fatores invariantes.

Palavras-chave: avaliação psicológica; psicometria; psicologia positiva; personalidade

Abstract: The aim of the study was to identify instruments used to assess the Character strengths are considered a positive aspect of personality, indicating a satisfying and authentic life. The Character Strengths Scale is the only known measure that evaluates personal strengths of Brazilians. The literature suggests that the proposed structure of 24 character strengths divided into six virtues is not empirically replicated. Studies have compared character strengths between men and women and across stages of development; however, understanding the equivalence of the instrument across groups should precede such comparisons. This study aims to test the factor structure of the Character Strengths Scale found by Noronha and Batista (2020) and evaluate the construct's invariance among adolescents and adults, as well as between sexes in adolescents and adults. For the first objective, Confirmatory Factor Analysis (CFA) was employed, which supported the tested structure. For the second, the equivalence of the scale factors between groups was evaluated using Multi-Group CFA, which identified some factors as equivalent and others as not. It can be concluded that the tested factor structure is empirically relevant and that, when comparing strength means between groups in future studies using the Character Strengths Scale, authors should pay attention to which strengths belong to invariant factors.

Keywords: psychological assessment; psychometrics; positive psychology; personality



Resumen: Las fortalezas del carácter se consideran un aspecto positivo de la personalidad que indica una vida satisfactoria y auténtica. La Escala de Fortalezas del Carácter (EFC) es la única medida conocida que evalúa las fortalezas personales de los brasileños. La literatura sugiere que la estructura propuesta de 24 fortalezas divididas en seis virtudes no se replica empíricamente. Los estudios han comparado las fortalezas del carácter entre hombres y mujeres, y en diferentes etapas del desarrollo; sin embargo, comprender la equivalencia del instrumento entre grupos debe preceder a tales comparaciones. Este estudio tiene como objetivo probar la estructura factorial de la EFC encontrada por Noronha y Batista (2020) y evaluar la invarianza del constructo entre: adolescentes y adultos, sexo en adolescentes, sexo en adultos. Para el primer objetivo, se utilizó el Análisis Factorial Confirmatorio (CFA) que respaldó la estructura probada. Para el segundo, se evaluó la equivalencia de los factores de la escala entre grupos utilizando el CFA Multigrupo, que identificó algunos factores como equivalentes y otros no. Se puede concluir que la estructura factorial probada es empíricamente relevante y que, al comparar las medias de las fortalezas entre grupos en futuros estudios utilizando la EFC, los autores deben prestar atención a qué fortalezas pertenecen a factores invariantes.

Palabras clave: evaluación psicológica; psicometría; psicología positiva; personalidad

O construto forças de caráter é discutido pela Psicologia Positiva desde a década de 1990, quando um grupo de pesquisadores organizou uma relação inicial de forças, que formaram a base para uma conceituação mais completa dos traços positivos dos sujeitos (Noronha & Reppold, 2019; Park, 2009). Os pesquisadores lançaram mão de vários recursos para a obtenção da primeira relação, inicialmente fazendo uso da recuperação da produção científica já existente. Os autores Peterson e Seligman (2004) após participarem de várias conferências e seminários e estudarem sobre tradições, documentos, livros religiosos e obras da filosofia, publicaram um amplo material, internacionalmente reconhecido, no qual constavam 24 forças de caráter que se agrupam teoricamente em seis virtudes. O livro recebeu o nome de *Manual de Sanidades*, em uma crítica à ênfase dada até aquele momento, à investigação das patologias humanas e não ao florescimento.

Dessa maneira, as forças de caráter podem ser entendidas como atributos positivos fundamentais, os traços de personalidade positivos, para que a pessoa tenha uma vida plena e feliz (Noronha & Reppold, 2019). Park (2009) complementa tal definição definindo-as como traços singulares que podem ser expressos por pensamentos, ações, sentimentos. Recentemente, Noronha e Reppold (2021) sugeriram que a tradução mais adequada de *character strengths* para o português seria forças pessoais. Por esta razão, a partir deste momento, usaremos tal nomenclatura.

As forças pessoais condizem com os aspectos saudáveis da personalidade dos indivíduos sendo crucial a utilização deste construto psicológico na práxis. Elas são estáveis nos sujeitos, mas suscetíveis a serem intensificadas e precisam ser analisadas de acordo com o desenvolvimento da pessoa e o âmbito que está inserida (Reppold et al., 2021). Existem pesquisas de intervenção relacionadas às forças pessoais com resultados satisfatórias. Como na área clínica que elas promovem o aumento da autoestima, felicidade, autoeficácia; na hospitalar observou-se um crescimento da qualidade de vida e adesão ao tratamento; no contexto escolar as forças pessoais auxiliam no aumento do desempenho escolar e diminuição de situações de bullying, bem como ocorrências de sintomas associados a humor deprimido e ansiedade; no âmbito familiar contribui no entendimento das relações familiares e no aprofundamento da conscientização da dinâmica entre seus membros (Noronha & Reppold, 2019; Reppold et al., 2021). Para uma eficácia interventiva em diversos contextos com as forças pessoais se faz necessário um instrumento com qualidade teórica, técnica, científica robusta.

Com a publicação da classificação das forças pessoais, pesquisas foram realizadas com vistas a avançar nas compreensões teóricas e nas comprovações empíricas. Desta feita, instrumentos que acessassem as forças de pessoais foram construídos, sendo que, o mais recorrentemente encontrado na literatura internacional é o Values in Action (VIA; Peterson & Seligman, 2004). O VIA permitiu que pesquisas fossem desenvolvidas em muitos países como África do Sul, Croácia, Israel, Índia, Alemanha, entre outros (Noronha et al., 2015). No contexto brasileiro, com base no VIA, foi desenvolvida por Noronha e Barbosa (2016) a Escala de Forças de Caráter (EFC). Esta é composta por 71 itens que avaliam as 24 forças sendo que a escala conta com 3 itens para cada uma delas, exceto Apreciação do Belo que conta com apenas 2 itens. Cabe reiterar, que a EFC não se trata de uma adaptação do VIA, apenas o teve como referencial.

