

# Adaptação e propriedades psicométricas da versão brasileira da Escala de Frustração e Desconforto

Adaptación y propiedades psicométricas de la versión brasileña de la Escala de frustración y malestar

Adaptation and Psychometric Properties of the Brazilian Version of the Frustration Discomfort Scale

Luanna dos Santos Silva

André Faro

Universidade Federal de Sergipe

Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.10561>

## Resumo

A Escala de Frustração e Desconforto (EFD) avalia as crenças de intolerância à frustração. Este trabalho objetivou: adaptar esse instrumento para o contexto brasileiro; buscar evidências de validade de conteúdo, de estrutura interna e com base na relação com variáveis externas e, por fim, verificar a relação entre os níveis de intolerância à frustração com gênero e idade dos participantes. A amostra foi composta por 293 indivíduos, com idade média de 21.6 anos ( $DP = 3.57$ ). Foram aplicados a EFD, o *Patient Health Questionnaire-4* (PHQ-4) e um questionário sociodemográfico. Os resultados da análise fatorial exploratória indicaram a pertinência de solução fatorial composta por duas dimensões. Quanto a consistência interna, foram verificados bons índices para

ambos os fatores e para a escala. Observou-se associação positiva e estatisticamente significativa entre a EFD e o PHQ-4, atestando a validade baseada na relação com variáveis externas. Não foram identificadas diferenças estatisticamente significativas nos níveis de intolerância à frustração em razão do gênero e idade. Baseado nesses achados, conclui-se que a versão adaptada da EFD apresentou propriedades psicométricas satisfatórias, sendo adequada para investigação da intolerância à frustração, possibilitando que pesquisadores e profissionais investiguem como esse construto se manifesta na população brasileira e como ele se relaciona com variáveis associadas à saúde mental.

*Palavras-chave:* intolerância à frustração; análise fatorial exploratória; psicomетria; psicologia da saúde.

Luanna dos Santos Silva ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-0259-1337>

André Faro ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-7348-6297>

Dirigir correspondência à Luanna dos Santos Silva. Correio eletrônico: [luanna.psi.ufs@gmail.com](mailto:luanna.psi.ufs@gmail.com)

Declaramos não haver conflito de interesse. Todos os autores contribuíram com a participação ativa em todas as etapas de elaboração do presente manuscrito.

Para citar este artigo: Silva, L. S., & Faro, A. (2021). Adaptação e propriedades psicométricas da versão brasileira da Escala de Frustração e Desconforto. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 39(2), 1-13. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.10561>

## Resumen

La Escala de Frustración y Malestar (EFM) evalúa las creencias de intolerancia a la frustración. Este trabajo tuvo como objetivo adaptar este instrumento al contexto brasileño; buscar evidencias de validez de contenido, de estructura interna, y en función de la relación con variables externas y, finalmente, verificar la relación entre los niveles de intolerancia a la frustración con el género y la edad de los participantes. La muestra estuvo formada por 293 individuos, con una edad promedio de 21.6 años ( $DE = 3.57$ ). Se aplicó el EFM, el *Patient Health Questionnaire-4* (PHQ-4) y un cuestionario sociodemográfico. Los resultados del análisis factorial exploratorio indicaron la relevancia de una solución factorial compuesta por dos dimensiones. En cuanto a la consistencia interna, se encontraron buenos índices para ambos factores y para la escala. Hubo asociación positiva y estadísticamente significativa entre el EFM y el PHQ-4, lo que da fe de la validez en función de la relación con variables externas. No se identificaron diferencias estadísticamente significativas en los niveles de intolerancia a la frustración por género y edad. Con base en estos hallazgos, se concluye que la versión adaptada del EFM tuvo propiedades psicométricas satisfactorias, apta para la investigación de la intolerancia a la frustración, permitiendo a investigadores y profesionales investigar cómo este constructo se manifiesta en la población brasileña y cómo se relaciona con las variables asociadas con la salud mental.

*Palabras clave:* intolerancia a la frustración; análisis factorial exploratorio; psicometría; psicología de la salud.

## Abstract

The Frustration Discomfort Scale (FDS) assesses beliefs about frustration intolerance. This study aimed at adapting this instrument to the Brazilian context, providing evidence for content validity of internal structure, and based on the relationship with external variables. In addition, we verified the relationship of the level of frustration intolerance with the gender and age of the participants. The sample consisted of 293 individuals, with an average age of 21.6 years ( $SD = 3.57$ ). The FDS, the Patient Health Questionnaire-4 (PHQ-4), and a so-

ciodemographic questionnaire were applied. The exploratory factor analysis results indicated the best solution to be a structure with two dimensions. Good indexes of internal confidence were found for both factors and the whole scale. A positive and statistically significant association was observed between the FDS and PHQ-4, which attests to the validity based on its relationship to external variables. No statistically significant differences of frustration tolerance were identified for gender or age. Based on these findings, we conclude that the adapted version of the FDS has satisfactory psychometric properties and is suitable for investigating intolerance to frustration, enabling researchers and professionals to investigate how this construct is manifested in the Brazilian population and how it relates to variables associated with mental health.

*Keywords:* Intolerance to frustration; exploratory factor analysis; psychometry; health psychology.

A Intolerância à frustração (IF) é uma das categorias de crenças irracionais propostas por Albert Ellis, criador da Terapia Racional-Emotiva Comportamental (DiGiuseppe et al., 2014). A IF representa a necessidade por conforto e a recusa em experimentar aborrecimentos ou emoções desagradáveis (Ellis, 2003). Trata-se de uma avaliação subjetiva de que a realidade precisa ser como o indivíduo a desejou, caso contrário não será suportada (Harrington, 2011).

