

**Escala de Avaliação da Síndrome de Burnout em Estudantes Universitários: construção e evidências de validade**

**Burnout Syndrome Assessment Scale in University Students: construction and validity evidence**

**Escala de Evaluación del Síndrome de Burnout en Estudiantes Universitarios: construcción y evidências de validez**

Recebido: 27/04/2020 | Revisado: 28/04/2020 | Aceito: 30/04/2020 | Publicado: 05/05/2020

**Mary Sandra Carlotto**

ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-2336-5224>

Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Brasil

E-mail: [mscarlotto@gmail.com.br](mailto:mscarlotto@gmail.com.br)

**Sheila Gonçalves Câmara**

ORCID: <http://orcid.org/0001-6761-7644>

Universidade Federal de Ciências da Saúde de Porto Alegre, Brasil

E-mail: [sheila.gcamara@gmail.com](mailto:sheila.gcamara@gmail.com)

**Resumo**

A Síndrome de Burnout (SB) em estudantes consiste em uma resposta negativa frente ao estresse crônico vinculado ao papel e às atividades do contexto acadêmico. O objetivo do estudo foi apresentar o desenvolvimento e as evidências de validade de um instrumento de avaliação da SB entre estudantes universitários brasileiros. A versão definitiva foi aplicada a 1.169 universitários, os quais também responderam a um questionário de dados sociodemográficos e acadêmicos e a Escala de Estresse Percebido (PPS-10). Análise fatorial exploratória e análise paralela indicaram uma estrutura tridimensional. A análise fatorial confirmatória mostrou que essa estrutura tem bom ajuste, seja em primeira ou segunda ordem. A confiabilidade da escala geral e suas dimensões foi satisfatória em ambos os estimadores: alfa de Cronbach e ômega de McDonald. A escala geral, bem como suas dimensões, apresentou correlação positiva significativa, assim como bons índices de sensibilidade e especificidade em relação à PPS-10. O estudo contribui com um instrumento de avaliação de SB entre estudantes universitários, construído a partir da realidade dessa população.

**Palavras-chave:** Esgotamento psicológico; estudantes; escala.

### **Abstract**

Burnout syndrome (SB) in students consists of a negative response to chronic stress related to the roles and activities of the academic context. The objective of the present study was to present the development and validity evidences of a new SB assessment tool among Brazilian university students. The final version was applied to 1,169 university students, who also answered a questionnaire of sociodemographic and academic data and the Perceived Stress Scale (PPS-10). The sample was divided in half, randomly, to carry out the factorial analyzes. Exploratory factorial analysis and parallel analysis indicated a three-dimensional structure. Confirmatory factorial analysis showed that the three-factor structure is fairly well fitted to the data, either in the first or second order. The reliability of the general scale and its dimensions was satisfactory in both estimators: Cronbach's alpha and McDonald's omega. The overall scale, as well as its dimensions, showed a significant positive correlation as well as good indexes of sensitivity and specificity in relation to PPS-10, used as gold standard. The study contributes with an instrument of SB evaluation among university students, built from the reality of this population.

**Keywords:** Burnout; students; scale.

### **Resumen**

El síndrome de Burnout (SB) en estudiantes consiste en una respuesta negativa al estrés crónico relacionado con el papel y a las actividades del contexto académico. El objetivo del estudio fue presentar el desarrollo y las evidencias de validez de un instrumento de evaluación de la SB entre estudiantes universitarios brasileños. La versión final se aplicó a 1.169 estudiantes universitarios, quienes también respondieron un cuestionario de datos sociodemográficos y académicos y la Escala de Estrés Percibido (PPS-10). El análisis factorial exploratorio y el análisis paralelo indicaron una estructura tridimensional. El análisis factorial confirmatorio mostró que esa estructura tiene buen ajuste, ya sea en primer o segundo orden. La confiabilidad de la escala general y de sus dimensiones, fue satisfactoria en ambos los estimadores: alfa de Cronbach y omega de McDonald. La escala general, así como sus dimensiones, mostraron una correlación positiva significativa, así como buenos niveles de sensibilidad y especificidad en relación a la PPS-10. El estudio contribuye con un instrumento

de evaluación de SB entre estudiantes universitarios, construido a partir de la realidad de esta población.

**Palabras clave:** Agotamiento psicológico; estudiantes; escala.

## 1. Introdução

A Síndrome de *Burnout* (SB), originalmente, foi definida como um fenômeno psicossocial que emerge como consequência da cronicidade de estressores ocupacionais presentes no contexto de trabalho. Constitui-se de três dimensões: exaustão emocional, despersonalização e baixa realização profissional. A exaustão emocional caracteriza-se pela perda de energia, entusiasmo e sentimento de esgotamento de recursos. A despersonalização faz com que o profissional desenvolva comportamentos de distanciamento e insensibilidade emocional em relação aos clientes, colegas e a organização. a baixa realização profissional é a dimensão marcada pelo desenvolvimento de sentimentos de insatisfação com os rumos de seu desenvolvimento profissional (Maslach & Jackson, 1981).

A Síndrome de *Burnout* em estudantes (SBE), de acordo com Caballero (2012), consiste em uma resposta ao estresse crônico vinculado ao papel e às atividades do contexto acadêmico de caráter negativo e insidioso que afeta o compromisso e a satisfação dos estudantes com sua formação acadêmica e sua saúde geral. Possui a mesma estrutura tridimensional do construto original proposto por Maslach & Jackson (1981), mas com especificidades ajustadas para a população alvo. Assim, a exaustão corresponde à sensação de estar exausto e não conseguir dar conta de suas tarefas como estudante; a descrença refere-se a uma atitude de distanciamento em relação ao significado e a utilidade dos estudos; a ineficácia contempla uma avaliação negativa como estudante, isto é, de que o ensino não oportuniza aprendizagem útil para a formação profissional (Caballero, Hederich, & Palacio, 2010; Martinez, Pinto, Salanova, & Silva, 2002; Sanches et al., 2017; Shaufeli, Salanova, et al., 2002).

Os estudantes universitários não são trabalhadores em um sentido formal contratual, pois não há uma remuneração por seu trabalho. No entanto, do ponto de vista psicológico e social, muitas das atividades realizadas são comparáveis às de um trabalhador. Estudantes fazem parte de uma organização onde desempenham um determinado papel, realizam tarefas que exigem esforço, possuem metas a cumprir e seu desempenho é constantemente avaliado por seus professores, os quais exercem uma função muito semelhante à de uma chefia em um contexto de trabalho (Caballero, Bresó, & Gutiérrez, 2015; McCarthy, Pretty, & Catano,

1990). Assim, a literatura entende que o início da SB pode se dar já durante a fase acadêmica, considerada como um período de preparação para o trabalho, ou seja, uma atividade pré-profissional (Cushway, 1992; Schaufeli, Martinez, Marques, Salanova, & Bakker, 2002).