EFC é a única escala que se tem conhecimento que avalia as forças pessoais de brasileiros. Há uma versão em português do VIA-IS, no entanto, os estudos de validade realizados por Seibel et al. (2015) apontaram para algumas fragilidades. Neste estudo os autores analisaram a estrutura fatorial da versão em português brasileiro do VIA-IS. Primeiramente, usaram como método de retenção de fatores a análise paralela, que apontou para uma solução de três ou quatro fatores. Então, realizaram a Análise Fatorial Exploratória para ambas as possibilidades, agrupando os itens correspondentes a cada força pessoal. Porém, tanto na solução de três quanto na de quatro fatores, várias das forças pessoais apresentaram cargas cruzadas (cargas acima de 0,30 em mais de um fator). Os autores então optaram por considerar a solução proposta pelo método de Hull, que diferentemente da análise paralela, sugeriu a solução unifatorial para a VIA-IS, argumentando que as forças seriam todas interligadas e que, portanto, não deveriam ser divididas em virtudes. Nenhuma das soluções encontradas, acatam a divisão das forças em seis virtudes, conforme proposto originalmente por Peterson e Seligman (2004). Na realidade, os achados apontam para fragilidades psicométricas dos resultados, especialmente, no que tange as soluções multifatoriais para a escala (Seibel et al., 2015).

Em relação à EFC, foram realizadas várias investigações com vistas a buscas de evidências de validade. No tocante às evidências de validade com base na estrutura interna, por exemplo, os autores publicaram três estudos, sendo que os resultados foram distintos entre si. O primeiro deles, por não ter encontrado a estrutura teórica de seis virtudes, propôs uma interpretação unidimensional para a EFC (Noronha et al., 2015). O estudo foi realizado com fatores de segunda ordem, guiando-se por intermédio das 24 forças pessoais. No entanto, com o avanço das pesquisas, ficou elucidado que a interpretação de um escore geral de forças pessoais tinha pouca ou nenhuma utilidade.

Isto posto, os autores testaram em dois outros artigos diferentes estruturas. Noronha e Zanon (2018) em um estudo com amostra composta por 981 universitários apontaram uma solução de três fatores para a EFC (intelecto, intrapessoal e coletivismo e transcendência). Os autores argumentam que, apesar de encontrarem índices de ajuste melhores nas estruturas testadas com maior número de dimensões, a solução com três fatores era a única que fazia sentido e se sustentava do ponto de vista teórico.

Posteriormente, Noronha e Batista (2020) em um estudo com amostra composta por 1,500 universitários, identificaram, a partir de uma Análise Fatorial Exploratória, uma solução de 6 fatores para o instrumento. No entanto, a classificação teórica de Peterson e Seligman (2004) não foi replicada (ver Tabela 1). No referido estudo, diversos itens obtiveram cargas fatoriais cruzadas, de modo que os autores propuseram a alocação destes nos seus respectivos fatores, não somente a partir da carga fatorial, mas também pautados no aspecto teórico. Os itens foram distribuídos entre os seguintes fatores propostos: Forças Interpessoais (FI); Forças de Coragem (FC); Forças Teológicas (FT); Forças de Humanidade (FH); Forças de Autorregulação (FA) e Forças Intelectuais (FINT).

Tabela 1

Distribuição das forças pessoais proposta por Peterson e Seligman (2004) e distribuição encontrada por Noronha e Batista (2020)

Peterson & Seligman (2004)		Noronha e Batista (2020)	
Virtudes	Forças	Fatores	Forças
Sabedoria e conhecimento	Criatividade, curiosidade, pensamento crítico, amor pelo aprendizado e sensatez	Forças Interpessoais	Humor, amor, inteligência social, autenticidade e apreciação do belo
Coragem	Bravura, persistência, autenticidade e vitalidade	Forças de Coragem	Sensatez, abertura, liderança, trabalho em equipe, prudência, bravura e criatividade
Humanidade	Amor, bondade e inteligência social	Forças Teológicas	Espiritualidade, gratidão, persistência e otimismo
Justiça	Trabalho em equipe, imparcialidade e liderança	Forças de Humanidade	Imparcialidade, bondade e modéstia
Temperança	Perdão, modéstia, prudência e autorregulação	Forças de Autorregulação	Vitalidade, autorregulação e perdão
Transcendência	Apreciação do belo, gratidão, esperança, humor e espiritualidade	Forças Intelectuais	Amor pelo aprendizado e curiosidade

Também foram realizados estudos com vistas à busca de evidências de validade com variáveis externas de construtos relacionados como personalidade, estilos parentais e suporte social. Os fatores de personalidade Extroversão e Socialização foram mais explicativas das forças pessoais. Quanto aos estilos parentais, as forças se associam com maiores magnitudes com a responsividade, que interpreta o afeto, envolve sensibilidade, aceitação e compromisso (Noronha & Batista, 2017, 2020; Noronha & Campos, 2018; Noronha & Reppold, 2019).

Temática recente referente às forças pessoais refere-se às diferenças de endosso entre grupos diferentes (e.g. homens e mulheres; adolescentes e adultos). Meta-análises recentes apontam que os achados dos estudos são divergentes sobre quais forças seriam predominantes entre os grupos citados (Heintz et al., 2019; Heintz & Ruch, 2022). Porém, antes de analisar eventuais diferenças, é necessário investigar se o instrumento utilizado para avaliar as forças pessoais mede o mesmo construto entre os grupos. Em outras palavras, se o instrumento é invariante entre eles (Damásio, 2013).

A análise de invariância pode ser realizada a partir de três modelos, quais sejam, (1) Configural, que indica se o número de fatores e o número de itens por fator são adequados para ambos os grupos; (2) Métrica, que indica a equivalência das cargas fatoriais dos itens entre os grupos; (3) Escalar, que indica que os interceptos (nível de traço latente necessário para endossar as categorias dos itens) são equivalentes para os grupos. Assim, caso a invariância não seja evidenciada, por exemplo, ao comparar as médias de homens e mulheres no construto, o pesquisador pode encontrar uma diferença entre os sexos explicada pelo erro de medida e não propriamente por uma diferença real do construto entre eles (Fischer & Karl, 2019; Peixoto & Martins, 2021).

