

Juliana Alvares Duarte Bonini Campos^I

João Maroco^{II}

Adaptação transcultural Portugal-Brasil do Inventário de *Burnout* de Maslach para estudantes

Maslach Burnout Inventory – Student Survey: Portugal-Brazil cross-cultural adaptation

RESUMO

OBJETIVO: Realizar a adaptação transcultural da versão em português do Inventário de *Burnout* de Maslach para estudantes e investigar sua confiabilidade, validade e invariância transcultural.

MÉTODOS: A validação de face envolveu participação de equipe multidisciplinar. Foi realizada validação de conteúdo. A versão em português foi preenchida em 2009, pela internet, por 958 estudantes universitários brasileiros e 556 portuguesas da zona urbana. Realizou-se análise fatorial confirmatória utilizando-se como índices de ajustamento o χ^2/df , o *comparative fit index* (CFI), *goodness of fit index* (GFI) e o *root mean square error of approximation* (RMSEA). Para verificação da estabilidade da solução fatorial conforme a versão original em inglês, realizou-se validação cruzada em 2/3 da amostra total e replicada no 1/3 restante. A validade convergente foi estimada pela variância extraída média e confiabilidade composta. Avaliou-se a validade discriminante e a consistência interna foi estimada pelo coeficiente alfa de Cronbach. A validade concorrente foi estimada por análise correlacional da versão em português e dos escores médios do Inventário de *Burnout* de Copenhague; a divergente foi comparada à Escala de Depressão de Beck. Foi avaliada a invariância do modelo entre a amostra brasileira e a portuguesa.

RESULTADOS: O modelo trifatorial de Exaustão, Descrença e Eficácia apresentou ajustamento adequado ($\chi^2/df = 8,498$; CFI = 0,916; GFI = 0,902; RMSEA = 0,086). A estrutura fatorial foi estável ($\lambda: \chi^2_{df} = 11,383, p = 0,50$; Cov: $\chi^2_{df} = 6,479, p = 0,372$; Resíduos: $\chi^2_{df} = 21,514, p = 0,121$). Observou-se adequada validade convergente (VEM = 0,45;0,64, CC = 0,82;0,88), discriminante ($\rho^2 = 0,06$;0,33) e consistência interna ($\alpha = 0,83$;0,88). A validade concorrente da versão em português com o Inventário de Copenhague foi adequada ($r = 0,21$;0,74). A avaliação da validade divergente do instrumento foi prejudicada pela aproximação do conceito teórico das dimensões Exaustão e Descrença da versão em português com a Escala de Beck. Não se observou invariância do instrumento entre as amostras brasileiras e portuguesas ($\lambda: \chi^2_{df} = 84,768, p < 0,001$; Cov: $\chi^2_{df} = 129,206, p < 0,001$; Resíduos: $\chi^2_{df} = 518,760, p < 0,001$).

CONCLUSÕES: A versão em português do Inventário de *Burnout* de Maslach para estudantes apresentou adequada confiabilidade e validade, mas sua estrutura fatorial não foi invariante entre os países, apontando ausência de estabilidade transcultural.

DESCRIPTORIOS: Burnout; Estudantes. Adulto Jovem. Psicometria. Reprodutibilidade dos Testes. Estudos de Validação.

^I Departamento de Odontologia Social. Faculdade de Odontologia de Araraquara. Universidade Estadual Paulista. Araraquara, SP, Brasil

^{II} Unidade de Investigação de Psicologia e Saúde. Instituto Superior de Psicologia Aplicada. Lisboa, Portugal

Correspondência | Correspondence:
Juliana Alvares Duarte Bonini Campos
Departamento de Odontologia Social
Faculdade de Odontologia de Araraquara
Universidade Estadual Paulista
Rua Humaitá, 1680 - Centro
14801-903 Araraquara, SP, Brasil
E-mail: jucampos@foar.unesp.br

Recebido: 1/3/2011
Aprovado: 16/4/2012

Artigo disponível em português e inglês em:
www.scielo.br/rsp

ABSTRACT

OBJECTIVE: To perform a cross-cultural adaptation of the Portuguese version of the Maslach Burnout Inventory for students (MBI-SS), and investigate its reliability, validity and cross-cultural invariance.