De acordo com Harrington (2011), indivíduos intolerantes à frustração tendem a culpabilizar outras pessoas e o mundo pelas suas dificuldades, eximindo-se da responsabilidade. Esse foco em questões externas leva-os a acreditar que, em vez de desenvolver estratégias de enfrentamento adaptativas, é preciso remover ou controlar a fonte de desconforto e frustração. Entende-se que a demanda por conforto faz com que pessoas intolerantes à frustração não se sintam motivadas a efetuar mudanças em si, pois isso envolve sensações incômodas (Ellis & Dryden, 1997). Em contexto terapêutico, é necessário que os problemas relacionados à IF sejam

vistos como dificuldades reais, sendo a validação uma estratégia fundamental para que o paciente não se sinta incompreendido ou que seu sofrimento não é legítimo (Harrington, 2011).

A IF desempenha um papel importante no modo como os indivíduos respondem aos eventos da vida, sendo relevante para alcançar ajustamento psicológico (DiGiuseppe et al., 2014; Stanković & Vukosavljević-Gvozden, 2011). Evidências empíricas indicam associação entre IF e distresse psicológico (Jibeen, 2017; Višlã et al., 2016), problemas de autocontrole (Harrington, 2005a; Martin & Dahlen, 2004; Medrano et al., 2019), procrastinação (Harrington, 2005b), vício em internet (Ko et al., 2008; Lu et al., 2019), ansiedade e depressão (Chang & D’Zurilla, 1996; Harrington, 2006; Jibeen, 2017; Stanković & Vukosavljević-Gvozden, 2011).

Além disso, a IF pode ser influenciada por características individuais. Por exemplo, um estudo realizado com adolescentes italianos identificou que os que relataram percepções mais elevadas de controle psicológico materno se mostraram mais intolerantes à frustração (Filippello et al., 2018). Outra pesquisa conduzida com estudantes universitários paquistaneses verificou, por sua vez, que quanto menores a autoaceitação incondicional e autoestima, mais intensas tendem a ser as crenças de IF (Jibeen, 2017). Em relação às características sociodemográficas, percebe-se resultados contraditórios no que se refere a influência de variáveis como gênero, idade e escolaridade. Foram encontrados estudos que não identificaram diferenças (Harrington, 2005c; Stanković & Vukosavljević-Gvozden, 2011; Tripaldi et al., 2018) e trabalhos que detectaram (Medrano et al., 2018; Ozer et al., 2012).

Apesar da aplicabilidade da IF na compreensão das dificuldades de adaptação, há discordâncias teóricas sobre a estrutura desse construto. A perspectiva predominante atestava que a IF era constituída apenas por uma dimensão, desconsiderando os conteúdos envolvidos nas crenças. Entretanto, tal característica limitava as análises sobre a relação de aspectos específicos da IF com problemas emo-

cionais e comportamentais (Filippello et al., 2014). A partir das evidências encontradas na literatura, concluiu-se que esse conceito deveria ser tratado, pelo menos *a priori*, como multidimensional. Assim, a intolerância à frustração pode ser composta por diferentes categorias de conteúdo, tais como: realização, aprovação, conforto, intolerância a aborrecimentos, esforço, injustiça e emoções desagradáveis (Harrington, 2005c).

Para mensuração da IF como um conceito multidimensional foi desenvolvida a *Frustration Discomfort Scale* (Escala de Frustração e Desconforto, EFD) (Harrington, 2005c). A elaboração da EFD envolveu dois estudos, realizados na Escócia, com população clínica e não clínica. No primeiro estudo, uma versão preliminar da escala com 74 itens foi aplicada. Após análises iniciais, oito itens foram excluídos, restando 64. Esses foram submetidos a Análise Fatorial Exploratória (AFE), conduzida a partir de Análise de Componentes Principais (ACP), com rotação oblíqua (Harrington, 2005c).

Estruturalmente, quatro fatores foram identificados na EFD, a saber: intolerância emocional, direito, intolerância ao desconforto e frustração por conquista. A “intolerância emocional” descreve a crença de que o distresse emocional é intolerável, devendo ser rapidamente encerrado ou evitado. Inclui conteúdos relacionados a emoções aversivas, incerteza e incontrolabilidade. O segundo, “direito”, refere-se à demanda de que os desejos pessoais devem ser cumpridos e que outras pessoas devem agir para atendê-los e não os frustrar. Esse fator está associado a um senso de justiça e gratificação imediata. O terceiro foi rotulado como “intolerância ao desconforto” e reflete o desejo de que a vida deve ser fácil, livre de esforço e inconveniências. Finalmente, o quarto foi nomeado “frustração por conquista”. Ele descreve a exigência por altos padrões e a frustração sentida quando eles não são alcançados (Harrington, 2005c).

No segundo estudo, empregou-se a Análise Fatorial Confirmatória (AFC) com os 28 itens que restaram após a exclusão dos itens que foram considerados

problemáticos devido à sobreposição de conteúdo, baixa carga fatorial e alta intercorrelação. Foram comparados cinco modelos, sendo confirmada a solução com quatro fatores como a mais adequada. Verificou-se alfa de Cronbach de 0.91 para a subescala de “intolerância emocional”, de 0.88 para “direito”, de 0.90 para “intolerância ao desconforto”, de 0.82 para “frustração por conquista” e de 0.95 para a escala total (Harrington, 2005c).

