

Novas evidências de validade para a Escala Clance de Fenômeno do Impostor

Nueva evidencia de validez para la Escala de Fenómeno del Impostor de Clance

New Evidence of Validity for the Clance Imposter Phenomenon Scale

Daniela Sacramento Zanini

Iorhana Almeida Fernandes

Pontificia Universidade Católica de Goiás

Karina da Silva Oliveira

Universidade São Francisco

Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.14480>

Resumo

O fenômeno do impostor (FI) é uma experiência psicológica em que indivíduos, apesar de alcançarem sucesso profissional ou acadêmico, sentem-se inadequados e temem ser descobertos como fraude. Essa experiência está associada a diversos problemas de saúde mental, como ansiedade, depressão e *burnout*, e comportamentos desadaptativos, como dificuldade em delegar tarefas e autossabotagem. Apesar disso, são escassos os instrumentos desenvolvidos para avaliar o fenômeno. Neste estudo, procurou-se ampliar as evidências de validade da Escala Clance do Fenômeno do Impostor (ECFI) no contexto brasileiro, examinando sua estrutura interna, confiabilidade e relação com variáveis externas. Para

isso, contou-se com a participação de 620 indivíduos de diversas identidades de gênero e regiões do Brasil. Os resultados da análise fatorial confirmatória revelaram uma estrutura unidimensional da ECFI, com cargas fatoriais adequadas e alta consistência interna. Os resultados apontam para uma relação negativa entre os escores de FI e os escores de autoestima e bem-estar. Por sua vez, houve correlação positiva entre FI e ansiedade, depressão e estresse. Além disso, diferenças significativas na experiência do FI foram encontradas entre as identidades de gênero. Esses achados corroboram pesquisas anteriores, destacando a importância do FI como construto relevante para a saúde mental e para a autoavaliação do desempenho profissional. A ECFI mostrou-se

Daniela Sacramento Zanini ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-2515-2820>

Iorhana Almeida Fernandes ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-5852-661X>

Karina da Silva Oliveira ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0002-5301-7012>

As autoras declaram que todos os participantes foram informados sobre os objetivos da pesquisa e consentiram, por escrito, com sua participação. Ademais, informam ainda terem seguido rigorosamente as normas éticas da APA e NC3R para pesquisas com seres humanos e não apresentarem conflito de interesse na realização deste estudo. Por fim, todas as autoras contribuíram em todas as etapas do manuscrito, desde sua concepção, coleta e análise de dados até a redação final.

Correspondências referentes a este manuscrito devem ser enviadas à Daniela Sacramento Zanini. Correio eletrônico: dazanini@yahoo.com

Para citar este artigo: Sacramento Zanini, D., Almeida Fernandes, I., & da Silva Oliveira, K. (2025). Novas evidências de validade para a Escala Clance de Fenômeno do Impostor. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 42(2), 1-12. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.14480>

uma medida válida e confiável para avaliar o fenômeno no contexto brasileiro, fornecendo *insights* importantes para intervenções e políticas voltadas ao enfrentamento do FI e à promoção do bem-estar em adultos brasileiros. *Palavras-chave:* fenômeno do impostor; instrumento; teste psicológico; psicometria; validade.

Resumen

El fenómeno del impostor (FI) es una experiencia psicológica en la que los individuos, a pesar de alcanzar el éxito profesional o académico, se sienten inadecuados y temen ser descubiertos como fraudes. Esta experiencia está asociada con diversos problemas de salud mental, como ansiedad, depresión y agotamiento, así como comportamientos desadaptativos como la dificultad para delegar tareas y el autosabotaje. Sin embargo, son escasos los instrumentos desarrollados para evaluar el fenómeno. En este estudio, se buscó ampliar las evidencias de validez de la Escala Clance del Fenómeno del Impostor (ECFI) en el contexto brasileño, examinando su estructura interna, confiabilidad y relación con variables externas. Para ello, se contó con la participación de 620 individuos de diversas identidades de género y regiones de Brasil. Los resultados del análisis factorial confirmatorio revelaron una estructura unidimensional de la ECFI, con cargas factoriales adecuadas y alta consistencia interna. Los resultados indican una relación negativa entre las puntuaciones de FI y de bienestar y de autoestima. Por otro lado, hubo una correlación positiva entre FI y ansiedad, depresión y estrés. Además, se encontraron diferencias significativas en la experiencia de FI entre las identidades de género. Estos hallazgos corroboran investigaciones previas, resaltando la importancia del FI como un constructo relevante para la salud mental y la autoevaluación del desempeño profesional. La ECFI demostró ser una medida válida y confiable para evaluar el fenómeno en el contexto brasileño, proporcionando información importante para intervenciones y políticas dirigidas a abordar el FI y promover el bienestar en adultos brasileños.

Palabras clave: fenómeno del impostor; instrumento; prueba psicológica; psicometria; validez.