As universidades, assim como os contextos de trabalho, podem ser ambientes altamente estressantes. Os estudantes enfrentam cotidianamente diversas demandas que, se prolongadas e persistentes, podem conduzir à SB (Osorio, Parrello, & Prado, 2020; Rosales-Ricardo & Rosales-Paneque, 2013). O estudante universitário necessita lidar com uma variedade de desafios acadêmicos, sociais e pessoais. Quando o estresse é percebido negativamente ou se torna excessivo, pode afetar a saúde e o desempenho acadêmico (Lin & Huang, 2014) e levar a evasão acadêmica. A identificação precoce de sintomas da SB pode prevenir dificuldades, tanto em nível acadêmico como profissional (Martinez, Pinto, Salanova, & Silva, 2002). Os estudos sobre a SBE podem ser relevantes para educadores, estudantes e futuros empregadores e clientes (Balogun, Helgemoe, Pellegrini, & Hoerberlein, 1996; Rosales-Ricardo & Rosales-Paneque, 2013). Portanto, o Burnout em estudantes é um aspecto importante da eficácia de uma instituição e, como tal, pode ter implicações políticas distintas para instituições de ensino superior (Li & Huang, 2014).

Existem três instrumentos para a avaliação da SBE no Brasil: o MBI- *Student Survey* / MBI-SS, baseado no *Maslach Burnout Inventory* (MBI-General Survey) de Maslach, Jackson e Leiter (1996) e desenvolvido por Schaufeli et al., (2002), o *Oldenburg Burnout Inventory* de Halbesleben & Demerouti (2005), e o *Copenhagen Burnout Inventory* de Kristensen, Borritz, Villadsen e Christensen (2005).

Todos os três instrumentos foram adaptados para o Brasil. Na primeira adaptação do MBI-SS, realizada no Brasil por Carlotto e Câmara (2006), uma das suas dimensões, a de Descrença, apresentou um baixo valor de alfa de 0,59. Além disso, após sua adaptação, o instrumento passou a ser comercializado em língua portuguesa por uma editora estadunidense, mas com a observação de não garantia do processo de tradução e validação (Note: *We cannot assure translation quality — many are made by individual researchers and we are not necessarily familiar with the particular language or dialect. Some of the translations are partial and typically do not have validation data*) <https://www.mindgarden.com/117-maslach-burnout-inventory#horizontalTab4>.

O *Oldenburg Burnout Inventory* de Halbesleben e Demerouti (2005), originariamente, é utilizado para qualquer categoria ocupacional. No Brasil, Campos, Carlotto e Marôco (2012) o adaptaram para a avaliação de estudantes, com base em um modelo teórico bidimensional (exaustão e distanciamento). Essa adaptação consistiu de alterações dos temos

work/trabalho para estudos e/ou escola, sem a especificação de uso entre estudantes universitários. A consistência interna da dimensão Exaustão apresentou índice pouco satisfatório ( $\alpha = 0,56$ ).

O *Copenhagen Burnout Inventory*, de Kristensen, Borritz, Villadsen e Christensen (2005) parte de um modelo trifatorial, porém diferente do modelo clássico de Maslach: burnout pessoal, burnout relacionado ao trabalho e burnout relacionado ao cliente. No Brasil, instrumento foi adaptado para estudantes por Campos, Carlotto e Marôco (2013). Na adaptação o instrumento adquiriu estrutura quadrifatorial e as dimensões foram denominadas de burnout pessoal, burnout relacionado aos estudos, burnout relacionado aos colegas e burnout relacionado a professores.

Os instrumentos disponíveis para a avaliação da SBE no Brasil consistem em adaptações de instrumentos estrangeiros. Todos apresentam vantagens e desvantagens em termos de disponibilidade, adequação específica para universitários, quantidade de itens e consistência interna. Considera-se que um instrumento construído na realidade brasileira, com estudantes universitários, pode contribuir com a disponibilização de um instrumento válido e fidedigno, a partir de um modelo teórico atualizado, robusto e utilizado internacionalmente. Assim, o objetivo deste estudo é descrever os procedimentos teóricos e experimentais da construção e análise das evidências de validade de uma escala brasileira de avaliação da Síndrome de *Burnout* em estudantes universitários.

## 2. Metodologia

Os procedimentos de construção da Escala de Burnout em Estudantes Universitários (ESB-eu) foram realizados de acordo com os critérios do Conselho Federal de Psicologia (2010) e as diretrizes do *International Test Commission* (2016) e da *American Psychological Association & National Council on Measurement in Education* (2014). A elaboração dos itens seguiu as orientações de Pasquali (1998; 2010): um item deve expressar um comportamento, uma única ideia, ser compreensível para todos os estratos da população-alvo e ser consistente com o construto e os demais itens que avaliam o construto; não devem ser utilizadas expressões extremadas e sim condizentes com o atributo, sem parecer ingênuos.

Conforme essas diretrizes e orientações foram utilizadas revisão de literatura, revisão de outros instrumentos de avaliação de SBE e entrevistas com estudantes universitários para a construção dos itens, conforme orientação de Pasquali (2010). A revisão da literatura permitiu a delimitação do modelo teórico da SB na avaliação de estudantes e a

revisão dos instrumentos existentes permitiu identificar os comportamentos avaliados que correspondem às dimensões. Através das entrevistas, foi possível conhecer os estressores dos estudantes e categorizá-los considerando as dimensões da síndrome.

A literatura sobre a SBE, majoritariamente, aponta para um modelo tridimensional, conforme proposto por Maslach, Jackson & Leiter (1996) para trabalhadores. No modelo para estudantes, as três dimensões foram denominadas, respectivamente de exaustão emocional, descrença e baixa eficácia acadêmica (Martinez, Pinto & Salanova, 2002; Sanches et al., 2017; Schaufeli et.al., 2002).

Além dos instrumentos de avaliação de SBE adaptados para o Brasil, identificou-se a *Learning Burnout Scale*, de Huang e Lin (2010), que consta de quatro dimensões: baixo senso de realização, alienação interpessoal, emoção negativa de aprendizagem e exaustão emocional. O baixo senso de realização corresponde à insatisfação com realizações acadêmicas e percepção de falta de sentido na vida universitária. A alienação interpessoal refere-se a dificuldades e isolamento nas relações interpessoais na universidade. A emoção negativa de aprendizagem diz respeito a cansaço, tédio e falta de entusiasmo com os estudos. A exaustão emocional corresponde ao sentimento de frustração e fracasso (Lin & Huang, 2014).