Desta forma, o presente estudo conta com os seguintes objetivos: (1) testar a estrutura fatorial da EFC no modelo de 6 fatores encontrado por Noronha e Batista (2020) a partir de uma AFC, buscando evidências de validade com base na estrutura interna do construto (American Educational Research Association [AERA] et al., 2014); (2) testar a invariância da EFC entre adolescentes e adultos; (3) testar a invariância da EFC entre homens e mulheres adolescentes; (4) testar a invariância da EFC entre homens e mulheres adultos.

Método

Participantes

A amostra deste estudo foi constituída por 4,522 participantes, com idades entre 13 e 65 anos ($M = 22,12$; $DP = 7,623$) sendo que 62,7 % reportaram ser do sexo feminino. Posteriormente, para a

análise de invariância da escala entre os sexos de adultos e de adolescentes a amostra foi separada em duas subamostras. A subamostra de adultos contou com 3,549 sujeitos, com idades de 18 a 65 anos ($M = 23,86$; $DP = 7,723$), sendo que 62,4 % relataram ser do sexo feminino. A subamostra de adolescentes contou com 973 sujeitos, com idades de 13 a 17 anos ($M = 15,76$; $DP = 1,008$), sendo que 63,8 % relataram ser do sexo feminino.

Instrumentos

Questionário sociodemográfico: este questionário foi elaborado para o presente estudo visando coletar informações sobre sexo e idade dos participantes.

Escala de Forças de Caráter (EFC; Noronha & Barbosa, 2016). A escala é composta por 71 afirmações com respondidas em escala Likert de cinco pontos (0 = *nada a ver comigo*; 4 = *tudo a ver comigo*). O instrumento foi desenvolvido para avaliar 24 forças pessoais, organizadas em seis virtudes, de acordo com a definição de Peterson e Seligman, (2004). Cada força é representada por três itens, exceto a força Apreciação do Belo que conta com apenas dois. O resultado é calculado a partir da soma do valor dos itens respondidos. O modelo de 6 fatores proposto por Noronha e Batista (2020) conta com bons índices de consistência interna: FI ($\alpha = 0,89$); FC ($\alpha = 0,88$); FT ($\alpha = 0,93$); FH ($\alpha = 0,91$); FA ($\alpha = 0,83$) e FINT ($\alpha = 0,88$).

Procedimentos

O projeto foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa. Após aprovação (Parecer n.º 365.343), foi conduzida a coleta de dados de forma presencial (caneta e papel). As aplicações ocorreram sempre nas dependências das instituições de ensino, sendo que para os menores de idades se deu em escolas e, para os maiores, em universidades. Os participantes maiores de 18 anos assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE). Por sua vez, para a coleta nas escolas, após a autorização dos diretores, estabeleceu-se um cronograma, de modo que inicialmente foi explicado o objetivo da pesquisa e foi entregue o TCLE para pais. Após o recebimento dos TCLE assinados, foram marcados os horários da coleta. As aplicações ocorreram nos horários de aula, após a assinatura ao Termo de Assentimento Livre e Esclarecido (TALE). Para todos os participantes, os questionários foram apresentados na seguinte ordem: questionário sociodemográfico e Escala de Forças de Caráter. Estimou-se que o formulário tenha sido concluído em aproximadamente 20 minutos.

Análise de dados

Para avaliar a estrutura fatorial da escala, realizou-se uma AFC conduzida a partir do *software* R (R Core Team, 2022), por meio do pacote *lavaan* (Rosseel, 2012), com método de estimação *weighted least square mean and variance adjusted* (WLSMV; Asparouhov & Muthén, 2010). Para avaliação do ajuste dos modelos foram considerados os índices: χ^2 , graus de liberdade (*gl*), Root Mean Squared Error of Approximation (RMSEA), Standardized Root Mean Residual (SRMR), Comparative Fit Index (CFI) e Tucker-Lewis Index (TLI). Estes são considerados adequados quando valores de RMSEA e SRMR $< 0,08$ e valores de CFI e TLI $> 0,90$, preferencialmente $> 0,95$ (Hu & Bentler, 1999).

Em seguida, a invariância de medida de cada um dos fatores da EFC entre adultos e adolescentes foi estimada a partir da Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG). Optou-se por realizar o teste de invariância fator a fator, considerando cada um deles como um construto unidimensional, justamente por cada um destes ter uma interpretabilidade singular e por possuírem evidências de validade que sustentem.

A análise foi realizada por meio do *software* estatístico R (R Core Team, 2022) e foi utilizado o método de estimação WLSMV (Asparouhov & Muthén, 2010). A invariância da escala foi avaliada em três modelos: Configural (estrutura fatorial), Métrico (cargas fatoriais) e Escalar (intercepto dos itens). A avaliação da invariância é realizada de forma hierárquica, ou seja, o modelo mais complexo só é avaliado se o seu antecedente for invariante (Peixoto & Martins, 2021).

Para avaliar a invariância no modelo Configural, são considerados os mesmos critérios de índices de ajuste da AFC. Já para avaliação da invariância, nos modelos Métrico e Escalar, é considerada a variabilidade dos índices CFI, RMSEA e SRMR, sendo que pioras de $\Delta CFI \leq 0,01$, $\Delta RMSEA \geq 0,015$ e $\Delta SRMR \geq 0,01$ entre um modelo e o seu antecedente indicam a sua não-invariância. O ΔCFI é indicado como índice mais robusto para avaliação da invariância entre grupos (Cheung & Rensvold, 2002),

porém, $\Delta RMSEA$ e $\Delta SRMR$ podem ser utilizados como índices suplementares (Chen, 2007). Em seguida, conforme já exposto, a amostra foi separada em duas subamostras, uma de adultos e outra adolescentes. A partir disto, utilizando o mesmo procedimento supracitado, foi avaliada invariância entre sexo em ambas as etapas do desenvolvimento.

Resultados

Os resultados da AFC realizada na EFC estão expostos na Tabela 2. Como é possível observar, apenas o item 3 não obteve carga fatorial satisfatória ($\geq 0,30$) em seu respectivo fator (FC). O item refere-se à força criatividade (Faço as coisas de jeitos diferentes).