Abstract

The impostor phenomenon (IP) is a psychological experience in which individuals, despite achieving professional or academic success, feel inadequate and fear being exposed as frauds. This experience is associated with various mental health problems such as anxiety, depression, and burnout, as well as maladaptive behaviors like difficulty delegating tasks and self-sabotage. Despite this, there are few instruments developed to assess the phenomenon. In this study, we sought to expand the evidence of validity for the Clance Impostor Phenomenon Scale (CIPS) in the Brazilian context by examining its internal structure, reliability, and relationship with external variables. To do so, 620 individuals from diverse gender identities and regions of Brazil participated. The results of confirmatory factor analysis revealed a unidimensional structure of the CIPS, with adequate factor loadings and high internal consistency. The findings indicate a negative relationship between IP scores and well-being, and self-esteem. On the other hand, there was a positive correlation between IP and anxiety, depression, and stress. Additionally, significant differences in the experience of IP were found among gender identities. These findings corroborate previous research, highlighting the importance of IP as a relevant construct for mental health and professional performance self-assessment. The CIPS proved to be a valid and reliable measure for assessing the phenomenon in the Brazilian context, providing important insights for interventions and policies aimed at addressing IP and promoting well-being among Brazilian adults.

Key-words: Impostor phenomenon; instrument; psychological test; psychometry; validity.

A expressão “fenômeno do impostor” (FI) ou popularmente como ficou conhecida “síndrome do impostor” foi cunhada por Clance e Imes (1978) a partir da observação clínica de mulheres bem-sucedidas, acadêmica e profissionalmente, mas que não se sentiam capazes ou merecedoras de suas conquistas ou reconhecimento social e profissional. Ainda de acordo com as autoras, o FI

está relacionado a experiências familiares iniciais e posteriormente à introjeção de papéis sociais estereotipados relacionados ao gênero feminino que levam a uma percepção distorcida sobre si mesmas e a uma atribuição de seu sucesso ao acaso ou a um erro no julgamento dos demais, consequentemente ao medo de serem descobertas como uma fraude ou impostora (Clance & Imes, 1978). Este último aspecto justifica o nome dado ao conjunto de características observadas e a denominação de FI, e tende a se manter mesmo em detrimento de evidências que comprovem a competência dessas mulheres.

Apesar de ter sido descrita originalmente em mulheres, estudos posteriores apontaram a possibilidade de existência de FI também no grupo de homens (Campos et al., 2022). Ainda, a literatura também observa ausência dessas prevalências quando o grupo investigado é segmentado, como, por exemplo, o universitário (Silva et al., 2023). Contudo, os estudos que contemplem o público geral, isto é, sem segmentos ou recortes populacionais específicos, observa-se maior incidência e intensidade no grupo das mulheres (Diniz et al., 2023).

Em termos de seu impacto na saúde, ainda que o FI não represente uma classificação nosológica ou diagnóstica, observa-se sua associação com diferentes tipos de sofrimento psicológico ou desfechos negativos em saúde. Em geral, os estudos realizados com estudantes universitários ou profissionais de diferentes áreas apresentam uma associação de FI e ansiedade e depressão (Campos et al., 2022; Clance & Imes, 1978), ideação suicida (Brennan-Wydra et al., 2021; Salana et al., 2020), características de personalidade (Silva et al., 2023) e *burnout* (Campos et al., 2022; Villwock et al., 2016). Adicionalmente, a FI parece estar inversamente relacionada ao bem-estar (Deshmukh et al., 2021; Sullivan & Ryba, 2020) e saúde geral ou mental (Campos et al., 2022).

Do ponto de vista comportamental, os autores relatam que pessoas com características de FI têm

maiores chances de apresentar comportamentos desadaptados tais como dificuldade de delegar tarefas, procrastinação e autossabotagem (Bezerra et al., 2021; Molina et al., 2023). Esses comportamentos podem produzir efeitos deletérios, sobretudo no contexto acadêmico e profissional, reforçando e estabelecendo o ciclo vicioso do FI e seu consequente impacto negativo no desempenho profissional e saúde mental do indivíduo (Bezerra et al., 2021; Clance & Imes, 1978).

Dada a relevância do fenômeno estudado, isto é, do FI, e seu impacto na vida da pessoa acometida, ter medidas válidas e confiáveis para os diferentes contextos brasileiros é relevante para que se possa mapear de forma adequada o problema com vistas a descrevê-lo de forma mais assertiva para seu enfrentamento. A Clance Impostor Phenomenon Scale (Escala Clance do Fenômeno do Impostor — ECFI) tem sido utilizada internacionalmente para a avaliação dos indicadores desse fenômeno.

Originalmente, a estrutura interna da ECFI apontava para a existência de três fatores, entretanto o refinamento da medida indicou a estabilidade fatorial quando havia um fator identificado (Clance & Imes, 1978; Langford & Clance, 1993). A estrutura unidimensional também foi identificada nos estudos realizados na Áustria (Jöstl et al., 2012), nos Estados Unidos (Simon & Choi, 2018) e no Brasil (Bezerra et al., 2021). O estudo brasileiro realizado por Bezerra et al. (2021) também encontrou uma estrutura unifatorial. Além disso, em todos esses estudos, o instrumento apresentou bons índices psicométricos, o que demonstra ser medida válida e confiável para avaliar o FI. Ainda no que diz respeito à estrutura fatorial da escala, é relevante indicar que Meurer e Costa (2021) identificaram dois fatores ao buscar evidências de validade baseadas na estrutura interna do instrumento em uma amostra de pós-graduandos da área de negócios. Portanto, parece haver ainda aprofundamentos que sejam necessários quanto a essa qualidade psicométrica do instrumento para a realidade brasileira.