A análise dos itens dos instrumentos permitiu identificar os comportamentos avaliados pelos itens de cada dimensão. Também permitiu a análise de lacunas de comportamentos que poderiam ser considerados.

As entrevistas foram realizadas com oito estudantes universitários. Destes, cinco (62,5%) eram do sexo feminino. A idade variou de 18 a 53 anos, (M = 29,12; DP = 13,36). Quanto aos cursos de graduação, três (37,5%) eram da área da saúde, três (37,5 %) de ciências humanas e dois (25,0%) da área de ciências exatas. As entrevistas ocorreram na metade do primeiro semestre de 2018, de maneira que o período fosse entre as avaliações acadêmicas iniciais e finais.

Os dados foram sistematizados em termos das quatro possíveis dimensões da SBE para a construção dos itens. Optou-se por um modelo trifatorial, cujas dimensões foram denominadas de Desgaste Emocional e Físico (DEF), Distanciamento (DIST) e Ineficácia da Formação (INEF). Quanto a essa última dimensão, optou-se por considerá-la como ineficácia da formação, tendo como referência a dimensão de baixo senso de realização do LBS (Huang & Lin, 2010). Isso deve-se ao conteúdo expresso nas entrevistas e o fato de essa dimensão ser abordada, nos demais instrumentos, primordialmente em termos de aspectos pessoais. Assim, foram elaborados 46 itens abrangendo as três dimensões: DEF (17 itens), DIST (13 itens) e

INEF (16 itens), tendo como temas os conteúdos das aulas e do curso e os estudos. Destes, 28 eram em sentido negativo e 18 em sentido positivo. Foi estabelecida uma escala de resposta de cinco pontos de frequência: 0 (zero) – Nunca, 1 (um) – Raramente, 2 (dois) – Às vezes, 3 (três) – Frequentemente e 4 (quatro) – Todos os dias.

Para a análise do conteúdo foi utilizada análise inter-juízes. Cada participante dessa etapa foi informado do motivo de sua escolha como juiz, bem como o objetivo do estudo; das definições conceituais de base do instrumento; do modelo teórico adotado; e, de cada dimensão abordada. Os participantes também tiveram acesso à descrição do instrumento e forma de resposta (Alexandre & Coluci, 2011).

Participaram, como juízes, oito psicólogos com aderência à área da saúde do trabalhador e três médicos do trabalho. Estes avaliaram a versão inicial do instrumento, de 46 itens, no que tange a clareza dos itens, simplicidade e validade aparente (credibilidade, precisão e relevância dos itens) (Pasquali, 2010). Para ser mantido no instrumento o item deveria ter, no mínimo, 80% de concordância entre os juízes em cada critério avaliado.

De acordo com os juízes, seis itens apresentaram dificuldade de clareza e compreensão; e quatro foram considerados pouco adequados (mas expressam algum aspecto do construto) ou inadequados (que são irrelevantes e deveriam ser eliminados). Nesse sentido, seis itens foram reformulados para melhorar clareza e compreensão. Os quatro itens pouco adequados ou inadequados foram eliminados, ficando o instrumento com 42 itens.

A análise semântica foi realizada, de forma grupal, junto a nove universitários. Estes avaliaram se cada item estava bem redigido, se havia palavras de difícil compreensão, ambíguas ou qualquer outro aspecto a ser corrigido. Os participantes poderiam sugerir alterações que facilitassem a compreensão dos itens. Os participantes também apontaram itens que eram muito parecidos e indicaram aquele que lhes parecia melhor para avaliar o conteúdo. Após essa etapa, foram reformulados três e eliminados quatro itens.

### **Estudo piloto**

A versão do instrumento, de 38 itens, foi aplicada a uma amostra de 46 estudantes universitários, de forma grupal, sendo 13 (28,3%) de Ciências Humanas, 11 (23,9%) das Ciências Sociais Aplicadas, sete das Engenharias (15,2%), cinco da Linguística, Letras e Arte (10,9%), quatro (8,7%) Das Ciências Exatas e da Terra, três (6,5%) das Ciências da Saúde, dois (4,3%) das Ciências Agrárias, e um (4,3%) das Ciências Biológicas Quanto ao sexo, 30 (65,2%) eram mulheres. A idade variou de 17 a 38 anos ( $M = 23,8$ ;  $DP = 5,05$ ).

O banco de dados foi digitado e analisado utilizando-se o programa *Statistical Package for Social Sciences*® (SPSS) v.22. Foi avaliada a distribuição de cada item entre os pontos da escala de respostas, bem como a média, o desvio padrão e os valores de assimetria e curtose.

A distribuição das respostas de cada item entre os cinco pontos da escala de resposta foi satisfatória, da mesma forma que as médias e os desvios-padrões. Os valores de assimetria ficaram próximos a  $\pm 1,00$  (Hair et al., 2010). No entanto, foram excluídos dois itens por apresentarem assimetria mais elevada que os valores de referência.

### ***Participantes***

Participaram do estudo 1.169 estudantes universitários cujo critério de inclusão era estar há, no mínimo, mais de um semestre realizando um curso superior. A maioria era de mulheres (70,1%), estado civil solteiro (89,6%), sem filhos (92%) e idade média de 24,26 anos (DP=6,00; amplitude: 17 a 57 anos). Estes residiam nas cinco regiões do país: Sul (35,9%), Sudeste (20,9%) Nordeste (35,5%), Região Norte (5,4%) e Centro-Oeste (2,3%).

A maioria dos estudantes era de universidade pública (64,2%) e, não trabalhava (59,7%); estavam matriculados em cursos pertencentes às oito áreas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) <http://lattes.cnpq.br/web/dgp/arvore-do-conhecimento>): Ciências Humanas (21,7%), Ciências Sociais e Aplicadas (19,4%), Ciências da Saúde (15%), Engenharias (12,7%), Linguística, Letras e Artes (10%), Ciências Exatas e da Terra (8,6%), Ciências Agrárias (6,8%) e Ciências Biológicas (6,8%). Quanto ao ano de curso, 16,6% estava no segundo semestre do primeiro ano, 42,4% no segundo e terceiro anos, 40,6% no quarto e quinto anos.