Tabela 2

Resultado da AFC na Escala de Forças de Caráter

Itens	FI	FC	FT	FH	FA	FINT
Item_1	0,517					
Item_10	0,394					
Item_14	0,567					
Item_16	0,571					
Item_20	0,530					
Item_33	0,570					
Item_37	0,586					
Item_39	0,619					
Item_41	0,408					
Item_42	0,513					
Item_43	0,475					
Item_59	0,490					
Item_64	0,570					
Item_70	0,438					
Item_3		0,261				
Item_4		0,435				
Item_6		0,444				
Item_7		0,415				
Item_9		0,487				
Item_19		0,543				
Item_29		0,358				
Item_30		0,577				
Item_31		0,544				
Item_34		0,629				
Item_35		0,584				
Item_36		0,366				
Item_48		0,512				
Item_55		0,405				
Item_57		0,539				
Item_61		0,667				
Item_62		0,602				
Item_63		0,605				
Item_65		0,508				
Item_67		0,486				
Item_71		0,432				

Item_8	0,649		
Item_15	0,723		
Item_22	0,615		
Item_24	0,722		
Item_27	0,710		
Item_28	0,598		
Item_40	0,670		
Item_44	0,737		
Item_47	0,622		
Item_49	0,717		
Item_51	0,599		
Item_52	0,713		
Item_2		0,528	
Item_11		0,329	
Item_21		0,664	
Item_46		0,558	
Item_50		0,778	
Item_56		0,480	
Item_58		0,488	
Item_66		0,562	
Item_68		0,634	
Item_12			0,336
Item_13			0,652
Item_18			0,590
Item_26			0,475
Item_32			0,488
Item_38			0,392
Item_53			0,806
Item_54			0,513
Item_60			0,502
Item_5			0,666
Item_17			0,586
Item_23			0,712
Item_25			0,751
Item_45			0,824
Item_69			0,609

Nota. FI = Forças Interpessoais; FC = Forças de Coragem; FT = Forças Teológicas; FH = Forças de Humanidade; FA = Forças de Autorregulação e FINT = Forças Intelectuais

Os índices de ajuste obtidos na AFC da EFC foram aceitáveis ($\chi^2 = 55127,615$; $gl = 2399$; RMSEA = 0,076; SRMR = 0,071; TLI = 0,909; CFI = 0,912). Devido ao item 3 não apresentar carga fatorial satisfatória, foi realizada uma nova CFA excluindo-o, porém não foram encontradas mudanças significativas nos índices de ajuste ($\chi^2 = 60118,791$; $gl = 2415$; RMSEA = 0,076 [90 % IC = 0,075-0,076]; SRMR = 0,071; TLI = 0,910; CFI = 0,913). Desta forma, optou-se por manter o item 3 para as análises posteriores. A respeito da consistência interna dos fatores, todos obtiveram bons índices de confiabilidade: FI ($\alpha = 0,79$; $\omega = 0,82$); FC ($\alpha = 0,84$; $\omega = 0,86$); FT ($\alpha = 0,87$; $\omega = 0,89$); FH ($\alpha = 0,75$;

$\omega = 0,78$); FA ($\alpha = 0,73$; $\omega = 0,80$); FINT ($\alpha = 0,80$; $\omega = 0,85$). Os menores alfas foram encontrados nos fatores FA e FH.

Com vistas a atender ao segundo objetivo deste estudo, os resultados obtidos na análise de invariância entre adolescentes e adultos estão expostos na Tabela 3. Conforme pode ser observado, os resultados indicam, a partir de todos os índices considerados, a invariância configural, métrica e escalar dos fatores FC, FT e FINT, ou seja, estes apresentaram equivalência forte entre os grupos, de modo que adolescentes e adultos respondem de modo similar aos itens destes fatores.

No caso dos fatores FI e FH, estes apresentaram invariância configural e métrica em todos os índices, porém para o modelo Escalar o ΔCFI obtido (-0,012) excedeu o critério proposto (-0,010), enquanto o $\Delta RMSEA$ e $\Delta SRMR$ foram adequados. Mesmo sendo o ΔCFI o índice considerado mais robusto para avaliação da invariância, este ultrapassou apenas em -0,002 o critério proposto, portanto, é possível considerar que ambos os índices suplementares indicaram a invariância do modelo métrico. Sob esta perspectiva, também se pode considerar estes fatores como tendo equivalência forte entre adolescentes e adultos. Por fim, em relação ao fator FA, este não apresentou índices de ajuste aceitáveis no modelo Configural. Portanto, não pode ser considerado equivalente entre as faixas etárias em nenhum dos modelos.

Tabela 3

Índices de ajuste dos modelos de invariância dos fatores da EFC testados entre adolescentes e adultos

Forças Interpessoais						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	3375,4	154	0,907	0,098	0,095-0,101	0,079
Métrica	3521,3	195	0,904(0,003)	0,088(-0,010)	0,086-0,091	0,080(0,001)
Escalar	3975,3	208	0,892(-0,012)	0,091(0,003)	0,088-0,093	0,080(0,000)
Forças de Coragem						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	6474,5	378	0,915	0,088	0,086-0,090	0,074
Métrica	6902,8	440	0,910(-0,005)	0,084(-0,004)	0,082-0,086	0,075(0,001)
Escalar	7385,1	460	0,903(-0,007)	0,085(0,001)	0,083-0,087	0,075(0,000)
Forças Teológicas						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	4150,2	108	0,949	0,130	0,127-0,134	0,092
Métrica	4337,0	143	0,947(-0,002)	0,115(-0,015)	0,113-0,118	0,092(0,000)
Escalar	4482,1	154	0,945(-0,002)	0,113(-0,002)	0,110-0,116	0,092(0,000)
Forças de Humanidade						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	570,76	54	0,971	0,066	0,061-0,071	0,052
Métrica	688,94	80	0,966(-0,005)	0,059(-0,007)	0,055-0,063	0,054(0,002)
Escalar	910,47	88	0,954(-0,012)	0,065(0,006)	0,061-0,069	0,055(0,001)
Forças de Autorregulação						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	3658,4	54	0,845	0,174	0,169-0,179	0,116
Métrica	3806,0	80	0,840(-0,005)	0,146(-0,028)	0,142-0,149	0,118(0,002)
Escalar	4027,6	88	0,831(-0,009)	0,143(-0,003)	0,139-0,146	0,118(0,000)
Forças Intelectuais						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	224,13	18	0,992	0,072	0,064-0,080	0,040
Métrica	322,29	35	0,989(-0,003)	0,061(-0,011)	0,055-0,067	0,043(0,003)
Escalar	345,34	40	0,988(-0,001)	0,059(-0,002)	0,053-0,064	0,043(0,000)

Os resultados obtidos na análise de invariância por sexo na subamostra de adolescentes estão expostos na Tabela 4. Conforme pode ser observado, apenas o fator FT apresentou invariância nos três modelos (Configural, Métrico e Escalar). Os fatores FI, FH e FINT apresentaram invariância configural. Já os fatores FC e FA não apresentaram invariância. Desta forma, pode-se afirmar que apenas o fator Forças Teológicas apresenta invariância forte entre homens e mulheres adolescentes.