Ainda que no estudo original tenha sido confirmado o modelo com quatro fatores, as adaptações transculturais da EFD mostram que diferentes estruturas são possíveis para esse instrumento. Foram identificadas adaptações para cinco países: Sérvia (Stanković & Vukosavljević-Gvozden, 2011), Turquia (Ozer et al., 2012), França (Chamayou et al., 2016), Argentina (Medrano et al., 2018) e Itália (Tripaldi et al., 2018) e esses estudos revelaram falta de consenso quanto ao número de itens, quantidade e denominação de dimensões. Por exemplo, nas versões em turco e italiano houve redução no número de itens, a adaptação francesa obteve solução fatorial unidimensional e na italiana, os fatores apresentaram composição de itens distinta da escala original.

A despeito das inconsistências em sua estrutura fatorial, outras características psicométricas da EFD têm se mostrado favoráveis, tanto a nível de confiabilidade quanto de validade. Em relação à consistência interna, valores satisfatórios foram identificados para a escala em diversos trabalhos (Ozer et al., 2012; Stanković & Vukosavljević-Gvozden, 2011; Tripaldi et al., 2018), o que demonstra a sua fidedignidade. Quanto à evidência de validade baseada nas relações com outras medidas, foram observadas associações com diferentes variáveis, como procrastinação (Ozer et al., 2012), estresse (Chamayou et al., 2016), ansiedade e depressão (Tripaldi et al., 2018). Ademais, quando comparada com outras escalas que investigam a intolerância à frustração, a EFD se destaca por avaliar esse construto de modo multidimensional, sendo o instrumento mais utilizado para medir a IF (Medrano et al., 2018).

No Brasil, observa-se carência de estudos empíricos que investigam a IF. Foi realizada uma busca em duas importantes bases de artigos científicos brasileiras, SCIELO e PEPsic, em setembro de 2021, a partir das palavras-chave “intolerância à frustração” e “frustração”, sem delimitar a data de publicação. Os resultados mostraram que a produção nacional sobre esse tema tem se concentrado em trabalhos teóricos a partir de uma abordagem psicanalítica. Acredita-se que um dos motivos para isso seja a inexistência de um instrumento adaptado e validado para o contexto brasileiro que avalie as crenças de intolerância à frustração. Frente a isso, entende-se que um trabalho com esse fim poderia ajudar na promoção de pesquisas empíricas a respeito desse construto, contribuindo para a compreensão do modo como os brasileiros respondem às adversidades.

Diante do exposto, este trabalho objetivou apresentar a tradução e adaptação transcultural da EFD para o português brasileiro, estabelecer validade baseada no conteúdo, na estrutura interna e na relação com variáveis externas, além de investigar diferenças nas crenças de IF em função do gênero e idade da amostra.

## Método

### Participantes

A amostra foi do tipo não probabilística —obtida por conveniência em uma universidade pública federal—, sendo composta por 293 estudantes, dentre os quais 54.9% ( $n = 161$ ) do gênero feminino. A média de idade foi de 21.66 anos ( $DP = 3,57$ ), variando entre 18 a 34 anos. Os alunos foram abordados em sala de aula, tendo participado apenas aqueles acima de 18 anos.

### Instrumentos

Foram aplicadas questões sociodemográficas de autorrelato referentes ao gênero e idade dos

participantes. Adicionalmente, para avaliar a intolerância à frustração, utilizou-se a Escala de Frustração e Desconforto, que é constituída por quatro dimensões: intolerância emocional, direito, intolerância ao desconforto e frustração por conquista. Essa medida de autorrelato contém 28 itens, avaliados em uma escala *Likert* de 5 pontos (de 1- Ausente a 5- Muito forte). O escore total é obtido a partir da soma dos itens, variando de 28 a 140 pontos. Quanto mais alto a pontuação do participante, mais fortes são as crenças de IF (Harrington, 2005c).

O *Patient Health Questionnaire-4* (PHQ-4) (Kroenke et al., 2009) foi utilizado para avaliar as evidências de validade baseada na relação com variáveis externas, uma vez que a literatura aponta relação entre IF com quadros de ansiedade e depressão (Harrington, 2006; Jibeen, 2013). Esse questionário de autorrelato é composto por quatro itens. Os dois primeiros são para triagem de sintomas depressivos e os dois últimos para ansiedade generalizada. Os participantes respondem em uma escala de frequência que varia de 0 (nenhuma vez) a 3 (quase todos os dias). As subescalas de ansiedade e depressão apresentam escore máximo de seis pontos, sendo que pontuações maiores ou iguais a três sugerem a presença de sintomatologia. No presente trabalho foi identificado alfa de Cronbach de 0.86 para escala total, de 0.77 para o fator depressão e 0.79 para ansiedade.

## Procedimentos

Inicialmente, os itens da EFD foram traduzidos do inglês para o português por dois tradutores. Após a síntese das versões traduzidas, um comitê formado por três especialistas bilíngues da área da Psicologia investigou a validação de conteúdo dos itens. Foram identificados valores satisfatórios (Cassepp-Borges et al., 2010) para o coeficiente de validade de conteúdo (CVC) nos critérios de clareza de linguagem (CVC = 0.88), pertinência prática (CVC = 0.94) e relevância teórica (CVC = 0.92). Finalizadas essas etapas, foi conduzida avaliação

do instrumento pelo público-alvo, tendo sido confirmada a adequação dos itens, da instrução e da escala de resposta. Por fim, o processo de tradução reversa assegurou a precisão da versão final da EFD em português brasileiro.