METHODS: The face validity involved the participation of a multidisciplinary team. Content validity was performed. The Portuguese version was completed in 2009, on the internet, by 958 Brazilian and 556 Portuguese university students from the urban area. Confirmatory factor analysis was carried out using as fit indices: the χ^2/df , the Comparative Fit Index (CFI), the Goodness of Fit Index (GFI) and the Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). To verify the stability of the factor solution according to the original English version, cross-validation was performed in 2/3 of the total sample and replicated in the remaining 1/3. Convergent validity was estimated by the average variance extracted and composite reliability. The discriminant validity was assessed, and the internal consistency was estimated by the Cronbach's alpha coefficient. Concurrent validity was estimated by the correlational analysis of the mean scores of the Portuguese version and the Copenhagen Burnout Inventory, and the divergent validity was compared to the Beck Depression Inventory. The invariance of the model between the Brazilian and the Portuguese samples was assessed.

RESULTS: The three-factor model of Exhaustion, Disengagement and Efficacy showed good fit ($\chi^2/df = 8.498$, CFI = 0.916, GFI = 0.902, RMSEA = 0.086). The factor structure was stable ($\lambda: \chi^2_{dif} = 11.383$, $p = 0.50$; Cov: $\chi^2_{dif} = 6.479$, $p = 0.372$; Residues: $\chi^2_{dif} = 21.514$, $p = 0.121$). Adequate convergent validity (VEM = 0.45;0.64, CC = 0.82;0.88), discriminant ($\rho^2 = 0.06$;0.33) and internal consistency ($\alpha = 0.83$;0.88) were observed. The concurrent validity of the Portuguese version with the Copenhagen Inventory was adequate ($r = 0.21$, 0.74). The assessment of the divergent validity was impaired by the approach of the theoretical concept of the dimensions Exhaustion and Disengagement of the Portuguese version with the Beck Depression Inventory. Invariance of the instrument between the Brazilian and Portuguese samples was not observed ($\lambda: \chi^2_{dif} = 84.768$, $p < 0.001$; Cov: $\chi^2_{dif} = 129.206$, $p < 0.001$; Residues: $\chi^2_{dif} = 518.760$, $p < 0.001$).

CONCLUSIONS: The Portuguese version of the Maslach Burnout Inventory for students showed adequate reliability and validity, but its factor structure was not invariant between the countries, indicating the absence of cross-cultural stability.

DESCRIPTORS: Burnout; Students. Young Adult. Psychometrics. Reproducibility of Results. Validation Studies.

INTRODUÇÃO

O termo *burnout* no contexto da psicologia é referido como uma síndrome multifatorial constituída por exaustão emocional, desumanização e reduzida realização pessoal relacionada ao trabalho.²⁰ Atualmente, a síndrome de *burnout* é considerada uma questão de saúde pública devido às repercussões na saúde física e mental de seus portadores, além das implicações socioeconômicas decorrentes dessa condição.^{27,28}

Os primeiros trabalhos sobre *burnout* referiam-se exclusivamente a profissões do tipo assistencialista com grande contato humano. Hoje em dia, a investigação estende-se a todos os grupos ocupacionais, incluindo

estudantes.^{16,21,24} Embora os estudantes não sejam formalmente considerados trabalhadores, de acordo com Schaufeli & Taris²⁵ (2005) e Hu & Schaufeli¹⁰ (2009), o núcleo central de suas atividades, na perspectiva psicológica, pode ser considerado como trabalho, uma vez que eles estão envolvidos em uma estrutura organizacional com atividades obrigatórias.