Tabela 4

Índices de ajuste dos modelos de invariância dos fatores da EFC testados entre sexos em adolescentes

Forças Interpessoais						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	1065,1	154	0,918	0,111	0,105-0,117	0,094
Métrica	1266,4	195	0,903(-0,015)	0,107(-0,004)	0,101-0,113	0,096(0,002)
Escalar	1536,1	208	0,880(-0,023)	0,115(0,008)	0,110-0,121	0,096(0,000)
Forças de Coragem						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	2800,0	378	0,866	0,116	0,112-0,120	0,105
Métrica	3251,5	440	0,845(-0,021)	0,116(0,000)	0,112-0,119	0,108(0,003)
Escalar	3446,1	460	0,835(-0,010)	0,117(0,001)	0,113-0,120	0,108(0,000)
Forças Teológicas						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	876,23	108	0,949	0,121	0,114-0,129	0,093
Métrica	1019,91	143	0,942(-0,007)	0,113(-0,008)	0,106-0,119	0,095(0,002)
Escalar	1085,06	154	0,939(-0,003)	0,112(-0,001)	0,105-0,118	0,096(0,001)
Forças de Humanidade						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	338,35	54	0,943	0,105	0,094-0,116	0,082
Métrica	455,14	80	0,924(-0,019)	0,099(-0,006)	0,090-0,108	0,086(0,004)
Escalar	563,33	88	0,904(-0,020)	0,106(0,007)	0,098-0,115	0,086(0,000)
Forças de Autorregulação						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	992,35	54	0,747	0,190	0,180-0,201	0,134
Métrica	1099,65	80	0,726(-0,021)	0,163(-0,027)	0,155-0,172	0,135(0,001)
Escalar	1351,51	88	0,660(-0,066)	0,173(0,010)	0,165-0,181	0,138(0,003)
Forças Intelectuais						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	88,467	18	0,973	0,090	0,072-0,109	0,064
Métrica	146,423	35	0,957(-0,016)	0,081(-0,009)	0,068-0,095	0,069(0,005)
Escalar	152,218	40	0,956(-0,001)	0,076(-0,005)	0,064-0,089	0,068(-0,001)

Os resultados da análise de invariância por sexo na subamostra de adultos estão expostos na Tabela 5. Conforme pode ser observado, os fatores FC, FT, FH e FINT, apresentaram invariância nos três modelos (Configural, Métrico e Escalar), ou seja, invariância forte entre os grupos. Em contraste, os fatores FI e FA não apresentaram invariância em quaisquer modelos.

Tabela 5

Índices de ajuste dos modelos de invariância dos fatores da EFC testados entre sexos em adultos

Forças Interpessoais						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	2749,2	154	0,898	0,099	0,096-0,103	0,080
Métrica	2989,4	195	0,890(-0,008)	0,092(-0,008)	0,094-0,100	0,082(0,002)
Escalar	3562,9	208	0,868(-0,022)	0,097(0,005)	0,094-0,100	0,082(0,000)
Forças de Coragem						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	5343,0	378	0,915	0,090	0,088-0,092	0,075
Métrica	5719,8	440	0,909(-0,006)	0,086(-0,004)	0,084-0,088	0,077(0,002)
Escalar	6094,7	460	0,903(-0,005)	0,087(0,001)	0,085-0,089	0,077(0,000)
Forças Teológicas						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	3608,1	108	0,947	0,138	0,134-0,141	0,096
Métrica	3702,8	143	0,946(-0,001)	0,121(-0,017)	0,117-0,124	0,096(0,000)
Escalar	4067,0	154	0,940(-0,006)	0,122(0,001)	0,119-0,125	0,097(0,001)
Forças de Humanidade						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	459,87	54	0,971	0,066	0,061-0,072	0,051
Métrica	526,42	80	0,968(-0,003)	0,057(-0,009)	0,052-0,062	0,053(0,002)
Escalar	645,02	88	0,960(-0,008)	0,061(0,004)	0,056-0,065	0,054(0,001)
Forças de Autorregulação						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	2944,7	54	0,860	0,176	0,171-0,182	0,115
Métrica	3026,5	80	0,857(-0,003)	0,146(-0,030)	0,142-0,151	0,116(0,001)0,1
Escalar	3503,0	88	0,834(-0,023)	0,150(-0,004)	0,146-0,155	16(0,000)
Forças Intelectuais						
Modelo	χ^2	gl	CFI (Δ)	RMSEA (Δ)	RMSEA IC 95 %	SRMR (Δ)
Configural	170,41	18	0,994	0,070	0,061-0,080	0,035
Métrica	244,54	35	0,992(-0,002)	0,059(-0,011)	0,052-0,066	0,038(0,003)
Escalar	336,26	40	0,988(-0,004)	0,065(0,006)	0,059-0,072	0,039(0,001)

A Tabela 6 apresenta uma síntese dos resultados das análises de invariância dos seis fatores EFC. Nela estão expostos, separadamente, os modelos de invariância acatados para cada um dos fatores da escala nas três situações analisadas (entre adolescentes e adultos, entre sexos em adolescentes e entre sexos em adultos).