## Aspectos éticos

A coleta de dados foi realizada após aprovação do Comitê de Ética e Pesquisa da Universidade Federal de Sergipe (CAAE: 16848419.2.0000.5546). Foi obtida autorização da universidade participante, assim como dos professores responsáveis pelas turmas. Os objetivos da pesquisa foram apresentados aos respondentes e participaram apenas aqueles que assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE).

## Análise de dados

As análises foram realizadas nos programas *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS - versão 25) e *FACTOR*. Primeiro, no SPSS, os dados foram submetidos a procedimentos de ajustes e análises descritivas (Field, 2009). Posteriormente, foi conduzida a AFE no *FACTOR*. A fatorabilidade e adequação da escala avaliada foi verificada por meio do teste de Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*; esperado > 0.7) e do teste de esfericidade de Bartlett (esperado  $p < 0.05$ ). Adotou-se implementação de matriz policórica, método de extração *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS) e rotação *Robust Promin* (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019). A Análise Paralela foi a técnica utilizada para decisão sobre o número de fatores a serem retidos (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). O ajuste do modelo foi avaliado pelos índices *Root Mean Square Error of Approximation* (*RMSEA*; esperado abaixo de 0.08), *Comparative Fit Index* (*CFI*; esperado acima de 0.90) e *Tucker-Lewis Index* (*TLI*; esperado acima de 0.90) (Brown, 2015).

Avaliou-se a relação entre os escores da EFD e PHQ-4, por meio do teste de correlação de Pearson ( $r$ ).

Para comparar a média da EFD em função dos estratos de gênero, foi aplicado o teste *t* de Student. O tamanho de efeito das diferenças de média foi calculado por meio do *d* de Cohen. Para analisar a relação entre o escore total da EFD com a idade dos participantes, utilizou-se correlações de Spearman ( $\rho$ ). Aplicou-se esse teste não paramétrico em função da distribuição não-normal da variável idade (*Skewness* = 1.61 e *Kurtosis* = 2.49). A confiabilidade da medida foi avaliada pelo alfa de Cronbach ( $\alpha$ ; esperado acima de 0.60) e do ômega de McDonald's ( $\Omega$ ; esperado acima de 0.70) (Damásio & Dutra, 2017). Um *p*-valor abaixo de 0.05 foi adotado como indicador de significância estatística.

## Resultados

O valor do *KMO* foi considerado satisfatório (0.89) e o teste de esfericidade de Bartlett foi estatisticamente significativo ( $\chi^2[351] = 3248.6; p < 0.01$ ), demonstrando a fatorabilidade da escala. A análise paralela indicou a existência de dois fatores. O Fator 1 foi responsável por 37.90% da variação total, ao passo que o Fator 2 explicou 8.60%. Juntos, os dois fatores corresponderam a 46.50% da variância total. O item 2 da versão original do instrumento (*Eu não suporto/tolero ter que esperar por coisas que eu desejo agora*) foi excluído por apresentar carga de saturação inadequada ( $< 0.30$ ). Desse modo, ele não foi considerado nas análises subsequentes com a EFD, que ficou constituída por 27 itens e cargas fatoriais entre 0.31 (item 8) e 0.88 (item 12). Essa versão se mostrou adequada, sendo identificado índices de ajuste satisfatórios [*RMSEA* (0.034; *IC* 95% = 0.010-0,050; *P-VALOR* = 1.000); *CFI* (0.99); *TLI* (0.98)].

Notou-se que o Fator 1, composto por 19 itens, agregou afirmativas referentes as quatro subescalas propostas no estudo de desenvolvimento da medida, sendo que os itens da dimensão “frustração por conquista” se mantiveram integralmente sob esse domínio. Ao analisar o conteúdo dos itens presentes

nesse fator, é possível observar questões relacionadas a dificuldade em lidar com emoções e situações consideradas aversivas (e.g., *eu não suporto/tolero ter sentimentos desagradáveis*) e frustração por não alcançar os padrões e metas estabelecidas (e.g., *eu não suporto/tolero sentir que não estou dando o melhor de mim*), por isso ele foi denominado “necessidade de conforto e frustração por conquista”.

O Fator 2, formado por 8 itens, reuniu afirmativas das subescalas “intolerância ao desconforto”, “direito”, e “intolerância emocional”. Os itens desse fator refletem a demanda por controle tanto sobre os outros, quanto sobre si, para alcançar objetivos pessoais (e.g., *eu não suporto/tolero quando as pessoas agem contra o que eu quero*), além da frustração de ter que realizar tarefas percebidas como incômodas (e.g., *eu não suporto/tolero fazer coisas que envolvem muita dificuldade*). Por isso, o Fator 2 foi rotulado como “necessidade de esforço e controle”. Foram observados valores de alfa de Cronbach e de ômega de McDonald de 0.91 para a escala total. Nas subescalas, no fator “necessidade de conforto e frustração por conquista” verificou-se alfa de Cronbach de 0.89 e ômega de McDonald de 0.90. No fator “necessidade de esforço e controle” o alfa de Cronbach foi de 0.77 e o ômega de McDonald de 0.78.

A média do escore total da EFD foi de 87.07 pontos (*DP* = 18.56), com mínimo de 33.00 e máximo de 129.00. A subescala de ansiedade do PHQ-4 apresentou média de 2.97 (*DP* = 1.95) e de depressão foi de 2.41 (*DP* = 1.92). Verificou-se associação positiva e estatisticamente significativa entre o escore total da EFD tanto com a subescala ansiedade ( $r = 0.46; p < 0.001; r^2 = 0.21$ ), quanto com depressão ( $r = 0.46; p < 0.001; r^2 = 0.21$ ). Por fim, não foi detectada diferença estatisticamente significativa em relação a distribuição do escore total da EFD ( $t = 1.30; gl = 291; p = 0.20, d = 0.15$ ) entre homens ( $M = 85.52; DP = 19.22$ ) e mulheres ( $M = 88.35; DP = 17.96$ ). A idade dos participantes também não exerceu influência estatisticamente significativa ( $\rho = -0.05; p = 0.32; r^2 = 0,00$ ) sobre os escores totais da medida.