Para avaliar a síndrome de *burnout*, o instrumento de medida mais utilizado é o Inventário de *Burnout* de Maslach (MBI),²⁰ composto por três dimensões. Pode ser encontrado em quatro versões distintas, segundo o grupo ocupacional: *MBI – Human Services Survey*,

MBI – Educators Survey, MBI – General Survey e MBI – Student Survey.

Apesar de alguns autores^{5,14} questionarem as características métricas do MBI, suas propriedades psicométricas têm sido amplamente testadas e aprovadas em diversos contextos ocupacionais. O MBI-SS apresentou adequada confiabilidade e validade na Holanda, Espanha, Portugal^{19,24} e na China,¹⁰ mas sua validade fatorial ainda não foi adequadamente estabelecida em estudantes brasileiros.

A necessidade de utilização de uma versão transculturalmente adequada do Inventário de *Burnout* de Maslach para estudantes, o acordo ortográfico entre os países de língua oficial portuguesa^a e a inexistência de estudos que avaliem a validade transcultural do MBI-SS em amostra brasileira e portuguesa justificam a realização de estudo de validação desse instrumento. Assim, o objetivo deste trabalho foi realizar a adaptação transcultural para o português do Inventário de *Burnout* de Maslach – para estudantes (MBI-SS) e investigar sua confiabilidade, validade e invariância entre Brasil e Portugal.

MÉTODOS

Participaram estudantes de ensino superior, voluntários, matriculados em instituições brasileiras e portuguesas em 2009. O convite para participação a cada instituição foi realizado pelos pesquisadores pessoalmente ou via e-mail encaminhado à direção das escolas. As informações para contato das instituições foram adquiridas em consulta à página do Ministério da Educação e Cultura no Brasil e do Ministério da Educação e Ciência em Portugal.

O cálculo de tamanho amostral foi realizado com fórmulas padrão para dimensionamento de amostras em análise de modelos estruturais.¹² Foram considerados os graus de liberdade do modelo, α de 5% e um poder de pelo menos 80%, tendo-se obtido uma estimativa da dimensão da amostra de 177 sujeitos. Entretanto, dado que o objetivo do trabalho foi estudar as qualidades psicométricas do MBI-SS para a população estudantil de Portugal e Brasil, a amostra deve ser suficientemente grande para captar de forma conveniente a variabilidade populacional. Por esse motivo, optou-se por trabalhar com uma amostra representativa da população muito superior às recomendações usuais para realização dos testes estatísticos.

Os critérios de inclusão foram: ser estudante de ensino superior, ter 18 anos ou mais de idade, concordar em participar da pesquisa e preencher todos os itens componentes do MBI-SS.

Para caracterização da amostra foram levantadas informações sociodemográficas como sexo, idade, área do curso de graduação, tipo de instituição, turno das aulas, moradia, financiamento dos estudos, uso de medicação devido aos estudos e pensamento em desistir do curso.

O MBI-SS foi proposto por Schaufeli et al²⁴ (2002) na língua inglesa e a validade da sua estrutura trifatorial foi aferida em amostras de estudantes de três países europeus.

A versão em português do MBI-SS utilizada foi elaborada por Carlotto et al⁴ (2006) com uma pequena adaptação para que ficasse em consonância com o novo acordo ortográfico fixado entre os países de língua portuguesa.

As equivalências idiomática, semântica, cultural e conceitual do instrumento foram verificadas por equipe multidisciplinar das áreas de psicologia e língua portuguesa, com oito integrantes. Após consenso, a versão do MBI-SS foi pré-testada em um grupo de 20 estudantes para estimar o índice de incompreensão de cada questão.

Para verificar a essencialidade de cada item do instrumento, 13 profissionais da área de psicologia (juízes) analisaram cada item e os classificaram em “essencial”, “útil, mas não essencial” e “não necessário” e posteriormente foi calculada a razão de validade de conteúdo (RVC). Para decisão da significância de cada item utilizou-se a proposta de Laewshe¹⁵ (1975), com nível de 5% de significância.