### ***Instrumentos***

Os dados foram coletados por meio dos seguintes instrumentos autoaplicáveis:

1. Questionário de dados sociodemográficos e acadêmicos: sexo, idade, estado civil, filhos (sim/não) e região de residência no país; tipo de instituição (pública/privada) se trabalha atualmente (sim/não), curso, e ano do curso.
2. Escala de Avaliação da Síndrome de Burnout em Estudantes Universitários (ESB-eu) construída pelas autoras com base na literatura sobre o tema. O instrumento constitui-se de 36 itens distribuídos em 3 dimensões: DEF (14 itens), DIST (10 itens) e INEF (12 itens). Os itens

são avaliados por meio de uma escala de frequência de 5 pontos variando de 0 (nunca) a 4 (todo os dias).

3. Escala de Estresse Percebido (PPS-10), traduzida e validada para o contexto brasileiro por Reis, Hino e Añes (2010). A escala consiste em 10 questões que correspondem à frequência de eventos e acontecimentos recentes (que ocorreram há pelo menos um mês). As possibilidades de resposta variam de 0 (nunca) a 4 (muito frequente). O coeficiente de alfa é de 0,87.

### ***Procedimentos de Coleta dos Dados***

A pesquisa foi apresentada aos participantes por meio de formulário eletrônico (*Googledocs*) via redes sociais e e-mails de contato da pesquisadora e dos membros do grupo de pesquisa das autoras do estudo, explicando que se tratava de uma pesquisa voluntária sem nenhuma obrigatoriedade, anônima e confidencial. O tempo estimado de resposta seria de aproximadamente 20 minutos.

### ***Procedimentos de análise de dados***

Foi realizada análise univariada para a descrição dos participantes e do comportamento dos itens e dimensões da escala proposta na população em estudo. O instrumento total e por dimensões foi avaliado mediante análise da consistência interna do instrumento, utilizando-se o pacote estatístico *Statistical Package for Social Sciences*® (SPSS) v.21.

As evidências de validade de construto foram avaliadas mediante análise fatorial exploratória e análise fatorial confirmatória. A amostra total (n=1169) foi dividida, aleatoriamente, pelo método *Split-half* do programa SPSS v.21®, em dois grupos aproximadamente equivalentes, sendo 595 (50,9%) para a análise fatorial exploratória e 574 (49,1%) para a análise fatorial confirmatória. Foi realizada análise de comparação de médias entre ambos os grupos, mediante teste *t* de *Student* para amostras independentes em cada uma das 36 variáveis do instrumento ( $p>0,05$ ), o que permite considerar os grupos como equivalentes em termos das respostas ao instrumento.

Foi conduzida uma análise fatorial pelo método de extração de eixos principais, rotação *Oblimin* para averiguar a distribuição fatorial do instrumento, cujos resultados foram analisados em termos de distribuição fatorial, comunalidades e cargas fatoriais. Utilizou-se

análise paralela com permutação aleatória dos valores amostrais como critério de retenção de fatores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

A análise fatorial confirmatória foi executada utilizando-se o método de máxima verossimilhança, através do programa *Amos*® v.21. Como parâmetros para um ajuste satisfatório do modelo, considerou-se o índice de ajuste comparativo (*Comparative Fit Index* de Bentler, CFI) e o TLI (índice de Tucker e Lewis) com valores superiores a 0,95 (Batista-Foguet, Germà, & Alonso, 2004) e os resíduos por erro quadrático médio de aproximação (*Root Mean Square Error of Approximation*, RMSEA), bem como seus intervalos de confiança inferiores a 0,08 (Byrne, 2010). A avaliação da confiabilidade foi mediante o método do alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) e o estimador ômega de McDonald ( $\omega$ t), o qual foi utilizado para suprir limitações do  $\alpha$  (Dunn, Baguley, & Brunsten, 2013).

As evidências de validade de critério concorrente foram obtidas a partir de análises de Correlação de Pearson para avaliar a relação entre a média da ESB-eu total e de cada dimensão com a média da PSS-10. O ponto de corte da escala total e por dimensão foi obtido mediante análise de Curvas ROC, com avaliação da sensibilidade e da especificidade da ESB-eu total e suas dimensões. Em todos os procedimentos estatísticos foi adotado um nível de significância de 95% ( $p \leq 0,05$ ).

### ***Procedimentos Éticos***

O estudo atendeu os procedimentos éticos conforme resolução 510/2016 do Conselho Nacional de Saúde (CNS). Todos os participantes apresentaram sua concordância em participar do estudo após a leitura do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE). O estudo possui aprovação do Comitê de Ética em Pesquisa da universidade de afiliação da primeira autora (protocolo nº 2.774.387).

## **3. Resultados**

### ***Análise fatorial exploratória***

A adequação da amostra, na primeira análise fatorial exploratória, apresentou os seguintes índices: *Kaiser-Meyer-Olkin* ( $KMO = 0,962$ ) e teste de esfericidade de *Bartlett* ( $\chi^2 = 10.704,967$ ;  $p = 0,00$ ). O determinante da matriz de correlação ( $3,811E-011$ ), no entanto, foi inferior a 0,00001, indicando multicolinearidade entre os itens (Field, 2009). A análise, com

os 36 itens do instrumento foi realizada, visando avaliar a distribuição de itens por fator. Essa explicou uma variância de 56,27% e apresentou uma distribuição em cinco fatores, conforme seus autovalores. A análise paralela indicou a retenção de três fatores e foi conduzida uma segunda análise fatorial exploratória, com três fatores fixos. Essa, explicou 52,23% da variância total. A análise semântica permitiu identificar os três fatores propostos teoricamente: DEF, DIST e INEF.

Dentre os itens, seis apresentaram baixa carga fatorial ( $<0,500$ ) e nove saturaram em mais de um fator com diferença de carga fatorial inferior a 0,100. Foram excluídos, portanto, 15 itens. Os 17 itens restantes foram submetidos a nova análise fatorial exploratória, sem definição de número de fatores a priori. Os critérios de adequação da amostra foram: Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) = 0,933, teste de esfericidade de Bartlett = 4454,692;  $p=0,00$  e determinante da matriz de correlação = 0,00005. Os itens se distribuíram nos três fatores propostos, com autovalores superiores a 1. A variância total explicada foi de 53,59% e os três fatores mantiveram sua congruência semântica, conforme o modelo proposto: DEF (7 itens), DIST (6 itens) e INEF (4 itens). As cargas fatoriais variaram de 0,858, no item 8, a 0,513, no item 16, ambos pertencentes ao fator DEF.

De acordo com a literatura (Schaufeli et al., 2002), o modelo mostrou-se adequado, uma vez que se considera que a SBE deve ser conceituada como multidimensional em primeira ordem (DEF, DIST e INEF). Assim, procederam-se análises fatoriais confirmatórias com vistas a testar o modelo tridimensional e um modelo unidimensional de SBE de segunda ordem.