Tabela 1.  
Cargas Fatoriais e Comunalidades dos itens da Escala de Frustração e Desconforto

Itens	$\lambda$		$h^2$
	F1	F2	
Eu não suporto/tolero...			
... complicar ainda mais uma situação. Eu preciso descobrir um jeito mais fácil de resolver um problema.	0.48	-	0.61
... sentimentos desagradáveis. Eu realmente preciso me livrar deles o mais rápido possível.	0.70	-	0.68
... ser impedido de atingir meu potencial máximo.	0.68	-	0.67
... fazer tarefas que parecem muito difíceis.	-	0.78	0.90
... quando as pessoas agem contra o que eu quero.	-	0.47	0.76
... sentir que estou perdendo a cabeça.	0.86	-	0.81
... a frustração de não alcançar meus objetivos.	0.73	-	0.75
... fazer tarefas quando não estou de bom humor.	0.31	-	0.54
... quando outras pessoas ficam no caminho daquilo que eu quero.	-	0.42	0.68
... pensar em determinadas coisas.	-	0.43	0.71
... ficar abaixo do meu nível de exigência mesmo quando isso seria mais conveniente.	0.53	-	0.62
... ter que me esforçar para fazer alguma coisa.	-	0.88	0.75
... não ser reconhecido pelas coisas que faço.	0.43	-	0.61
... situações em que possa me sentir chateado.	0.52	-	0.88
... continuar com alguma coisa, quando eu não estou inteiramente satisfeito com ela.	0.54	-	0.70
... o incômodo de ter que fazer as coisas de imediato.	-	0.31	0.89
... ter que ceder às vontades de outras pessoas.	0.32	-	0.70
... ter sentimentos desagradáveis.	0.88	-	1.00
... fazer um trabalho se não consigo fazê-lo bem.	0.53	-	0.83
... fazer coisas que envolvem muita dificuldade.	-	0.86	0.77
... ter que mudar quando os outros é que estão errados.	0.65	-	0.83
... seguir em frente, ou ser feliz, se as coisas não mudam.	-	0.44	0.57
... sentir que não estou dando o melhor de mim.	0.81	-	0.87
... ter que persistir em tarefas desagradáveis.	0.54	-	0.78
... críticas, especialmente quando sei que estou certo.	0.48	-	0.73
... perder o controle dos meus sentimentos.	0.82	-	0.88
... nenhum deslize na minha autodisciplina.	0.44	-	0.90

Nota:  $\lambda$  = carga fatorial,  $h^2$  = comunalidades, F1 = Necessidade de conforto e frustração por conquista, F2 = Necessidade de esforço e controle. Alfa de Cronbach e ômega de McDonald da Escala total = 0.91. No Fator 1, Alfa de Cronbach = 0.89 e Ômega de McDonald = 0.90. No Fator 2, Alfa de Cronbach = 0.77 e ômega de McDonald = 0.78. Cargas fatoriais menores que 0.30 foram suprimidas para ajudar na interpretação da solução fatorial.

## Discussão

O presente estudo propôs adaptar a EFD para português brasileiro e avaliar suas evidências de validade de conteúdo, estrutura interna e relação com variáveis externas. Além disso, objetivou-se verificar a distribuição dos níveis de IF segundo o gênero e idade dos participantes. Os resultados indicaram uma solução com dois fatores, foram verificados bons valores de confiabilidade e confirmada correlação entre a EFD e a PHQ-4, atestando a validade convergente. Não houve diferença estatisticamente significativa nas crenças de IF em razão do gênero e idade.

A estrutura fatorial da escala foi investigada a partir da AFE. Optou-se por essa técnica em decorrência das diferentes soluções fatoriais encontradas para a EFD em diversas culturas. A AFE permite averiguar a estrutura da medida sem uma expectativa de fatores a serem encontrados, portanto, sendo a análise mais indicada quando não existem evidências teóricas e empíricas sólidas a respeito da natureza e número de fatores de um instrumento (Brown, 2015; Damásio, 2012), como é o caso da EFD. Empregou-se o método das análises paralelas, procedimento considerado mais apropriado para determinar o número de fatores a serem retidos (Damásio, 2012), tendo sido identificadas duas dimensões. Tal solução fatorial encontrada é distinta da proposta no estudo original de desenvolvimento da escala, a qual não tem sido igualmente reproduzida em outros estudos de adaptação transcultural.

Tendo em vista a existência de diferentes composições estruturais da medida, é possível realizar uma comparação entre esses estudos. A EFD foi submetida a uma análise exploratória dos dados em três outros trabalhos. Primeiro, na versão original (Harrington, 2005c), foi realizada ACP, técnica desaconselhada em pesquisas psicológicas (Damásio, 2012), pois não permite entender a estrutura latente de um conjunto de variáveis (Reio & Shuck, 2015). Quanto ao método de retenção de

fatores, foi aplicado o teste do *scree plot* ou teste de Cattell. Apesar de ser frequentemente utilizado, esse procedimento pode ser confuso, sendo criticado por ser demasiadamente subjetivo, uma vez que em muitos casos o ponto onde os *eigenvalues* apresentam uma tendência decrescente linear que não é claramente visível no gráfico, fazendo com que a decisão quanto o número de fatores seja ambígua (Fabrigar & Duane, 2011).