O Inventário de *Burnout* de Copenhague para estudantes (CBI-S)³ foi utilizado para estimativa da validade concorrente e a Escala de Beck para Depressão (BDI), para a validade divergente.

Um sítio na internet foi criado para abrigar o questionário sociodemográfico e o MBI-SS na versão em português. Os questionários ficaram disponíveis *online* para preenchimento durante sete meses (maio - novembro). Cada página da internet abrigou um instrumento de modo que o respondente poderia visualizar todos os itens simultaneamente. Foram permitidas não respostas aos itens. Essa metodologia de preenchimento dos instrumentos (*online*) foi alvo de avaliação em estudo anterior.³

Inicialmente, avaliou-se a sensibilidade psicométrica por meio das medidas de tendência central e de forma. Itens com assimetria (Sk) superior a 3 e achatamento (ku) superior a 7, em valores absolutos, foram considerados como apresentando problemas de sensibilidade.¹³

Para verificar a adequação dos dados obtidos na versão em português do MBI-SS à estrutura trifatorial proposta por Schaufeli et al²⁴ (2002) realizou-se

^a Instituto de Linguística Teórica e Computacional. Acordo ortográfico. Lisboa; 2008[citado 2008 out 27]. Disponível em: <http://www.portaldalinguaportuguesa.org>

análise fatorial confirmatória. Foram utilizados como índices de qualidade do ajustamento o χ^2/df (razão qui-quadrado e graus de liberdade), CFI (*confirmatory fit index*), GFI (*goodness of fit index*) e RMSEA (*root mean square error of approximation*). O ajustamento do modelo foi considerado adequado para valores χ^2/df inferiores a 5, CFI e GFI superiores a 0,9 e de RMSEA inferiores a 0,10.^{2,17} Utilizou-se o programa AMOS® 18.0 (IBM SPSS Inc, Chicago, IL) para realizar a análise fatorial confirmatória.

Para verificar a estabilidade da solução fatorial obtida, realizou-se validação cruzada do modelo para comparar os índices observados na amostra com outra amostra independente advinda da mesma população.⁹ Assim, a amostra global foi subdividida em três partes iguais, com duas partes denominadas “amostra de teste” e uma “amostra de validação”. O teste de invariância foi realizado impondo-se restrições de igualdade aos pesos fatoriais dos dois grupos. A estatística de teste foi a da diferença entre o χ^2 do modelo com pesos fatoriais fixos e o do modelo com pesos iguais. Quando a hipótese da invariância fatorial foi aceita, realizou-se a análise da invariância dos fatores específicos (covariâncias, resíduos).¹¹ Esse procedimento também foi realizado para verificar a estabilidade transcultural da solução fatorial obtida, comparando-se os índices observados na amostra brasileira com os da amostra portuguesa.

A validade convergente foi estimada pela variância extraída média (VEM) e pela confiabilidade composta (CC).^{7,17} De acordo com Hair et al⁹ (2005) valores de $VEM_j \geq 0,5$ e $CC_j \geq 0,7$ indicam validade convergente e confiabilidade de construto.

A validade discriminante foi calculada segundo Fornell & Larcker⁷ (1981) e Maroco¹⁷ (2010): para dois fatores i e j , se VEM_i e $VEM_j \geq \rho_{ij}^2$ (ρ_{ij}^2 : quadrado da correlação entre os fatores i e j) existe evidência de validade discriminante.

A validade relacionada com critério foi avaliada por meio da validade concorrente e divergente, utilizando-se correlação de Pearson. Para a primeira, correlacionou-se a média dos escores obtidos em cada dimensão do MBI-SS com aquela obtida em cada dimensão do CBI-S, e para a validade divergente, com a média dos escores obtidos com a BDI.

A consistência interna foi avaliada com o coeficiente alfa de Cronbach (α) padronizado para cada dimensão do MBI-SS.