### ***Análise fatorial confirmatória***

Dois modelos foram propostos. O primeiro considerou a proposta teórica de uma estrutura fatorial tridimensional sem fator de segunda ordem. O segundo modelo, a mesma estrutura, porém com fator de segunda ordem, denominado Síndrome de Burnout em Estudantes.

Na análise inicial do modelo trifatorial, segundo os parâmetros utilizados, os índices de adequação do modelo não foram satisfatórios:  $\chi^2 = 578,742$  ( $p = 0,00$ );  $\chi^2/df = 4,98$ ; TLI = 0,89; CFI = 0,91, RMSEA = 0,08 (I.C. = 0,07 – 0,09). Nesse sentido, foram empregadas análises e modificações post-hoc para promover melhor adequação do modelo. Verificou-se que os itens 21 e 26 (DIST) e 7 (DEF) apresentavam elevada correlação de erro com mais de um item de seu mesmo fator. Optou-se pela exclusão dos itens com vistas a melhorar o

modelo sem correlacionar os erros. Assim, o modelo final, ficou composto por 14 itens, divididos entre os três fatores: DEF (6 itens), DIST (4 itens), e INEF (4 itens). Com esses procedimentos os índices de adequação do modelo tornaram-se satisfatórios:  $\chi^2 = 235,073$  ( $p = 0,00$ );  $\chi^2/gl = 3,17$ ; TLI = 0,94; CFI = 0,95, RMSEA = 0,06 (I.C. = 0,05 – 0,07).

O segundo modelo testado, com 14 itens e três fatores, assumindo a Síndrome de Burnout em Estudantes como fator de segunda ordem, demonstrou ajuste similar ao primeiro. Os índices de adequação foram:  $\chi^2 = 235,085$  ( $p = 0,00$ );  $\chi^2/gl = 3,13$ ; TLI = 0,94; CFI = 0,95, RMSEA = 0,06 (I.C.= 0,05 – 0,07).

### *Estatísticas descritivas*

Foram avaliadas as médias dos itens, que variaram de 1,10 a 3,14, com desvios-padrão entre 0,81 a 1,33, o que demonstra a não ocorrência de efeito “chão” (1) ou “teto” (5) em nenhum dos itens analisados. Quanto às dimensões, DEF obteve o valor mais elevado ( $M = 2,50$ ;  $DP=0,81$ ). As dimensões de DIST ( $M = 1,46$ ;  $DP=0,96$ ) e INEF ( $M = 1,45$ ;  $DP=0,86$ ) apresentaram médias similares. Os valores de assimetria, inferiores foram todos inferiores a 1,00 (Hair, Babin, Money, & Samouel, 2005).

As correlações item-total foram: DEF (entre  $r = 0,75$  e  $r = 0,48$ ), DIST (entre  $r = 0,72$  e  $r = 0,65$ ), INEF (entre  $r = 0,67$  e  $r = 0,56$ ). Para todos os itens a homogeneidade corrigida obteve valores superiores a 0,30.

Quanto à confiabilidade, os valores do alfa de Cronbach e do ômega de McDonald foram, respectivamente, 0,88 e 0,93. A dimensão DEF alcançou  $\alpha = 0,84$  e  $\omega_t = 0,85$ ; a dimensão DIST,  $\alpha = 0,84$  e  $\omega_t = 0,85$ ; a dimensão de ineficácia da formação obteve  $\alpha = 0,80$  e  $\omega_t = 0,79$ . As estatísticas descritivas e a consistência interna das dimensões são apresentadas na Tabela 1.

**Tabela 1.** Estatística descritiva e consistência interna dos itens e dimensões da ESB-eu (n=1.169).

Dimensão/item*	M(DP)	Correlações item-total	Assimetria	Alfa sem item	Ômega sem item
<b>Desgaste emocional e físico</b>	2,50(0,81)	-	-0,26	-	-
1 – Exaustão emocional	2,69(0,88)	0,65	-0,42	0,81	0,82
2 – Pouca energia após as aulas	2,60(1,06)	0,62	-0,35	0,81	0,83
3 – Exaustão física	2,55(1,06)	0,75	-0,32	0,79	0,79
4 – Sensações físicas desagradáveis	1,87(1,14)	0,69	0,08	0,80	0,81
5 – Só pensar em descansar	3,14(0,96)	0,48	-0,98	0,84	0,84
6 – Energia para concluir os estudos	2,13(1,33)	0,56	-0,11	0,83	0,83
Total				$\alpha = 0,84$	$\omega_t = 0,85$
<b>Distanciamento</b>	1,46(0,96)	-	0,56	-	-
7 – Pensar em mudar de curso	1,10(1,17)	0,67	0,84	0,80	0,82
8 – O curso não é o esperado	1,25(1,20)	0,72	0,71	0,78	0,77
9 – Aumento do interesse curso	1,70(1,11)	0,65	0,30	0,81	0,80
10 – Questionamento opção de curso	1,81(1,19)	0,66	0,08	0,80	0,82
Total				$\alpha = 0,84$	$\omega_t = 0,85$
<b>Ineficácia da formação</b>	1,45(0,86)	-	0,36	-	-
11 – Dúvidas utilidade dos estudos	1,55(1,19)	0,62	0,31	0,75	0,75
12 – Aprendizado no curso	1,33(0,94)	0,56	0,46	0,78	0,76
13 – Pouca relação aulas e prática	1,73(1,17)	0,62	0,18	0,75	0,73
14 – Aprendizado pouco importante	1,22(1,01)	0,67	0,59	0,73	0,71
Total				$\alpha = 0,80$	$\omega_t = 0,79$

\* Escala com itens em anexo. Fonte: Autoras.

### *Evidências de Validade de Critério*

A análise das evidências de validade convergente foi realizada comparando-se as médias da ESB-eu total e suas dimensões com a média da PSS-10 (Tabela 2).

**Tabela 2.** Correlações entre as médias da ESB-eu total e das dimensões de Desgaste Emocional e Físico, Distanciamento e Ineficácia da Formação e médias da Escala de Estresse Percebido – Versão Reduzida (PSS-10) (n=1169).

	1	2	3	4	5
1. PSS-10	1				
2. ESB-eu	0,550**	1			
3. ESB-eu - DEF	0,565**	0,781**	1		
4. ESB-eu - DIST	0,379**	0,840**	0,410**	1	
5. ESB-eu - INEF	0,337**	0,794**	0,344**	0,683**	1

Nota: DEF = Desgaste Emocional e Físico; DIST = Distanciamento; INEF= Ineficácia da Formação. Fonte: Autoras.