Por essas razões, ainda que o estudo de Bezerra et al. (2021) aponte importantes contribuições sobre a adaptação e o funcionamento da ECFI em contexto brasileiro foi conduzido em amostra relativamente pequena e de região geográfica brasileira específica. Além disso, o estudo de Meurer e Costa (2021), embora avance na representatividade amostral, aponta para outra estrutura que não a tradicionalmente identificada para o instrumento. Assim, dadas as limitações e a relativa falta de consenso quanto ao funcionamento da estrutura fatorial da escala no contexto brasileiro, o presente artigo propõe ampliar as evidências de validade da ECFI. De forma mais específica, o presente estudo pretende avaliar as evidências de validade da ECFI por meio da análise da estrutura interna assim como por meio de sua relação com variáveis externas e outros construtos tais como o bem-estar no modelo Perma, a autoestima, a ansiedade, a depressão e o distresse. Ainda, considerando o impacto de variáveis sociodemográficas na expressão do FI, também é objetivo deste estudo investigar a experiência do fenômeno em grupos com diferentes identidades de gênero.

Método

Participantes

Participaram deste estudo 620 pessoas com idades entre 18 e 81 anos ($M = 28.35$; $DP = 12.94$), que se identificaram como mulheres cisgênero (63.9 %), homens cisgênero (33.2 %), pessoas transgênero (.10 %), pessoas não binárias (.8 %) ou que preferiram não se identificar (.11 %). Com relação à identidade racial, que se identificaram como pretos (7.4 %), pardos (29.8 %), brancos (59.4 %), amarelos (2.6 %) e que preferiram não informar (.8 %). Das regiões Centro-Oeste (81 %), Nordeste (2.6 %), Norte (6.3 %), Sudeste (8.1 %) e Sul (.6 %) do Brasil.

Instrumentos

Foram utilizados os instrumentos descritos a seguir.

- *Clance Impostor Phenomenon Scale*. Utilizou-se a versão traduzida e adaptada para o contexto brasileiro da ECFI (Bezerra et al., 2021). A escala é composta de 20 itens que devem ser respondidos em uma escala Likert que varia entre 1 (“não me descreve”) e 5 (“descreve-me totalmente”). No estudo da adaptação brasileira, encontrou-se uma estrutura unifatorial que explicou entre 46.3 % (Estudo 1) e 57 % (Estudo 2) da variância total, e boa consistência interna (alfa de Cronbach acima de .90). A correção se dá por meio do somatório dos itens em que quanto maior a pontuação do respondente maior a manifestação do FI.
- *Perma-Profiler*. A escala original (Butler & Kern, 2016) é composta de 23 itens de autorrelato pontuados de 0 a 10. Neste estudo, foi utilizada a versão adaptada por Fernandes et al. (2024). A medida é composta de 15 itens centrais que avaliam os componentes Perma e oito itens adicionais que avaliam emoções negativas, solidão, felicidade e percepção de saúde. A estrutura fatorial de cinco fatores correlacionados apresentou bons indicadores ($\chi^2(80) = 10.61$; $CFI = .97$; $TLI = .96$ RMSEA = .06; $SRMR = .03$), bem como consistência interna satisfatória (emoções positivas $\alpha = .88$; engajamento $\alpha = .72$; relacionamentos $\alpha = .82$; sentido e propósito $\alpha = .90$; realizações $\alpha = .79$). Para calcular o escore dos cinco componentes Perma, é realizada a média aritmética dos três itens de cada domínio. Emoções negativas e percepção de saúde são calculadas pela média aritmética dos três itens. Exemplo: $(P1 + P2 + P3)/3 =$ escore do componente de emoções positivas. A felicidade e a solidão são avaliadas por um único item. Foi utilizada a versão adaptada da escala para adolescentes. Somente os dados dos cinco componentes principais do modelo Perma foram analisados.

- *Kessler K-10*. Para avaliar o distresse psicológico, foi utilizada a Escala de Sofrimento Psicológico de Kessler (K-10) adaptada para português pelos autores Peixoto et al. (2021), para indivíduos com idades a partir de 14 anos. O instrumento é composto de 10 itens de autorrelato que avaliam o estresse emocional nos últimos 30 dias, pontuados em uma escala Likert de 5 pontos, em que 1 é “nunca” e 5, “o tempo todo”. O instrumento apresenta bons índices psicométricos e confiabilidade desejável ($\alpha = .87$). Para interpretar a escala, deve-se somar todos os itens, e os escores mais altos significam níveis mais altos de angústia ou sofrimento psíquico. Devido à estrutura fatorial do instrumento, também pode-se conhecer os níveis de ansiedade e depressão separadamente. Ansiedade é a somatória dos itens 2, 3, 5 e 6. Depressão é a somatória dos itens 1, 4, 7, 8, 9 e 10.
- *Escala de Autoestima de Rosenberg*. Para avaliar a autoestima, foi utilizada a Escala de Autoestima de Rosenberg em sua versão brasileira validada por Hutz e Zanon (2011). É uma escala tipo Likert composta de 10 afirmativas com respostas de 1 (“discordo totalmente”) a 4 (“concordo totalmente”). A escala apresenta bons indicadores de confiabilidade com alfa de Cronbach .70. Para obter o escore da escala, deve-se somar todos os itens. Contudo, os valores dos itens 3, 5, 8, 9 e 10 devem ser invertidos (1 = 4, 2 = 3, 3 = 2, 4 = 1).