Este estudo integra uma pesquisa mais ampla aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa em Seres Humanos da Universidade Luterana do Brasil, Canoas/RS (protocolo: 2010-188H).

RESULTADOS

No pré-teste observou-se que nenhum item apresentou índice de incompreensão $\geq 0,20$. A estimativa da RVC pode ser observada na Tabela 1.

Na opinião dos juízes apenas oito itens componentes do MBI-SS são essenciais para investigação da síndrome de *Burnout* em estudantes.

No total, os instrumentos foram preenchidos por 1.052 estudantes brasileiros e 612 portugueses. Entretanto, apenas 958 estudantes brasileiros (taxa de resposta: TR = 91,1%) e 556 portugueses (TR = 90,9%) preencheram todos os itens do MBI e foram incluídos no estudo. As perdas amostrais ocorreram de forma aleatória e portanto não interferiram nas características da amostra efetivamente estudada. A média de idade dos brasileiros foi de 23,1 (dp = 5,1) anos e dos portugueses, 23,8 (dp = 7,6) anos (Tabela 2).

Todos os itens apresentaram valores de assimetria e curtose próximos dos valores da distribuição normal ($Sk = 0$, $Ku = 0$) tanto na amostra portuguesa quanto na brasileira. Apenas o item 6 mostrou-se ligeiramente leptocúrtico na amostra portuguesa, porém sem comprometimento da sensibilidade psicométrica.

A análise fatorial confirmatória apontou para um ajustamento adequado ($\chi^2/df = 8,498$; CFI = 0,916; GFI = 0,902; RMSEA = 0,086) do MBI-SS e todos os itens apresentaram pesos fatoriais maiores que 0,50.

Tabela 1. Razão de validade de conteúdo da versão em português do Inventário de *Burnout* de Maslach para estudantes Portugal-Brasil, 2009.

| MBI-SS | Não necessário | Útil, mas não essencial | Essencial | RVC* |
|--------|----------------|-------------------------|-----------|--------------------|
| it1 | - | 1 | 11 | 0,83 |
| it2 | - | 3 | 9 | 0,50 ^a |
| it3 | - | 1 | 12 | 0,85 |
| it4 | - | 3 | 9 | 0,50 ^a |
| it5 | 3 | 4 | 5 | -0,17 ^a |
| it6 | 3 | 6 | 4 | -0,38 ^a |
| it7 | - | 1 | 12 | 0,85 |
| it8 | - | 3 | 10 | 0,54 |
| it9 | - | 2 | 11 | 0,69 |
| it10 | 1 | 1 | 11 | 0,69 |
| it11 | 4 | 2 | 6 | 0,00 ^a |
| it12 | 1 | 2 | 9 | 0,50 ^a |
| it13 | - | 3 | 10 | 0,54 |
| it14 | 4 | 3 | 6 | -0,08 ^a |
| it15 | 1 | 1 | 11 | 0,69 |

^a Valores abaixo do mínimo significativo
 MBI-SS: Inventário de *Burnout* de Maslach para estudantes;
 *RVC: razão de validade de conteúdo

Tabela 2. Características sociodemográficas dos estudantes participantes. Portugal-Brasil, 2009.