Conforme o esperado, todas as correlações entre as médias da ESB-eu total e suas dimensões e a média da PPS-10, foram positivas e significativas. As correlações mais elevadas foram entre a dimensão de DEF e da escala total e a PSS-10.

Para obtenção do ponto de corte para o escore da ESB-eu total e suas dimensões, foram utilizadas as Análises de Curvas ROC (*Receiver Operator Characteristic Curve*), utilizando-se como padrão-ouro a PSS-10. O ponto de corte para a PSS-10 foi estabelecido no escore de percentil 75% (Reis, Hino, & Añez, 2010) (Tabela 3).

**Tabela 3.** Análise de Curvas ROC entre os escores da ESB-eu total e as dimensões de Desgaste Emocional e Físico, Distanciamento e Ineficácia da Formação e escores da Escala de Estresse Percebido (PSS-10).

Domínios	Área	IC(95%)	Sensibilidade	Especificidade	Ponto Corte
ESB-eu	0,79	0,77-0,82	98%	77%	Escore $\leq 20$ (m=1,50)
ESB-eu - DEF	0,80	0,77-0,83	97%	75%	Escore $\leq 5$ (m=1,00)
ESB-eu - DIST	0,71	0,68-0,74	98%	88%	Escore $\leq 5$ (m=1,50)
ESB-eu - INEF	0,68	0,65-0,71	97%	93%	Escore $\leq 5$ (m=1,50)

Nota: DEF = Desgaste Emocional e Físico; DIST = Distanciamento; INEF= Ineficácia da Formação. Fonte: Autoras.

A ESB-eu total apresentou bons índices de sensibilidade (98%) e especificidade (77%) pelo seu valor de ponto de corte, estabelecido como escore  $\leq 20$  (M = 1,50). Quanto às dimensões de DEF, DIST e INEF, também foram obtidos bons índices de sensibilidade (97%, 98% e 97%, respectivamente) e especificidade (75%, 88% e 93%, respectivamente). A área embaixo da curva em cada análise, também apresentou valores satisfatórios em todas as análises (AUC>0,5) (Hajian-Tilaki, 2013).

#### 4. Discussão

O presente estudo teve como objetivo construir e estudar as evidências de validade de um instrumento de avaliação da ESB-eu no Brasil. O objetivo era a obtenção de um instrumento breve, que contemplasse os atributos que compõem o construto geral. Além disso, a proposta era de obtenção do estabelecimento de pontos de corte, com vistas a permitir avaliar a prevalência da SBE. Da mesma forma, o instrumento deveria poder ser levantado em termos de suas médias geral e por dimensão, a exemplo do Cuestionario para Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo – CESQT (Gil-Monte, 2011).

Para o alcance do objetivo proposto, foram realizadas diversas etapas, as quais contemplaram os pólos teórico, operacional e experimental, de acordo com Pasquali (1998; 2010). O instrumento obtido, de 14 itens e três dimensões apresentou evidências de validade que permitem considerá-lo adequado e satisfatório para a avaliação da SBE tanto em termos de seus índices quanto de prevalência.

A partir da revisão da literatura, foi estabelecido um modelo operacional alinhado à conceitualização de SBE apresentada em estudos tanto teóricos quanto empíricos (Huang & Lin, 2010; Shaufeli et al., 2002). Os quatro instrumentos de avaliação da SBE revisados também foram importantes para elencar as possibilidades de dimensões avaliadas, a correspondência de dimensões entre eles e aspectos que poderiam ser contemplados em um novo instrumento, bem como os comportamentos concretos avaliados por cada item (Campos, Carlotto, & Marôco, 2012; Campos, Carlotto, & Marôco, 2013; Huang & Lin, 2010; Shaufeli, Salanova et al., 2002). As entrevistas contribuíram para a compreensão da vivência dos universitários em termos de DEF, DIST e INEF, mas, sobretudo, ajudaram a contemplar as situações e contextos pertinentes à SBE.

A etapa de análise dos itens foi essencial para uma reestruturação do instrumento. De acordo com os critérios estabelecidos, foram excluídos oito itens e reformulados nove, tanto pelo conteúdo quanto pela semântica. Isso repercutiu na redução de itens que, efetivamente, não avaliavam diretamente o conteúdo proposto ou que estavam repetitivos, além de contribuir para uma melhor redação dos itens com alguma dificuldade de compreensão (Hutz, Bandeira, & Trentini, 2015; Pasquali, 1998). A exclusão de itens não implicou em desequilíbrio importante na distribuição destes entre as dimensões propostas.

As estatísticas descritivas dos itens no estudo piloto revelaram uma boa distribuição das respostas entre os cinco pontos da escala de resposta e médias e desvios padrões adequados. Os valores de assimetria, inferiores a 1,00, corroboraram a adequação do instrumento (Hair,

Babin, Money, & Samouel, 2005). Optou-se pela exclusão de dois itens que, embora estivessem dentro dos valores de referência, apresentaram valores de assimetria mais elevados.

Quanto às análises fatoriais exploratórias, a primeira, com 36 itens, indicou a possibilidade de multicolinearidade, em função do determinante da matriz de correlação ser inferior a 0,00001 (Field, 2009), e uma distribuição em cinco fatores. De acordo com a análise paralela, foi conduzida nova análise, com uma distribuição em três fatores bem delimitados semanticamente e correspondentes aos três fatores propostos na construção do instrumento, de acordo com o modelo teórico adotado. Essa análise permitiu a avaliação da carga fatorial e foram excluídos os itens com carga fatorial  $<0,500$ . Também foram excluídos os itens que saturaram em mais de um fator com diferença de carga fatorial inferior a 0,100. De acordo com esses critérios, foram excluídos 15 itens, tornando o instrumento mais enxuto.

Mediante análise fatorial confirmatória, foi obtido um modelo final, com 14 itens e três fatores, cujos índices indicaram boa adequação, equilíbrio entre a distribuição dos itens por fator, boa delimitação semântica de cada fator e índices satisfatórios de fidedignidade para a escala total e para os fatores independentemente (Batista-Foguet, Germà, & Alonso, 2004; Byrne, 2010). As evidências de validade de critério concorrente demonstraram correlações positivas significativas entre as médias da ESB-eu geral e suas dimensões e a média da PPS-10. (Reichenheim & Moraes, 2007). Outra evidência de validade foram os bons valores de ponto de corte obtidos, os quais revelam a capacidade do instrumento para discriminar os casos positivos dos negativos relativos aos escores e índices de SBE e suas dimensões (Martinez, Louzada Neto, & Pereira, 2003). Isso significa que a escala adaptada é útil como instrumento de *screening*, em termos de futuras investigações epidemiológicas (Fletcher & Fletcher, 2006), no que se refere à SB em estudantes universitários.