Procedimentos

Após a condução dos trâmites éticos necessários (certificado de apresentação para apreciação ética 01259018.9.0000.0037). A amostra foi composta de conveniência e os participantes foram recrutados por meio de redes sociais. Disponibilizou-se um link para que o participante acessasse os instrumentos. Ao acessá-lo, o participante recebia explicações quanto aos objetivos da pesquisa, ao tempo estimado para a colaboração, era destacada

a importância de sua participação e tinha acesso ao termo de consentimento livre e esclarecido (TCLE). Ainda era reforçado que a participação era voluntária e assegurado o anonimato nas respostas assim como a possibilidade de retirada do consentimento em qualquer etapa do processo. Os participantes que concordaram em participar assinalavam o aceite no TCLE eram encaminhados para as páginas seguintes do formulário, em que eram solicitadas informações sobre suas características para a descrição e compreensão da amostra e eram apresentados os instrumentos. As escalas foram ordenadas no formulário da mesma maneira em que foram apresentadas na seção instrumentos, a saber: ECFI, Perma-Profiler, Kessler K-10 e Escala de Autoestima de Rosenberg. O tempo médio para a resposta dos instrumentos foi de 20 minutos. A coleta de dados foi realizada por meio da plataforma Google Forms. Esta pesquisa seguiu as recomendações constantes na Resolução 510/2016, do Conselho Nacional de Saúde.

Análise de dados

Para avaliar a estrutura fatorial da escala, foi conduzida uma análise fatorial confirmatória. Para isso, utilizou-se o software Mplus (Muthén & Muthén, 2017), com método de estimação Weighted Least Square. Para a interpretação dos resultados, foram adotados os seguintes índices de ajuste: χ^2 (qui-quadrado), gl (graus de liberdade), RMSEA (Root-Mean-Square Error of Aproximation), CFI (Comparative Fit Index) e TLI (Tucker Lewis Index). Foi utilizado como parâmetro os seguintes valores: CFI e TLI $\geq .90$, RMSEA valores $\leq .08$ e $\chi^2/gl \leq 5$ (Muthén & Muthén, 2017; Tabachnick & Fidell, 2019). A hipótese relacionada a esta análise envolveu a expectativa de identificação de uma estrutura unidimensional, haja vista resultados anteriores identificados por Bezerra et al. (2021) quando investigado o FI na população brasileira.

Para a avaliação da consistência interna do instrumento, foi realizada a estimação do ômega de

McDonald e alfa de Cronbach, obtido a partir do software Jamovi (2022) e confiabilidade composta por meio da Composite Reliability Calculator (Colwell, 2016). Para a interpretação dos coeficientes, foram adotados valores $\geq .70$ como bons indicadores de precisão (Tabachnick & Fidell, 2019). Esperou-se que os valores identificados na amostra atendessem às expectativas da literatura (Bezerra et al., 2021).

Para a avaliação das evidências baseadas na relação com variáveis externas, foram realizadas análises de correlação de Pearson (r). Para a interpretação dos resultados, as correlações com r entre $-.09$ e $.09$ são interpretadas como nulas, r entre $.10$ e $.29$ pequenas, r entre $.30$ e $.49$ médias ou moderadas e r $.50$ e 1.0 fortes (Cohen, 1988). Para tanto, foi utilizado o software Jamovi (2022). Nessa avaliação das relações entre as variáveis, teve-se a expectativa de identificar resultados que apontassem para a relação negativa entre FI e bem-estar e entre FI e autoestima (Deshmukh et al., 2021). Além disso, levantou-se a hipótese de que haveria relação positiva entre FI e domínios de ansiedade, estresse e depressão (Campos et al., 2022; Clance & Imes, 1978).

Para investigar as possíveis diferenças na experiência do FI, entre adultos com diferentes identidades de gênero, foi realizada uma análise de variância de uma via (ANOVA-*One Way*). O pressuposto de homogeneidade de variância foi avaliado por meio do teste de Levene. Os resultados que indicam a homogeneidade da variância ($p < .05$) e, portanto, foi solicitada a avaliação de *post-hoc* por meio da técnica de Hochberg (Field, 2020). A investigação dessas variáveis se dá em função da hipótese de que mulheres apresentem pontuações

mais elevadas nas medidas de FI em comparação a outros agrupamentos de gênero (Bezerra et al., 2021; Diniz et al., 2023).

Resultados

Os resultados relacionados à análise fatorial confirmatória apontaram para índices de ajustes razoáveis. Cabe destacar que o CFI e o TLI estão adequados conforme as orientações da literatura (Muthén & Muthén, 2017; Tabachnick & Fidell, 2019). Por sua vez, os índices relacionados ao χ^2 /gl e ao RMSEA mostraram-se limítrofes e acima das indicações da literatura. Aponta-se ainda que o χ^2 foi significativo ($p = < .01$). A Tabela 1 apresenta o detalhamento dos resultados desta análise.