Segundo, na adaptação para o francês (Chama-you et al., 2016), realizada com estudantes do curso de Psicologia, a AFC não apresentou todos os índices com valores adequados para o modelo de quatro fatores ( $CFI = 0.79$ ;  $TLI = 0.77$ ;  $RMSEA = 0.067$ ). Por isso, os autores conduziram uma AFE. Com base na avaliação do teste de Cattell, cujas fragilidades já foram discutidas, uma solução unidimensional foi identificada. Os valores das cargas fatoriais dos itens não foram descritos.

Terceiro, no estudo italiano (Tripaldi et al., 2018), cuja amostra foi comunitária, também foi aplicada AFE após encontrar valores pobres de ajuste ( $CFI = 0.92$ ;  $TLI = 0.93$ ;  $GFI = 0.79$ ;  $RMSEA = 0.083$ ) ao testar o modelo original. O número de fatores a levar em consideração foi determinado pelo *scree plot*, pela análise paralela e pela estatística de correlação parcial média mínima, tendo sido verificado que uma solução fatorial com quatro dimensões era mais satisfatória. No entanto, os fatores foram compostos por itens distintos daqueles propostos na versão original. Os valores das cargas fatoriais variaram entre 0.31 a 0.89.

As adaptações para turco, sérvio e castelhano aplicaram diretamente AFC, sem prévia análise exploratória da estrutura da medida. No estudo realizado na Sérvia (Stankovic et al., 2015), a investigação foi realizada com estudantes de graduação e pós-graduação. Apesar de assumir solução com quatro fatores como a mais apropriada, observou-se que nem todos os índices de ajuste encontrados foram totalmente satisfatórios ( $CFI = 0.82$ ;  $TLI = 0.80$ ;  $RMSEA = 0.080$ ). As cargas fatoriais dos itens da EFD nesse estudo ficaram compreendidas entre 0.56 a 0.86.

Na versão turca (Ozer et al., 2012), a amostra da pesquisa foi composta por estudantes universitários e o modelo de quatro fatores não apresentou um bom ajuste ( $CFI = 0.76$ ;  $GFI = 0.81$ ;  $TLI = 0.73$ ;  $RMSEA = 0.650$ ). Após remover quatro itens problemáticos, lidar com erros residuais e parcelar os itens, obteve-se melhoria no ajuste do modelo ( $GFI = 0.95$ ;  $CFI = 0.97$ ;  $RMSEA = 0.060$ ). Os autores não informaram os valores da carga fatorial dos itens. Destaca-se que, ainda que a técnica de parcelamento de itens produza melhores valores para os índices de ajuste, deve ser usada com cautela, pois quando empregada indevidamente pode mascarar os resultados encontrados, além de não ser recomendada quando a estrutura fatorial é desconhecida (Bandalos, 2002; Little et al., 2002; Marsh et al., 2013). Visto as distintas estruturas encontradas para a EFD, a escolha por essa técnica nesse estudo é questionável.

Na adaptação para castelhano (Medrano et al., 2018), foi utilizada amostra populacional e adotado o método de máxima verossimilhança. Os resultados obtidos confirmaram o modelo com quatro fatores ( $GFI = 0.90$ ;  $CFI = 0.94$ ;  $RMSEA = 0.060$ ), conforme a versão original, e um modelo hierárquico onde os quatro fatores são derivados de um fator geral ( $GFI = 0.90$ ;  $CFI = 0.93$ ;  $RMSEA = 0.061$ ). Ressalta-se que os valores de  $GFI$  e  $CFI$  ficaram abaixo do desejado ( $> 0.95$ ) (Hair et al., 2006; Hu & Bentler, 1999). A carga fatorial dos itens variou entre 0.49 a 0.81.

É preciso debater o fato de que essas adaptações realizaram apenas AFC, o que adiciona questões importantes às fragilidades já discutidas. Quando se realiza somente uma análise confirmatória, exclui-se a oportunidade de detectar possíveis diferenças culturais da adaptação. Dessa forma, se uma AFE não for aplicada, o pesquisador não testa a viabilidade de um modelo diferente. Com isso, perde-se a chance de detectar uma estrutura distinta, que seja característica ao contexto investigado. Logo, em estudos de adaptação de instrumentos é mais benéfico primeiro realizar AFE para em seguida aplicar AFC (Orcan, 2018).

Em relação a quantidade de itens, nesta versão da EFD foi preciso excluir um item da escala por não apresentar carga fatorial satisfatória, fazendo com que em português a escala seja composta por 27 itens. Dentre as cinco propostas de adaptação transcultural desse instrumento, quatro versões indicaram a exclusão de itens. Na adaptação para o castelhano foram removidos 11 itens (1, 4, 8, 9, 14, 15, 16, 17, 20, 23 e 25), 5 na francesa (1, 7, 17, 23 e 28), 4 na turca (1, 5, 12 e 13) e 3 na italiana (7, 17 e 23). É possível que a necessidade sucessiva de remoção de itens observada nas adaptações signifique que nem todos os itens da versão original da escala reflitam o construto investigado (Medrano et al., 2018), sendo importante que se realize o monitoramento em futuros trabalhos.