Como forças do estudo, ressalta-se a amostra composta por participantes das cinco regiões do Brasil. Também se destacam que os participantes representam uma ampla diversidade de cursos de graduação, contemplando as oito áreas propostas pelo CNPq.

## 5. Considerações Finais

O estudo apresentou o processo de construção e as evidências de validade de uma escala desenvolvida para a avaliação da SB entre estudantes universitários no contexto brasileiro. Embora existam instrumentos para a avaliação da SB no Brasil, nem todos estão adaptados para estudantes universitários e todos consistem em adaptações de instrumentos

estrangeiros. Além disso, alguns apresentam restrições em termos de disponibilidade para o uso, número elevado de itens ou baixos índices de confiabilidade.

A construção de um instrumento demanda aprofundamento conceitual tanto em termos do construto a ser avaliado, quanto dos procedimentos teóricos, operacionais e experimentais requeridos conforme cada etapa do processo (Pasquali, 2010). Da mesma forma, implica na observação do paradigma emic-etic (Brislin, Lonner & Thorndike, 1973). Em termos da perspectiva emic, a utilização de entrevistas com a população-alvo permitiu a identificação dos comportamentos que configuram sua experiência e a compreensão do fenômeno a partir de sua lógica cultural específica. Por outro lado, a revisão de literatura e, de outros instrumentos de avaliação do construto contemplaram a perspectiva etic, no sentido da utilização de um modelo teórico de SB consolidado em diferentes culturas (Jorge, 1998).

As evidências de validade de conteúdo foram obtidas mediante análise inter-juízes, a qual garantiu o cumprimento dos critérios de clareza dos itens, simplicidade e validade aparente (Pasquali, 2010). A análise semântica junto à população-alvo permitiu a adequação do instrumento para sua aplicação.

Os procedimentos estatísticos realizados para a análise das evidências de validade de construto indicaram uma estrutura fatorial bem estabelecida e bons índices de ajuste dos modelos obtidos com ou sem fator de segunda ordem. A análise dos itens contribuiu para a configuração desse modelo com a redução de itens e maior precisão na medição do construto geral e seus fatores de maneira mais enxuta. Os coeficientes de confiabilidade foram satisfatórios e corroboraram a estrutura proposta.

As evidências de validade de critério concorrente demonstraram que a ESB-eu avalia SBE, como uma forma específica de estresse. O estabelecimento de pontos de corte para a escala geral e suas dimensões, com bons índices de sensibilidade e especificidade, permite que a ESB-eu possa ser utilizada como um instrumento de avaliação da SB para o diagnóstico de SBE e avaliação de sua prevalência.

## Referências

Alexandre, N. M. C., & Coluci, M. Z. O. (2011). Validade de conteúdo nos processos de construção e adaptação de instrumentos de medidas. *Ciência & Saúde Coletiva*, 16(7), 3061-3068. doi: 10.1590/S1413-81232011000800006

American Psychological Association & National Council on Measurement in Education (2014). *The standards for Educational and Psychological testing*. Washington, DC: AERA.

Batista-Foguet, J. M., Germà, C., & Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clinica*, 122(Supl 1), 21-27. doi: 10.1157/13057542

Brislin, R., Lonner, W., & Thorndike, R. (1973). *Cross-cultural research methods*. New York, John Wiley.

Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and Programming* (2ª ed.). New York, NY: Taylor & Francis Group.

Caballero, C. (2012). *El burnout académico: Prevalencia y factores asociados en estudiantes universitarios del área de la salud de la ciudad de Barranquilla*. Doctoral dissertation. Universidad del Norte, Barranquilla (Colombia).

Caballero, C. C., Bresó, É., & Gutiérrez, O. G. (2015). Burnout en estudiantes universitarios. *Psicología desde el Caribe*, 32(3), 424-441. doi: 10.14482/psdc.32.3.6217

Caballero, C. C. D., Hederich, C., & Palacio, J., E. S. (2010). El burnout académico: delimitación del síndrome y factores asociados con su aparición. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 42(1), 131-146.

Carlotto, M. S., & Câmara, S. G. (2006). Características psicométricas do Maslach Burnout Inventory. Student Survey (MBI-SS) em estudantes universitários brasileiros. *Psico-USF*, 11(2), 167-173. doi: 10.1590/S1413-82712006000200005

Campos, J. A. D. B., Carlotto, M. S., Marôco J. (2012). Oldenburg Burnout Inventory - student version: cultural adaptation and validation into Portuguese. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 25(4), 709-718. doi: 10.1590/S0102-79722012000400010

- Campos, J. A. D. B., Carlotto, M. S., & Marôco J. (2013). Copenhagen Burnout Inventory - student version: adaptation and transcultural validation for Portugal and Brazil. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 26(1), 87-97. doi: 10.1590/S0102-79722013000100010
- Conselho Federal de Psicologia (2010). *Avaliação psicológica: diretrizes na regulamentação da profissão*. Conselho Federal de Psicologia. Brasília: CFP.
- Cushway, D. (1992). Stress in clinical psychology trainees. *British Journal of Clinical Psychology*, 31(2), 169-179. doi: 10.1111/j.2044-8260.1992.tb00981.x
- Field, A. (2009). *Discovering statistics with SPSS*. (2<sup>a</sup>. ed.). London: Sage Publications.
- Fletcher, R. H., & Fletcher, S. W. (2006). *Epidemiologia clínica*. Porto Alegre: Artmed.
- Gil-Monte, P. R. (2011). *CESQT. Cuestionario para la Evaluación del Síndrome de Quemarse por el Trabajo*. Manual. Madrid, España: TEA.
- Hair, J. F., Badin, B., Money, A. H., Samouel, P. (2005). *Fundamentos de métodos de pesquisa em administração*. Porto Alegre: Bookman.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2010). *Multivariate Data Analysis*. (7<sup>a</sup> ed.). Prentice Hall: Upper Saddle River.
- Hajian-Tilaki, K. (2013). Receiver operating characteristic (ROC) curve analysis for medical diagnostic test evaluation. *Caspian Journal of Internal Medicine*, 4(2), 627-635.
- Halbesleben, J. R., & Demerouti, E. (2005). The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translation of the Oldenburg Burnout Inventory. *Work & Stress*, 19(3), 208-220. doi: 10.1080/02678370500340728
- Huang, Y. & Lin, S. H. (2010). Canonical correlation analysis on life stress and learning burnout of college students in Taiwan. *International Electronic Journal of Health Education*, 13, 145-155.
- Hutz, C. S., Bandeira, D. R., & Trentini, C. M. (2015). *Psicometria*. Porto Alegre: Artemed.