Tabela 6

Síntese dos resultados da análise de invariância dos fatores da Escala de Forças de Caráter

Invariância	Modelo adotado		
Fatores	Entre adolescentes e adultos	Entre sexos em adolescentes	Entre sexos em adultos
Forças Interpessoais	Escalar	Configural	Não adotada
Forças de Coragem	Escalar	Não adotada	Escalar
Forças Teológicas	Escalar	Escalar	Escalar
Forças de Humanidade	Escalar	Configural	Escalar
Forças de Autorregulação	Não adotada	Não adotada	Não adotada
Forças Intelectuais	Escalar	Configural	Escalar

Discussão

O presente estudo objetivou replicar a estrutura interna da EFC proposta por Noronha e Batista (2020), visando buscar evidências de validade com base na estrutura interna. Embora o instrumento tenha outros estudos de análise da estrutura interna (Noronha & Batista, 2020; Noronha et al., 2015; Noronha & Zanon, 2018), tal como preconizado por AERA et al. (2014), novas evidências de validade devem ser pesquisadas com amostras distintas. No caso deste estudo, usou-se uma ampla amostra. Além disso, o estudo buscou avaliar se os fatores encontrados, quando considerados como escalas unidimensionais (devido à interpretabilidade de cada um deles e as reiteradas evidências de validade), se demonstravam invariantes entre adolescentes e adultos e entre os sexos destes grupos.

Em relação aos achados da análise da estrutura interna, os índices foram aceitáveis, replicando, portanto, o estudo de Noronha e Batista (2020). Os índices de ajuste ficaram dentro dos parâmetros mínimos sugeridos por Hu e Bentler (1999), sendo que todos os itens, exceto o 3, tiveram carga > 0,30 em seus respectivos fatores. Além disso, todos os fatores do instrumento apresentaram boa consistência interna (Cronbach, 1951). Tais resultados estão em concordância com outros estudos (Littman-Ovadia & Lavy, 2012; McGrath, 2014; Neto et al., 2014; Ng et al., 2016; Noronha & Batista, 2020; Noronha et al., 2015; Noronha & Zanon, 2018; Solano & Cosentino, 2018) que indicam uma distribuição das forças pessoais divergente do modelo teórico proposto por Peterson e Seligman (2004).

Tratando da análise de invariância do instrumento, primeiramente cabe ressaltar a importância deste tipo de procedimento antes de se realizar comparações entre os grupos. Conforme abordado, a literatura aponta divergências entre quais forças pessoais tem maiores e menores médias entre homens e mulheres e entre adolescentes e adultos (Heintz et al., 2019; Heintz & Ruch, 2022). Porém, as diferenças encontradas, podem não refletir diferenças reais nas forças entre os grupos e sim serem decorrentes de erros ou vieses de medida do instrumento. Instrumentos com medidas errôneas ou enviesadas, podem não apenas apontar para diferenças inexistentes, como podem também encobrir diferenças existentes entre os grupos. Justamente por ser capaz de trazer luz a esta questão, a avaliação da invariância do instrumento se faz extremamente relevante (Chen, 2008).

No presente estudo realizamos a análise de invariância nos modelos Configural, Métrico e Escalar. A título de compreensão, o modelo Configural avalia se a estrutura do instrumento, ou seja, sua configuração é adequada para ambos os grupos analisados. Quando a invariância não é adotada neste modelo, isto significa que os itens carregam em diferentes fatores para cada grupo. O modelo Métrico avalia se as cargas fatoriais dos itens são estatisticamente iguais para ambos os grupos. Quando este não é adotado, significa que os itens não têm a mesma importância para o instrumento em ambos os grupos, o que indica viés nas respostas aos itens por um dos grupos, portanto qualquer comparação de média estará enviesada. Por fim, o modelo Escalar avalia se o nível de traço latente para responder determinado item, é equivalente entre os grupos. Quando este não é adotado, significa que um dos grupos pode endossar mais facilmente um item do que o outro (Damásio, 2013; Milfont & Fischer, 2010).

Desta forma, conforme a descrição dos modelos, fica evidente que estudos comparativos entre sexos, diferentes faixas etárias e diferentes nacionalidades são capazes de refletir diferenças ou similaridades reais entre os grupos, se o instrumento utilizado for equivalente entre os grupos. Afinal, a invariância acatada no modelo Configural, diz respeito à configuração correta dos itens no modelo e a invariância no modelo métrico, somente indica que as cargas fatoriais são estatisticamente equivalentes, enquanto a invariância no modelo Escalar, indica que os itens realmente avaliam de maneira equivalente o traço latente dos sujeitos pertencentes a ambos os grupos. Portanto, apesar da relevância de cada modelo avaliado, comparações diretas entre os grupos e não enviesadas por erro de medida só são possíveis quando os três níveis de invariância são acatados (Fischer & Karl, 2019; Milfont & Fischer, 2010).

No presente estudo, a equivalência escalar da EFC foi acatada entre adolescentes e adultos nos fatores FI, FC, FT, FH e FINT, entre homens e mulheres adolescentes no fator FT e entre homens e mulheres adultos nos fatores FC, FT, FH e FINT. Conforme explicitado, estes resultados sugerem que comparações de média nas forças pessoais entre os grupos, são possíveis naquelas pertencentes a estes fatores supracitados (*e.g.* humor entre adolescentes e adultos; espiritualidade entre homens e mulheres adolescentes; sensatez entre homens e mulheres adultos). Desta forma, pode-se afirmar que comparações entre forças de caráter pertencentes aos fatores que não acataram invariância escalar entre os grupos avaliados, não são possíveis, pois não irão refletir diferenças ou similaridades reais, mas sim erros e vieses do instrumento de medida (Damásio, 2013; Fischer & Karl, 2019; Peixoto & Martins, 2021).