Em resumo, observando-se os resultados do estudo de desenvolvimento da escala e os trabalhos de adaptação transcultural, verificaram-se diferenças na estrutura fatorial e na quantidade de itens. É possível que tais discrepâncias possam ser explicadas pelos métodos de análise adotados, especificidades das amostras utilizadas ou mesmo imprecisão na tradução. De todo modo, importa destacar que os resultados encontrados neste estudo levam a concluir que a versão brasileira da EFD possui boas qualidades psicométricas. A escala apresentou cargas fatoriais satisfatórias (Damásio & Dutra, 2017), os valores do ajuste do modelo identificados foram adequados (Brown, 2015) e se verificou uma boa consistência interna (Zanon & Hauch Filho, 2015), tanto global quanto nos fatores. Adicionalmente, foi atestada a validade baseada na relação com outras variáveis, tendo sido identificada correlação positiva e estatisticamente significativa entre a EFD e o PHQ-4. Em concordância com resultados de pesquisas anteriores (Jibeen, 2013; Stanković & Vukosavljević-Gvozden, 2011; Tripaldi et al., 2018), verificou-se que quanto mais elevado o nível de IF maior os índices de ansiedade e depressão.

O escore médio da EFD apresentou valor semelhante a outros estudos realizados com amostra de estudantes universitários (Filippello et al., 2014;

Stanković & Vukosavljević-Gvozden, 2011). Além disso, não foram observadas diferenças estatisticamente significativas nos níveis de IF em razão do gênero e idade dos participantes, conforme identificado em outros trabalhos (Harrington, 2005c; Tripaldi et al., 2018).

Como limitações, evidencia-se o fato de a amostra ter sido por conveniência e não probabilística, tendo sido composta apenas por estudantes universitários, o que demanda cautela no que diz respeito a generalização dos achados. Sugere-se que pesquisas futuras utilizem amostras comunitárias em suas investigações, a fim de que se possa explorar mais a distribuição dos escores da EFD em relação às características sociodemográficas dos participantes. Além disso, considerando resultados de pesquisas anteriores (Jibeen, 2017; Stanković & Vukosavljević-Gvozden, 2011), acredita-se que seja relevante que sejam conduzidas investigações sobre a relação da IF com outros construtos psicológicos como intolerância à incerteza e autoeficácia, bem como com desfechos psicológicos como fobias específicas e transtorno de ansiedade generalizada.

Recomenda-se ainda que futuramente seja realizada AFC para que se possa atestar a estrutura fatorial identificada para a escala nesta pesquisa e que se proceda a construção de pontos de corte de intensidade do construto em grupos representativos de populações específicas. Finalmente, os resultados aqui apresentados demonstram que a versão em português da EFD pode ser considerada uma medida precisa para avaliação da intolerância à frustração, possibilitando que pesquisadores e profissionais investiguem como esse construto se manifesta na população brasileira e como ele se relaciona com variáveis associadas à saúde mental.

## Referências

- Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(1), 78-102. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0901\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0901_5)
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
- Cassepp-Borges, V., Balbinotti, M. A. A., & Teodoro, M. L. M. (2010). Tradução e validação de conteúdo: uma proposta para a adaptação de instrumentos. In L. Pasquali (Ed.), *Instrumentação psicológica: fundamentos e práticas* (pp. 506-520). Artmed.
- Chamayou, J. L., Tsenova, V., Gonthier, C., Blatier, C., & Yahyaoui, A. (2016). Validation française de l'Échelle de Frustration et d'Inconfort (Frustration Discomfort Scale). *L'Encéphale*, 42(4), 325-332. <https://doi.org/10.1016/j.encep.2015.08.005>
- Chang, E. C., & D'Zurilla, T. (1996). Irrational beliefs as predictors of anxiety and depression in a college population. *Personality and Individual Differences*, 20(2), 215-219. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(95\)00166-2](https://doi.org/10.1016/0191-8869(95)00166-2)
- Damásio, B. F. (2012). Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. *Avaliação Psicológica*, 11(2), 213-228. <https://www.redalyc.org/pdf/3350/335027501007.pdf>
- Damásio, B. F., & Dutra, D. F. (2017). Análise Fatorial Exploratória: um tutorial com o software FACTOR. In B. F. Damásio & J. C. Borsa (Eds.), *Manual de desenvolvimento de instrumentos* (pp. 241-265). Vetor.