International Test Commission (2016). *The ITC guidelines for translating and adapting tests (Second edition)*. Recuperado em 10 setembro, 2016, de [https://www.intestcom.org/files/guideline\\_test\\_adaptation\\_2ed.pdf](https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf)

Jorge, M. R. (1998). Adaptação transcultural de instrumentos de pesquisa em saúde mental. *Revista de Psiquiatria Clínica*, 25(5). Recuperado em 17 de setembro, 2019, de [https://www.researchgate.net/publication/281428170\\_Adaptacao\\_transcultural\\_de\\_instrumentos\\_de\\_pesquisa\\_em\\_saude\\_mental](https://www.researchgate.net/publication/281428170_Adaptacao_transcultural_de_instrumentos_de_pesquisa_em_saude_mental)

Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsen, E., & Christensen, K. B. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work & Stress*, 19(3), 192- 207. doi: 10.1080/02678370500297720

Lin, S. H., & Huang, Y. C. (2014). Life stress and academic Burnout. *Active Learning in Higher Education* 15(1), 77-90. doi:10.1177/1469787413514651

Martinez, E., Louzada Neto, F., & Pereira, B. B. (2003). Analysis of Diagnostic tests using ROC Curves. *Cadernos de Saúde Coletiva*, 11(1), 7-31.

Martínez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., & Silva, A. L. (2002). Burnout em estudantes universitarios de España y Portugal. Un estudio transcultural. *Ansiedad y Estrés*, 8, 13-23.

Martínez, I. M., Pinto, A. M., & Silva, A. L. (2000). Burnout em estudantes do ensino superior. *Revista Portuguesa de Psicologia*, 35, 151-167.

Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 2(2), 99-113. doi: 10.1002/job.4030020205

Maslach, C., Jackson, S. E., & Leite, M. P. (1996). *The Maslach Burnout Inventory: Test manual* (3<sup>a</sup> ed.). PaloAlto, CA: Consulting Psychologist Press.

McCarthy, M. E., Pretty, G. M., & Catano, V. (1990). Psychological sense of community and student burnout. *Journal of College Student Development*, (31), 211-216.

- Osorio G., M., Parrello, S., & Prado R., C. (2020). Burnout académico en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 2(1), 27-37.
- Pasquali, L. (1998). Princípios de elaboração de escalas psicológicas. *Revista de Psiquiatria Clínica*, 25(5), 206-213.
- Pasquali, L. (2010). *Instrumentação psicológica: Fundamentos e práticas*. Porto Alegre, Brasil: Artmed.
- Reichenheim, M. C., & Moraes, C. L. (2007). Operationalizing the cross-cultural adaptation of epidemiological measurement instruments. *Revista de Saúde Pública*, 41(4), 1-9. doi: 10.1590/S0034-89102006005000035.
- Reis, R. S., Hino, A. A. F., & Añez, C. R. R. (2010). Perceived stress scale: realibity and validity study in Brazil. *Journal of Health Psychology*, 15(1), 107-114. doi: 10.1177/1359105309346343.
- Rosales-Ricardo, Y., & Rosales-Paneque, F. R. (2013). Burnout estudiantil universitario: Conceptualización y estudio. *Salud Mental*, 36(4), 337-345. doi: 10.17711/SM.0185-3325.2013.041
- Sanches, G. F., Vale, B. C., Pereira, S. S., Almeida, C. C., Preto, V. A., & Sailer, G. C. (2017). Síndrome de burnout entre concluintes de graduação em enfermagem. *Revista de Enfermagem UFPE on line*, 11(1), 31-39. doi: 10.5205/reuol.9978-88449-6-1101201705
- Schaufeli, W. B., Martínez, I. M., Marques, A. P, Salanova, M., & Bakker, B. B. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross-national study show less. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33(5), 464-481. doi:10.1177/0022022102033005003
- Shaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3(1), 71-92. doi: 10.1023/A:1015630930326

Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi:10.1037/a0023353

## Anexo 1 – Escala de Avaliação da Síndrome de Burnout em Estudantes Universitários (ESB-eu)

### Escala de resposta:

- 0 (zero) – Nunca
- 1 (um) – Raramente
- 2 (dois) – Às vezes
- 3 (três) – Frequentemente
- 4 (quatro) – Todos os dias.

---

### Dimensão/item

---

#### Desgaste emocional e físico

- 1 – Sinto-me emocionalmente exausto(a) devido a meus estudos
- 2 – Após minhas aulas, sinto-me com pouca energia para realizar outras atividades
- 3- Meus estudos têm feito com que eu me sinta fisicamente exausto(a)
- 4 – Sinto sensações físicas desagradáveis após um dia de estudo
- 5 – Após um dia de estudo eu penso somente em descansar
- 6 – Tenho dúvidas se terei energia suficiente para concluir meus estudos

#### Distanciamento

- 7 – Penso em mudar de curso
- 8– Com o decorrer do curso tenho descoberto que não é o que eu esperava
- 9 – Meu interesse pelo curso tem diminuído
- 10 – Alguns conteúdos de disciplinas me fazem questionar minha opção de curso

#### Ineficácia da formação

- 11 – Tenho dúvidas sobre a utilidade dos meus estudos
  - 12 – Os conteúdos do meu curso não têm me proporcionado aprendizado
  - 13 – Vejo pouca relação entre os conteúdos das disciplinas e uma futura prática profissional
  - 14 – O que tenho aprendido nas disciplinas do curso não parece ser importante para minha formação profissional
- 

### Avaliação da ESB-eu

---

Escala e fatores	Soma	Média
ESB-eu total	(1+2+3+4+5+6+7+8+9+10+11+12+13+14)	/ 14
ESB-eu – DEF	(1+2+3+4+5+6)	/ 6
ESB-eu – DIST	(7+8+9+10)	/ 4
ESB-eu – INEF	(11+12+13+14)	/ 4

---

### Pontuações da ESB-eu

---

Escala e fatores	Soma (presença de SBE)	Média (presença de SBE)
ESB-eu total	Escore >20	m>1,50
ESB-eu – DEF	Escore >5	m>1,00
ESB-eu – DIST	Escore >5	m>1,50
ESB-eu – INEF	Escore >5	m>1,50

---

**Porcentagem de contribuição de cada autor no manuscrito**

Mary Sandra Carlotto – 50%

Sheila Gonçalves Câmara – 50%