Em seguida, foram observadas as cargas fatoriais dos itens. As cargas variaram entre $.40$ e $.87$. Não foram observadas cargas inferiores a $.30$, ou mesmo, cargas negativas. Por sua vez, os índices de confiabilidade observados mostraram-se superiores a $.90$, o que indica boa consistência dessa solução fatorial. A Tabela 2 apresenta as cargas fatoriais dos itens da escala, bem como os indicadores de confiabilidade.

Em seguida, foram observados os resultados referentes à relação entre as variáveis selecionadas para este estudo. Os dados obtidos pela medida de FI apresentaram coeficientes de correlação significativos com todas as demais variáveis (Tabela 3). Foram negativas as relações entre FI e medidas de bem-estar e de autoestima, os coeficientes de correlação variaram entre $-.28$ e $-.71$. Por sua vez, foram positivas as correlações entre FI e variáveis de adoecimento (Kessler K-10),

Tabela 1
Índices de ajuste a partir da análise fatorial confirmatória

Modelo	χ^2	gl	χ^2 /gl	CFI	TLI	RMSEA (90 % CI)
Um fator	1051.637	170	6.18	.955	.950	.091 (.086- .097)

Tabela 2
Cargas fatoriais dos itens da ECFI e medidas de consistência interna

Itens	Carga fatorial
1. Muitas vezes, tive sucesso em um teste ou tarefa mesmo com medo de não me sair bem antes de entendê-la.	.488
2. Eu posso dar a impressão de que eu sou mais competente do que eu realmente sou.	.592
3. Eu evito avaliações se possível e tenho pavor de ser avaliado(a).	.671
4. Quando as pessoas me elogiam por algo que eu realizei, temo que não serei capaz de corresponder às suas expectativas em relação a mim no futuro.	.845
5. Às vezes, acho que obtive minha posição atual ou obtive meu sucesso atual porque estava no lugar certo na hora certa ou conhecia as pessoas certas.	.689
6. Eu tenho medo de que as pessoas importantes pra mim possam descobrir que eu não sou tão capaz quanto elas pensam que sou.	.838
7. Eu tendo a me lembrar de situações nas quais eu não fiz meu melhor, mais do que situações em que fiz meu melhor.	.752
8. Eu raramente faço um projeto ou tarefa tão bem quanto eu gostaria de fazer.	.695
9. Às vezes, eu sinto e acredito que meu sucesso (na vida pessoal, trabalho ou estudos) é resultado de algum tipo de erro.	.734
10. É difícil para mim aceitar elogios sobre minha inteligência ou minhas realizações.	.776
11. Às vezes, sinto que meu sucesso foi devido a algum tipo de sorte.	.804
12. Às vezes, sinto-me decepcionado(a) com minhas realizações atuais e acho que deveria ter realizado muito mais.	.716
13. Às vezes, tenho medo de que os outros descubram o quanto de conhecimento ou habilidade realmente me falta.	.867
14. Geralmente temo que eu possa falhar em uma nova tarefa ou empreendimento embora eu geralmente faça bem aquilo que tento.	.801
15. Mesmo quando obtenho alguma conquista e sou reconhecido(a) por isso, tenho dúvidas se sou capaz de repetir o sucesso.	.875
16. Recebo muitos elogios e reconhecimento por algo que realizei, tendo a desconsiderar a importância do que fiz.	.739
17. Frequentemente comparo minha habilidade com aqueles que me cercam e acho que eles possam ser mais inteligentes do que eu.	.780
18. Às vezes, me preocupo em não conseguir me sair bem em um projeto ou em um exame/prova, embora outras pessoas próximas tenham confiança que eu vou me sair bem.	.736
19. Se eu estou para receber uma promoção no trabalho ou ser reconhecido por algo, eu hesito em falar para as outras pessoas até que isso de fato aconteça.	.400
20. Eu me sinto mal e desencorajado se eu não for “o melhor” ou pelo menos “muito especial” em situações que envolvam realizações.	.631
ω de McDonald	.943
α de Cronbach	.942

que variaram entre .55 e .66. Destaca-se ainda que outras correlações significativas foram observadas na relação entre as demais variáveis.