| Variável | Brasil | | Portugal | | Brasil e Portugal | |
|---|--------|------|----------|------|-------------------|------|
| | n | % | n | % | n | % |
| Sexo | | | | | | |
| Feminino | 510 | 53,3 | 448 | 80,9 | 958 | 63,4 |
| Masculino | 446 | 46,7 | 106 | 19,1 | 552 | 36,6 |
| Área do Curso | | | | | | |
| Ciências Biológicas | 55 | 5,8 | 53 | 9,5 | 108 | 7,2 |
| Ciências Exatas | 308 | 32,7 | - | | 308 | 20,6 |
| Ciências Sociais e Humanas | 109 | 11,6 | 503 | 90,5 | 612 | 40,8 |
| Ciências da Saúde | 471 | 49,9 | - | | 471 | 31,4 |
| Tipo de escola | | | | | | |
| Privada | 438 | 46,9 | 503 | 90,5 | 941 | 63,2 |
| Pública | 496 | 53,1 | 53 | 9,5 | 549 | 36,8 |
| Turno do curso | | | | | | |
| Manhã/Integral | 409 | 44,2 | 225 | 45,3 | 634 | 44,5 |
| Tarde | 27 | 2,9 | 100 | 20,1 | 127 | 9,0 |
| Noite | 490 | 52,9 | 172 | 34,6 | 662 | 46,5 |
| Ano do curso | | | | | | |
| 1 | 211 | 22,0 | 25 | 4,6 | 236 | 15,7 |
| 2 | 237 | 24,7 | 367 | 67,3 | 604 | 40,2 |
| 3 | 272 | 28,4 | 73 | 13,4 | 345 | 23,0 |
| 4 | 204 | 21,3 | 37 | 6,8 | 241 | 16,0 |
| 5 | 34 | 3,6 | 43 | 7,9 | 77 | 5,1 |
| Moradia | | | | | | |
| Amigos | 294 | 30,7 | 75 | 13,7 | 369 | 24,5 |
| Família | 539 | 56,4 | 410 | 74,7 | 949 | 63,1 |
| Sozinho | 123 | 12,9 | 64 | 11,7 | 187 | 12,4 |
| Financiamento dos estudos | | | | | | |
| Bolsa | 83 | 9,1 | 16 | 3,0 | 99 | 6,8 |
| Família | 566 | 61,7 | 371 | 69,5 | 937 | 64,6 |
| Próprio | 268 | 29,2 | 147 | 27,5 | 415 | 28,6 |
| Consumo de medicação devido aos estudos | | | | | | |
| Nunca/raramente | 605 | 63,6 | 427 | 77,7 | 1.030 | 68,7 |
| Às vezes | 292 | 30,7 | 112 | 20,5 | 404 | 27,0 |
| Com frequência | 56 | 5,8 | 10 | 1,8 | 65 | 4,3 |
| Pensar em desistir do curso | | | | | | |
| Nunca | 553 | 58,0 | 396 | 71,7 | 949 | 63,0 |
| Às vezes | 340 | 35,6 | 132 | 23,9 | 472 | 31,3 |
| Com frequência | 61 | 6,4 | 24 | 4,4 | 85 | 5,6 |

Observou-se ainda correlação de moderada a forte entre as escalas ($r = 0,31-0,64$).

A avaliação em simultâneo nas duas amostras (teste e validação) revelou bons índices de ajustamento ($\chi^2/df = 5,325$; CFI = 0,923; GFI = 0,904; RMSEA = 0,053). O ajustamento do modelo fatorial, as covariâncias entre fatores e os resíduos das amostras de validação e de teste revelaram a inexistência de

diferenças significativas entre elas ($\lambda: \chi^2(12)_{dif} = 11,383$, $p = 0,496$; Cov: $\chi^2(6)_{dif} = 6,479$, $p = 0,372$; Resíduos: $\chi^2(15)_{dif} = 21,514$, $p = 0,121$). Essas observações apontam invariância do modelo nas duas amostras independentes, confirmando a estabilidade da estrutura fatorial.

Atesta-se a adequada validade convergente (Exaustão: VEM = 0,606, CC = 0,823; Descrença: VEM = 0,644, CC = 0,876; Eficácia Profissional: VEM = 0,450,

CC = 0,828) e discriminante (Exaustão: $\rho^2 = 0,06-0,33$; Descrença: $\rho^2 = 0,15-0,33$; Eficácia Profissional: $\rho^2 = 0,06-0,15$) do MBI-SS. A validade convergente esteve prejudicada apenas para a dimensão Eficácia Profissional.

A consistência interna foi excelente para todas as dimensões do CBI-S ($\alpha_{\text{Ex}} = 0,884$; $\alpha_{\text{Desc}} = 0,868$; $\alpha_{\text{EfProf.}} = 0,827$).