- DiGiuseppe, R., Kristene, A., Dryden, W., & Backx, W. (2014). *A practitioner's guide to Rational Emotive Behavior Therapy*. Oxford University Press.
- Ellis, A. (2003). Discomfort anxiety: A new cognitive-behavioral construct (Part 2). *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 21(3-4), 193-202. <https://doi.org/10.1023/A:1025833927340>
- Ellis, A., & Dryden, W. (1997). *The practice of rational-emotive therapy*. Springer.
- Fabrigar, L., & Duane, T. (2011). *Exploratory factor analysis*. Oxford University Press.
- Field, A. (2009). *Descobrimo a estatística usando o SPSS*. Artmed.
- Filippello, P., Harrington, N., Buzzai, C., Sorrenti, L., & Costa, S. (2014). The relationship between frustration intolerance, unhealthy emotions, and assertive behaviour in Italian students. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 32(4), 257-278. <https://doi.org/10.1007/s10942-014-0193-4>
- Filippello, P., Harrington, N., Costa, S., Buzzai, C., & Sorrenti, L. (2018). Perceived parental psychological control and school learned helplessness: The role of frustration intolerance as a mediator factor. *School Psychology International*, 39(4), 360-377. <https://doi.org/10.1177/0143034318775140>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Análise multivariada de dados*. Bookman.
- Harrington, N. (2005a). Dimensions of frustration intolerance and their relationship to self-control problems. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 23(1), 1-20. <https://doi.org/10.1007/s10942-005-0001-2>
- Harrington, N. (2005b). It's too difficult! Frustration intolerance beliefs and procrastination. *Personality and Individual Differences*, 39(5), 873-883. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.12.018>
- Harrington, N. (2005c). The Frustration Discomfort Scale: Development and psychometric properties. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 12(5), 374-387. <https://doi.org/10.1002/cpp.465>
- Harrington, N. (2006). Frustration intolerance beliefs: Their relationship with depression, anxiety, and anger, in a clinical population. *Cognitive Therapy and Research*, 30(6), 699-709. <https://doi.org/10.1007/s10608-006-9061-6>
- Harrington, N. (2011). Frustration intolerance: Therapy issues and strategies. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 29(1), 4-16. <https://doi.org/10.1007/s10942-011-0126-4>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jibeen, T. (2013). Frustration intolerance beliefs as predictors of emotional problems in university undergraduates. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 31(1), 16-26. <https://doi.org/10.1007/s10942-012-0154-8>
- Jibeen, T. (2017). Unconditional self acceptance and self esteem in relation to frustration intolerance beliefs and psychological distress. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 35(2), 207-221. <https://doi.org/10.1007/s10942-016-0251-1>
- Ko, C. H., Yen, J. Y., Yen, C. F., Chen, C. S., & Wang, S. Y. (2008). The association between internet addiction and belief of frustration intolerance: The gender difference. *Cyberpsychology and Behavior*, 11(3), 273-278. <https://doi.org/10.1089/cpb.2007.0095>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., & Löwe, B. (2009). An ultra-brief screening scale for anxiety and depression: The PHQ-4. *Psychosomatics*, 50(6), 613-621. [https://doi.org/10.1016/S0033-3182\(09\)70864-3](https://doi.org/10.1016/S0033-3182(09)70864-3)
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary*

- Journal*, 9(2), 151-173. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_1](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_1)
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust promin: A method for diagonally weighted factor rotation. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 25(1), 99-106. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Lu, W. H., Chou, W. J., Hsiao, R. C., Hu, H. F., & Yen, C. F. (2019). Correlations of internet addiction severity with reinforcement sensitivity and frustration intolerance in adolescents with attention-deficit/hyperactivity disorder: The moderating effect of medications. *Frontiers in Psychiatry*, 10(Apr), 1-10. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00268>
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Nagengast, B., Morin, A. J. S., & Davier, M. (2013). Why item parcels are (almost) never appropriate: Two wrongs do not make a right—Camouflaging misspecification with item parcels in CFA models. *Psychological Methods*, 18(3), 257-284. <https://doi.org/10.1037/a0032773>
- Martin, R. C., & Dahlen, E. R. (2004). Irrational beliefs and the experience and expression of anger. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 22(1), 3-20. <https://doi.org/10.1023/B:JORE.0000011574.44362.8f>
- Medrano, L. A., Franco, P., Flores-Kanter, P., & Mustaca, A. E. (2019). Intolerancia a la frustración y estrategias cognitivas de regulación emocional en la predicción de la agresividad. *Suma Psicológica*, 26(1), 19-27. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2019.v26.n1.3>
- Medrano, L. A., Franco, P., & Mustaca, A. E. (2018). Argentinean adaptation of the Frustration Intolerance Scale. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 26(2), 303-321.
- Orcan, F. (2018). Exploratory and Confirmatory Factor Analysis: Which one to use first? *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 9(4), 414-421. <https://doi.org/10.21031/epod.394323>
- Ozer, B. U., Demir, A., & Harrington, N. (2012). Psychometric properties of Frustration Discomfort Scale in a Turkish Sample. *Psychological Reports*, 111(1), 117-128. <https://doi.org/10.2466/08.02.18.PR0.111.4.117-128>
- Reio, T. G., & Shuck, B. (2015). Exploratory Factor Analysis: Implications for theory, research, and practice. *Advances in Developing Human Resources*, 17(1), 12-25. <https://doi.org/10.1177/1523422314559804>
- Stankovic, S., Matic, M., Vukosavljevic-Gvozden, T., & Opacic, G. (2015). Frustration intolerance and unconditional self-acceptance as mediators of the relationship between perfectionism and depression. *Psihologija*, 48(2), 101-117. <https://doi.org/10.2298/PSI1502101S>
- Stanković, S., & Vukosavljević-Gvozden, T. (2011). The relationship of a measure of frustration intolerance with emotional dysfunction in a student sample. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 29(1), 17-34. <https://doi.org/10.1007/s10942-011-0128-2>
- Terjesen, M. D., Salhany, J., & Sciutto, M. J. (2009). A psychometric review of measures of irrational beliefs: Implications for psychotherapy. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 27(2), 83-96. <https://doi.org/10.1007/s10942-009-0093-1>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Tripaldi, S., Paparusso, M., Amabili, M., Manfredi, C., Caselli, G., Scarinci, A., Valenti, V., & Mezzaluna, C. (2018). Frustration Discomfort Scale (FDS). A psychometric study of the Italian version. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 36(3), 267-287. <https://doi.org/10.1007/s10942-018-0286-6>
- Višlā, A., Flückiger, C., Holtforth, M. G., & David, D. (2016). Irrational beliefs and psychologi-

cal distress: A meta-analysis. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 85(1), 8-15. <https://doi.org/10.1159/000441231>

Zanon, C., & Hauch Filho, N. (2015). Fidedignidade. Em C. S. Hutz, D. R. Bandeira & C. M. Trentini (Eds.), *Psicometria* (pp. 85-94). Artmed.

**Recebido: maio 28, 2021**

**Aprovado: setembro 30, 2021**