Em seguida, buscou-se compreender se haveria diferenças na variância das médias entre os agrupamentos de gênero (Tabela 4). Do ponto

Tabela 3
Correlação de Pearson entre ECFI e variáveis externas

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. ECFI	-								
2. Emoções positivas	-.47**								
3. Engajamento	-.28**	.63**							
4. Relacionamentos	-.34**	.73**	.49**						
5. Propósito	-.46**	.79**	.61**	.68**					
6. Realização	-.38**	.63**	.63**	.54**	.69**				
7. Autoestima	-.71**	.68**	.44**	.49**	.65**	.55**			
8. Ansiedade	.55**	-.45**	-.21**	-.30**	-.36**	-.26**	-.55**		
9. Depressão	.64**	-.63*	-.35**	-.45**	-.54**	-.39**	-.70**	.70**	
10. Distresse	.66**	-.61**	-.32**	-.43**	-.51**	-.37**	-.69**	.87**	.95**

Nota. ** A correlação é significativa no nível .01. Variáveis 2 a 6: bem-estar, Perma-Profiler. Variáveis 8 a 10: Kessler K-10.

de vista dos dados descritivos, observou-se que a média geral dos participantes ($n = 620$) foi 55.36 ($DP = 18.79$). A partir das informações indicadas no questionário sociodemográfico, realizaram-se três agrupamentos: mulheres cisgênero ($n = 396$), homens cisgênero ($n = 206$) e diversidade de gênero ($n = 18$). Esse agrupamento foi realizado buscando favorecer o potencial das análises de variância. Após isso, observou-se que o grupo que apresentou médias mais elevadas em comparação aos demais foi o de diversidade de gênero, seguido pelo grupo de mulheres. A análise da variância indicou a presença de diferenças significativas na comparação dos grupos. A análise de *post hoc* apontou para diferença significativa na comparação entre o grupo mulheres cisgênero e homens cisgênero. Maiores informações são apresentadas na Tabela 4.

Discussão

O FI é um construto relativamente recente que surgiu a partir da experiência profissional de duas psicólogas clínicas (Clance & Imes, 1978). Dado o impacto da presença dessa experiência na vida dos

indivíduos, notadamente, no aumento da frequência de sintomas depressivos, ansiosos e estressores (Brennan-Wydra et al., 2021; Campos et al., 2022; Deshmukh et al., 2021) estratégias de identificação da presença desse fenômeno foram desenvolvidas. Nesse cenário, contar com medidas válidas e confiáveis é importante ferramenta para se acessar o fenômeno e planejar ações voltadas para a prevenção e para o tratamento. Assim, buscando ampliar as compreensões sobre as qualidades psicométricas da ECFI, o presente estudo foi conduzido contando com a ampliação e a diversificação da amostra de participantes, assim como acrescentando informações sobre a relação com variáveis associadas ao desfecho diante do FI.

Assim como observado nos estudos previamente citados, a estrutura interna da ECFI analisada por meio da análise fatorial confirmatória sugere a estabilidade unidimensional do conjunto de itens. Cabe ponderar que os índices de ajustes relacionados ao χ^2 / gl e ao RMSEA foram limítrofes e superiores àqueles indicados na literatura (Muthén & Muthén, 2017; Tabachnick & Fidell, 2019). Portanto, os achados apresentados devem ser considerados com parcimônia. E, por essa razão, sugere-se que outros esforços sejam empregues a

Tabela 4
Comparação entre médias a partir do gênero

Variável	Gênero	N	Média	DP	F	p	Post hoc	p
Escala de Clance	a. Mulher	396	57.56	19.30	10.812	< .01	a X b	< .01
	b. Homem	206	50.56	16.71			b X c	.65
	c. Diversidade de gênero*	18	61.83	20.00			a X c	.07

Nota. * Pessoas transgênero e pessoas não binárias.

fim de compreender a estrutura interna da ECFI no contexto nacional.

Quando tomados os resultados relacionados às cargas fatoriais e à consistência interna da escala, os resultados apontam para a adequação tanto dos itens quanto da confiabilidade. Cabe destacar que os valores das cargas fatoriais são adequadas e corroboram aquelas já identificadas nos estudos austríaco, estadunidense e brasileiro. Semelhantemente, os valores de consistência interna identificados para a amostra de participantes no presente estudo foram superiores a .90 concordando com os achados de pesquisadores nacionais e internacionais (Bezerra et al., 2021; Clance & Imes, 1978; Jöstl et al., 2012; Langford & Clance, 1993; Simon & Choi, 2018). Cabe ainda refletir que, em estudo anterior, realizado por Meurer e Costa (2021), outra estrutura fatorial foi identificada, a saber de dois fatores, porém a amostra selecionada para o estudo voltava-se para pós-graduandos brasileiros da área de negócios. Portanto, é possível levantar a hipótese de que, para esse segmento da população, o FI possa apresentar peculiaridades que não são replicadas na população geral dadas as características da função e do trabalho na área específica. Portanto, o conjunto dessas informações, considerando os resultados obtidos pelo presente estudo, embora sejam notadas fragilidades, indicam a estabilidade da estrutura interna e a adequação dos itens em uma amostra brasileira e ampliada corroborando achados relatados em outros estudos.

No processo histórico de investigação do FI, diferentes pesquisadores identificaram a relação

entre a presença de características do fenômeno e desfechos negativos de saúde e de sofrimento psicológico (Brennan-Wydra et al., 2021; Campos et al., 2022; Salana et al., 2020). Os resultados observados apontam para os achados presentes na literatura ao indicarem relações negativas, de fracas a fortes entre os escores da ECFI e as medidas de bem-estar e de autoestima. Dados semelhantes foram identificados por Deshmukh et al. (2021) e por Sullivan e Ryba (2020). No estudo de Deshmukh et al. (2021), ao investigar a presença da frequência do FI em radiologistas, observou-se que 83 % (n = 25) dos participantes tinham altos níveis de *burnout* e prejuízos na autovalia profissional e no bem-estar. Por sua vez, Sullivan e Ryba (2020) identificaram relações importantes entre a presença de experiências relacionadas ao FI e a diminuição da saúde mental de estudantes da residência do curso de Farmácia.