É relevante destacar que o fator FA não obteve sequer invariância configural em nenhum dos pares de grupos testados. Ao investigar cuidadosamente os resultados do modelo, foi observado que alguns funcionaram de forma diferente entre os grupos. No caso da comparação entre adolescentes e adultos o item 60 (“Sou uma pessoa cuidadosa”) obteve carga fatorial $< 0,30$ para ambos. Já os itens 18 (“Sempre tenho muita energia”) e 53 (“Eu me sinto cheio(a) de vida”) obtiveram cargas maiores para os adultos do que para os adolescentes; isso pode indicar que, talvez, para alguns adolescentes estes itens não estejam diretamente relacionados aos demais itens de autorregulação e sim a outras características de sua personalidade. No caso da comparação entre os sexos em adolescentes, os itens 18, 60 e 38 (“Mantenho a calma mesmo em situações difíceis”) carregaram adequadamente no fator apenas para o grupo do sexo feminino. Estudos anteriores demonstraram que meninas adolescentes costumam pontuar mais alto autorregulação do que meninos (Coyne et al., 2015; Sanchis-Sanchis et al., 2020; Tetering et al., 2020), portanto, é possível que a não invariância configural entre os grupos decorra desta diferença. Já para a comparação entre os sexos em adultos, o item 60 teve carga fatorial muito baixa para o grupo do sexo masculino (0,167) e o item 38 teve carga mais alta para mulheres do que para homens. Ambos os itens envolvem questões relacionadas a calma/cuidado e, como aponta a literatura, mulheres tendem a relatar mais estratégias de autorregulação do que homens (Nolen-Hoeksema, 2012), o que pode justificar a ausência de invariância deste fator entre os grupos.

O fator FC também não foi invariante sequer no nível configural entre os grupos de adolescentes. Uma observação das cargas fatoriais indicou que os itens 3 (“Faço as coisas de jeitos diferentes”), 6 (“Faço bons julgamentos, mesmo em situações difíceis”), 7 (“Penso em diferentes possibilidades quando tomo uma decisão”), 29 (“Penso muito antes de tomar uma decisão”) e 36 (“Analiso o que as pessoas dizem antes de dar minha opinião”) obtiveram carga $< 0,30$ para o grupo de adolescentes do sexo masculino. Diferentemente de itens como o 35 (“Enfrento perigos para fazer o bem”) que refletem mais diretamente uma coragem com teor positivo, o conteúdo destes itens envolve algo mais próximo de pensar/refletir antes de agir. Desta forma, é possível que para o grupo de adolescentes do sexo masculino estes itens estejam captando outro tipo de conteúdo como, por exemplo, controle de impulsividade (Weinstein & Dannon, 2015).

Por fim, o fator FI não apresentou invariância configural entre os sexos para adultos. O item 10 (“Não minto para agradar as pessoas”) obteve carga fatorial $< 0,30$ para homens (0,222), mas também não obteve uma carga muito elevada para mulheres (0,317). Por ser um item positivo (no sentido do traço latente), mas que contém a palavra “não” a interpretação do significado da sentença pelos participantes pode ter sido dificultada o que pode ter penalizado o ajuste do modelo Configural e resultado na não invariância do fator. Porém, o item 33 (“Sou uma pessoa verdadeira”) também apresentou maior carga para as mulheres do que para os homens, o que pode indicar que, de fato, pode

haver uma diferença no funcionamento do conteúdo dos itens entre os sexos em adultos para além da questão apontada para o item 10.

Considerações finais

A estrutura encontrada por Noronha e Batista (2020) para a EFC foi replicada no presente estudo. Isto traz um novo indicativo de que esta forma de distribuição das forças pessoais tem sustentação empírica. Apesar de o item 3 não causar grande prejuízo ao ajuste do modelo, talvez sua reformulação pudesse ser considerada, devido à baixa carga fatorial. Em especial, o item refere-se à criatividade (“Faço as coisas de jeitos diferentes”) e é possível que o significado de fazer coisas diferentes tenha variadas interpretações, o que pode ter impactado nos resultados. É ímpar que novos estudos sejam conduzidos, dentre os quais, aplicações adicionais de estudos pilotos.

A respeito da invariância dos fatores, os resultados indicaram apenas o fator FT como tendo invariância escalar em todas as comparações de grupos, porém, ao menos em uma das comparações de grupo, os outros fatores demonstraram invariância completa, exceto o fator FA, que foi não-invariante em todas as comparações de grupo. Isto pode ser um indicativo para a revisão prioritária dos itens que o compõem. O fator FC e o fator FI também merecem atenção em uma futura revisão do instrumento, já que o primeiro não funcionou de forma equivalente em nenhum nível entre os agrupamentos por sexo em adolescentes e ocorreu o mesmo com o segundo em adultos.

Como limitação do presente estudo, pode-se indicar que devido ao número de itens dispostos para cada força de caráter ser menor que quatro, não foi possível avaliar a invariância destas, uma a uma, a partir da AFCMG (Czerwiński & Atroszko, 2023). Recomenda-se que futuros estudos utilizem métodos capazes de avaliar a invariância de cada uma das forças isoladamente.

Referências

- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing: National Council on Measurement in Education*. American Educational Research Association.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2010). *Simple Second Order Chi-Square Correction*. https://www.statmodel.com/download/WLSMV_new_chi21.pdf
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, F. F. (2008). What happens if we compare chopsticks with forks? The impact of making inappropriate comparisons in cross-cultural research. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1005. <https://doi.org/10.1037/a0013193>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Coyne, M. A., Vaske, J. C., Boisvert, D. L., & Wright, J. P. (2015). Sex differences in the stability of self-regulation across childhood. *Journal of Developmental and Life-Course Criminology*, 1(1), 4-20. <https://doi.org/10.1007/s40865-015-0001-6>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Czerwiński, S. K., & Atroszko, P. A. (2023). A solution for factorial validity testing of three-item scales: An example of tau-equivalent strict measurement invariance of three-item loneliness scale. *Current Psychology*, 42(2), 1652-1664. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01554-5>
- Damásio, B. F. (2013). Contribuições da Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG) na avaliação de invariância de instrumentos psicométricos. *Psico-USF*, 18, 211-220. <https://doi.org/10.1590/S1413-82712013000200005>
- Fischer, R., & Karl, J. A. (2019). A Primer to (Cross-Cultural) Multi-Group Invariance Testing Possibilities in R. *Frontiers in Psychology*, 10, 1507. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01507>