Ainda no que diz respeito à relação entre o FI e outras variáveis, foi possível observar correlações positivas, moderadas e altas entre os escores de FI e as variáveis de sofrimento psicológico (ansiedade, depressão e estresse). Esses achados concordam com aqueles identificados por Campos et al. (2022) por ocasião da investigação de características relacionadas ao FI e à presença de sintomatologia depressiva. Ao observar os escores de 425 participantes em medidas de FI e de depressão, os autores identificaram correlação positiva, moderada e significativa entre os referidos escores. Assim, pode-se afirmar que os resultados obtidos no presente estudo são coerentes com os achados relatados na literatura

especializada. Também é possível afirmar que esses resultados acrescentam informações sobre as evidências de validade baseadas na relação com variáveis externas da ECFI. Diante desses achados, podemos afirmar que a identificação de características relacionadas ao FI pode colaborar para a promoção da saúde mental e do bem-estar, assim como prevenir o adoecimento decorrente dessas experiências de sofrimento.

Outro dado observado no presente estudo refere-se ao aprofundamento da compreensão da experiência do FI em diferentes agrupamentos de gênero. Inicialmente, as pesquisas apontavam para maior experiência do fenômeno em mulheres (Clance & Imes, 1978). É possível que os desafios relacionados aos papéis sociais e à inserção da força de trabalho feminina no mercado, assim como à luta por espaços dignos e justos às profissionais tenham agravado as vivências que as fizessem sentir como fraudes em suas tarefas laborais e incapazes de reconhecer suas conquistas em suas áreas de atuação (Parkman, 2016). Ainda que seja possível observar avanços na direção da igualdade de gênero em oportunidades de trabalho, a hipótese inicial das investigações relacionadas ao FI mantêm-se estáveis.

Na amostra de participantes do presente estudo, houve média bruta maior para o grupo de voluntários que se reconhecem como não binários, transgêneros e que preferiram não realizar a identificação de gênero. Entretanto, a diferença da análise da variância dos dados entre os grupos apontou para a diferença significativa para a comparação entre o grupo de mulheres e de homens, com maior experiência do FI para o grupo de mulheres. Esse dado concorda com os achados relatados na literatura (Clance & Imes, 1978; Diniz et al., 2023; Parkman, 2016) e avança ao identificar o sofrimento dessa natureza em grupos com experiências diversas de gênero. Embora os dados para essa população não tenham se mostrado significativos, notam-se maiores médias brutas para esse grupo. Portanto, sugere-se que estudos futuros tenham foco maior

no aprofundamento das experiências relacionadas ao FI junto a essa população.

Ainda, é importante refletir que, embora a literatura seja consistente em afirmar a maior prevalência do FI em mulheres, existem estudos, tais como o de Silva et al. (2023), que não têm identificado diferenças significativas e que sugerem uma prevalência mais uniforme na população. Estudos que se voltem para o aprofundamento dessa questão são relevantes e necessários, dada a importância de que a justiça social seja promovida nos processos avaliativos, sobretudo no que se refere à testagem (Zanini et al., 2022). Portanto, ainda que os resultados desta investigação sugiram maior presença de FI no grupo feminino, tal como mencionado, há aspectos em outros agrupamentos que devem ser considerados e investigados em pesquisas futuras.

Referências

- Bezerra, T. C. G., Barbosa, L. H. G. de M., Vione, K. C., Athayde, R. A. A., & Gouveia, V. V. (2021). Escala Clance do Fenômeno do Impostor: adaptação brasileira. *Psico-USF*, 26(2), 333-343. <https://doi.org/10.1590/1413-82712021260211>
- Brennan-Wydra, E., Chung, H. W., Angoff, N., Chen-Feng, J., Phillips, A., Schreiber, J., Young, C., & Wilkins, K. (2021). Maladaptive perfectionism, impostor phenomenon, and suicidal ideation among medical students. *Academic Psychiatry*, 45(6), 708-715. <https://doi.org/10.1007/s40596-021-01503-1>
- Butler, J., & Kern, M. L. (2016). The PERMA-Profiler: A brief multidimensional measure of flourishing. *International Journal of Well-being*, 6(3), 1-48. <https://doi.org/10.5502/ijw.v6i3.526>
- Campos, I. F. de S., Camara, G. F., Carneiro, A. G., Kubrusly, M., Peixoto, R. A. C., & Peixoto Junior, A. A. (2022). Impostor syndrome and its association with depression and burnout among medical students. *Revista Brasileira de*

- Educação Médica*, 46(2), Article e068. <https://doi.org/10.1590/1981-5271v46.2-20200491>.
ING
- Clance, P. R., & Imes, S. A. (1978). The imposter phenomenon in high achieving women: Dynamics and therapeutic intervention. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, 15(3), 241-247. <https://doi.org/10.1037/h0086006>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Colwell, S. R. (2016). *The composite reliability calculator*. Technical Report. <http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.1.4298.0888>
- Deshmukh, S., Shmelev, K., Vassiliades, L., Kurumety, S., Agarwal, G., & Horowitz, J. M. (2021). Imposter phenomenon in radiology: Incidence, intervention, and impact on wellness. *Clinical Imaging*, 82, 94-99. <https://doi.org/10.1016/j.clinimag.2021.11.009>
- Diniz, M. L. C. S., Bezerra, T. C. G., & Sousa, M. N. A. de. (2023). Nível de síndrome do impostor em estudantes de medicina. *Revista Eletrônica Acervo Saúde*, 23(1), Article e11735. <https://doi.org/10.25248/reas.e11735.2023>
- Fernandes I., Zanini, D.S., & Peixoto, E.M. (2024). PERMA-Profiler for adolescents: Validity evidence based on internal structure and related constructs. *Frontiers in Psychology*, 15, Artigo e1415084. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1415084>
- Field, A. (2020). *Descobrendo a estatística usando o SPSS-5*. Penso Editora.
- Hutz, C. S., & Zanon, C. (2011). Revisão da adaptação, validação e normatização da escala de autoestima de Rosenberg. *Avaliacao Psicologica: Interamerican Journal of Psychological Assessment*, 10(1), 41-49. http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1677-04712011000100005&lng=pt&tlng=pt
- Jöstl, G., Bergsmann, E., Lüftenegger, M., Schöber, B., & Spiel, C. (2012). When will they blow my cover? The imposter phenomenon among Austrian doctoral students. *Zeitschrift für Psychologie*, 220(2), 109-120. <https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000102>
- Langford, J., & Clance, P. R. (1993). The imposter phenomenon: Recent research findings regarding dynamics, personality and family patterns and their implications for treatment. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 30(3), 495-501. <https://doi.org/10.1037/0033-3204.30.3.495>
- Meurer, A. M., & Costa, F. (2021). Eu quero, eu posso, mas será que eu consigo? Fenômeno impostor em pós-graduandos *stricto sensu* da área de negócios. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, 15(4), 486-505. <https://doi.org/10.17524/repec.v15i4.2818>
- Molina, S. de A., Moraes, M. L. B., Bordin, R., & Nagem, R. de C. (2023). Síndrome do impostor: desafios e prevenções. *SciELO Preprints*. <https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.5797>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus: Statistical analysis with latent variables: User's Guide* (8 ed.). Muthén & Muthén.
- Parkman, A. (2016). The imposter phenomenon in higher education: Incidence and impact. *Journal of Higher Education Theory and Practice*, 16(1), 51-61. <https://articlegateway.com/index.php/JHETP/article/view/1936>
- Peixoto, E. M., Zanini, D. S., & Andrade, J. M. (2021). Cross-cultural adaptation and psychometric properties of the Kessler Distress Scale (K10): An application of the rating scale model. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 34(1), Artigo 21. <https://doi.org/10.1186/s41155-021-00186-9>
- Salana, K., Maty, S., & Hage, R. (2020). Alive and well: Encouraging long-term health habits through implementation of student-driven wellness programs in medical schools. *Global Advances in Health and Medicine*, 9, Article 2164956120973622. <https://doi.org/10.1177/2164956120973622>
- Silva, P. G. N., de Araújo, G. R., da Cunha, L. R. L., de Medeiros, P. C. B., Silva, A. C. M. M., de Carvalho Sousa, M. C., Silva e Araújo, R., &

- de Medeiros, E. D. (2023). Fenômeno do impostor em universitários: Contribuições de variáveis demográficas e da personalidade. *Revista Portuguesa de Investigação Comportamental e Social*, 9(2), 1-20. <https://doi.org/10.31211/rpics.2023.9.2.306>
- Simon, M., & Choi, Y. J. (2018). Using factor analysis to validate the Clance Impostor Phenomenon Scale in sample of science, technology, engineering and mathematics doctoral students. *Personality and Individual Differences*, 121, 173-175. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.09.039>
- Sullivan, J. B., & Ryba, N. L. (2020). Prevalence of impostor phenomenon and assessment of well-being in pharmacy residents. *American Journal of Health-System Pharmacy*, 77(9), 690-696. <https://doi.org/10.1093/ajhp/zxaa041>
- Tabachnick, G. B., & Fidell, L. S. (2019). Principal components and factor analysis. In G. B. Tabachnick & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (pp. 476-527). Pearson.
- The Jamovi Project. (2022). *jamovi* (Version 2.3) [Computer Software]. <https://www.jamovi.org>
- Villwock, J. A., Sobin, L. B., Koester, L. A., & Harris, T. M. (2016). Impostor syndrome and burnout among American medical students: A pilot study. *International Journal of Medical Education*, 7, 364-369. <https://doi.org/10.5116/ijme.5801.eac4>
- Zanini, D. S., Oliveira, K. S., Oliveira, K. L., & Henklain, M. H. O. (2022). Desafios da avaliação psicológica no Brasil: nova realidade, velhas questões. *Avaliação Psicológica*, 21(4), 407-417. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2022.2104.24162.04>

Recebido: maio 29, 2024

Aceito: outubro 16, 2024