- Heintz, S., Kramm, C., & Ruch, W. (2019). A meta-analysis of gender differences in character strengths and age, nation, and measure as moderators. *The Journal of Positive Psychology, 14*(1), 103-112. <https://doi.org/10.1080/17439760.2017.1414297>
- Heintz, S., & Ruch, W. (2022). Cross-sectional age differences in 24 character strengths: Five meta-analyses from early adolescence to late adulthood. *The Journal of Positive Psychology, 17*(3), 356-374. <https://doi.org/10.1080/17439760.2021.1871938>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Littman-Ovadia, H., & Lavy, S. (2012). Character strengths in Israel Hebrew adaptation of the VIA Inventory of Strengths. *European Journal of Psychological Assessment, 28*(1), 41-50. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000008>
- McGrath, R. E. (2014). Measurement Invariance in Translations of the VIA Inventory of Strengths. *European Journal of Psychological Assessment, 32*(3), 187-194. <http://doi.org/10.1027/1015-5759/a000248>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research, 3*(1), 111-130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Neto, J., Neto, F., & Furnham, A. (2014). Gender and Psychological Correlates of Self-rated Strengths Among Youth. *Social Indicators Research, 118*(1), 315-327. <http://doi.org/10.1007/s11205-013-0417-5>
- Ng, V., Cao, M., Marsh, H. W., Tay, L., & Seligman, M. E. P. (2016). The factor structure of the Values in Action Inventory of Strengths (VIA-IS): An item-level Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM) bifactor analysis. *Psychological Assessment, 29*(8). <http://doi.org/10.1037/pas0000396>
- Nolen-Hoeksema, S. (2012). Emotion regulation and psychopathology: The role of gender. *Annual Review of Clinical Psychology, 8*(1), 161-187. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032511-143109>
- Noronha, A. P. P., & Barbosa, A. J. C. (2016). Forças e Virtudes: Escala de Forças de Caráter. Em C. S. Hutz (Ed.), *Avaliação em Psicologia Positiva: Técnicas e Medidas* (pp. 21-43). CETEPP.
- Noronha, A. P. P., & Batista, H. H. V. (2017). Escala de Forças e Estilos Parentais: Estudo correlacional. *Estudos Interdisciplinares em Psicologia, 8*(2), 2-19. <https://doi.org/10.5433/2236-6407.2017v8n2p02>
- Noronha, A. P. P., & Batista, H. H. V. (2020). Análise da estrutura interna da Escala de Forças de Caráter. *Ciencias Psicológicas, 14*(1), e-2150. <https://doi.org/10.22235/cp.v14i1.2150>
- Noronha, A. P. P., & Campos, R. R. F. (2018). Relationship between character strengths and personality traits. *Estudos de Psicologia, 35*(1), 29-37. <https://doi.org/10.1590/1982-02752018000100004>
- Noronha, A. P. P., Dellazzana-Zanon, L. L., & Zanon, C. (2015). Internal structure of the Characters Strengths Scale in Brazil. *Psico-USF, 20*(2), 229-235. <https://doi.org/10.1590/1413-82712015200204>
- Noronha, A. P. P., & Reppold, C. T. (2019). Introdução às forças de caráter. Em M. N. Baptista (Ed.), *Compêndio de Avaliação Psicológica*, (pp. 549-568). Vozes.
- Noronha, A. P. P., & Reppold, C. T. (2021). As fortalezas dos indivíduos: o que são forças de caráter? Em M. Rodrigues, & D. da S. Pereira (Eds.), *Psicologia Positiva: dos conceitos à aplicação*, (Vol. 1, pp. 68-81). Sinopsys.
- Noronha, A. P. P., & Zanon, C. (2018). Strengths of character of personal growth: Structure and relations with the big five in the Brazilian context. *Paidéia (ribeirão Preto), 28*, e2822 <https://doi.org/10.1590/1982-4327e2822>
- Park, N. (2009). Character Strength. Em S. J. Lopez (Ed.), *The encyclopedia of positive psychology*, (pp. 135-141). Blackwell.
- Peixoto, E. M., & Martins, G. H. (2021). Contribuições da análise fatorial confirmatória para a validade de instrumentos psicológicos. Em C. Faiad, Baptista, M. B., & Primi, R., *Tutoriais em análise de dados aplicados à psicometria* (pp. 143-160). Vozes.
- Peterson, C., & Seligman, M. E. (2004). *Character strengths and virtues: A handbook and classification* (Vol. 1). Oxford University Press.

- R Core Team. (2022). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing.
- Reppold, C., D'Azevedo, L., & Noronha, A. P. P. (2021). Estratégias de avaliação de forças de caráter. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 22(1), 50-61. <https://doi.org/10.15309/21psd220106>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2). <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Seibel, B. L., DeSousa, D., & Koller, S. H. (2015). Adaptação brasileira e estrutura fatorial da escala 240-item VIA Inventory of Strengths. *Psico-USF*, 20, 371-383. <https://doi.org/10.1590/1413-82712015200301>
- Sanchis-Sanchis, A., Grau, M. D., Moliner, A.-R., & Morales-Murillo, C. P. (2020). Effects of age and gender in emotion regulation of children and adolescents. *Frontiers in Psychology*, 11, 946. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00946>
- Solano, A. C., & Cosentino, A. C. (2018). IVyF abreviado —IVyFabre—: análisis psicométrico y de estructura factorial en Argentina. *Avances en Psicología Latinoamericana/Bogotá (Colombia)*, 36(3), 619-637. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.4681>
- Tetering, M. A. J. van, Laan, A. M. van der, Kogel, C. H. de, Groot, R. H. M. de, & Jolles, J. (2020). Sex differences in self-regulation in early, middle and late adolescence: A large-scale cross-sectional study. *PLOS ONE*, 15(1), e0227607. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0227607>
- Weinstein, A., & Dannon, P. (2015). Is impulsivity a male trait rather than female trait? Exploring the sex difference in impulsivity. *Current Behavioral Neuroscience Reports*, 2(1), 9-14. <https://doi.org/10.1007/s40473-015-0031-8>

Contribuição de autores (Taxonomia CRediT): 1. Conceitualização; 2. Curadoria de dados; 3. Análise formal; 4. Aquisição de financiamento; 5. Pesquisa; 6. Metodologia; 7. Administração do projeto; 8. Recursos; 9. Software; 10. Supervisão; 11. Validação; 12. Visualização; 13. Redação: esboço original; 14. Redação: revisão e edição. R. M. A. D. R. contribuiu em 1, 2, 3, 6, 12, 13; C. G. S. em 1, 6, 12, 13; H. V. G. em 1, 6, 12, 13; A. P. P. N. em 1, 6, 7, 10, 12, 13, 14.

Editora científica responsável: Dra. Cecilia Cracco.