Nota-se forte correlação entre as dimensões BP e BRE do CBI-S com a dimensão Exaustão do MBI-SS, moderada entre BP, BRE e BRP com a dimensão Descrença do MBI-SS apontando para adequada validade concorrente do MBI-SS. Por outro lado, a correlação moderada verificada entre as dimensões Exaustão e Descrença do MBI-SS com o BDI denota que existe aproximação entre os construtos teóricos dos instrumentos, o que dificulta a avaliação quanto à validade divergente da escala (Tabela 3).

Os índices de ajustamento na avaliação em simultâneo das amostras brasileira e portuguesa foram adequados ($\chi^2/\text{df} = 7,820$; CFI = 0,881; GFI = 0,882; RMSEA = 0,067). Entretanto, não se observou invariância dos modelos (λ : $\chi^2(12)_{\text{dif}} = 84,768$, $p < 0,001$; Cov: $\chi^2(18)_{\text{dif}} = 129,206$, $p < 0,001$; Resíduos: $\chi^2(33)_{\text{dif}} = 518,760$, $p < 0,001$).

Os valores apresentados na Figura são as estimativas estandardizadas da covariância entre fatores, pesos fatoriais e variância explicada de cada item, respectivamente. Não há equivalência transcultural entre os países. Entretanto, chama a atenção a proximidade dos valores dos pesos fatoriais dos itens e das correlações entre as escalas do MBI-SS nas diferentes amostras. A diferença significativa entre os pesos fatoriais nos dois países ocorreu apenas em três itens (it2, it9 e it14).

DISCUSSÃO

Este estudo examinou as propriedades psicométricas da versão em português do MBI-SS, confirmou a estabilidade da estrutura tridimensional do instrumento em amostras independentes e atestou a importância das três dimensões na definição do construto *burnout*. Esse processo de análise é condição ímpar para coleta de dados com confiabilidade e validade adequadas e deve ser realizado previamente à execução de qualquer estudo.

A validade convergente e discriminante do MBI-SS foi adequada, com exceção da variância extraída média, que foi prejudicada para a dimensão Eficácia Profissional. Tal fato pode ter ocorrido devido à correlação entre o item 14 e as dimensões Exaustão e Descrença, apontada pelos índices de modificação. Assim, Maroco et al¹⁹ (2008) e Maroco & Tecedero¹⁸ (2009), em seus trabalhos, optaram pela remoção desse item. Porém, apesar dessa correlação, optamos por manter o item no MBI-SS, uma vez que este apresentou peso fatorial adequado na amostra portuguesa e bom na brasileira, tendo o ajustamento do modelo sido adequado em ambas.

A excelente consistência interna observada nas dimensões do MBI parece ser consenso na literatura, à exceção do trabalho de Poghosyan et al²² (2009). Esses autores encontraram um valor de $\alpha = 0,36$ para a dimensão realização profissional em uma amostra de enfermeiros ($n = 388$) na Armênia.

A correlação moderada encontrada entre as dimensões Exaustão e Descrença MBI-SS e o BDI (Tabela 3) pode denotar aproximação dessas escalas com a depressão. Contudo, *burnout* e depressão são conceitos distintos. A metanálise conduzida por Glass & McKnight⁸ (1996) alerta que, apesar de os dois construtos apresentarem uma variância compartilhada de aproximadamente 20%, isso não significa isomorfismo entre os conceitos.

Tabela 3. Matriz de correlações entre o Inventário de *Burnout* Maslach, o Inventário de Copenhague para estudantes e a Escala de Beck para Depressão. Portugal-Brasil, 2009.

| Variável | | CBI-S | | | | MBI-SS | | | BDI |
|----------|----------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|----------|------|
| | | BP | BRE | BRC | BRP | Ex. | Desc. | Ef.Prof. | |
| CBI-S | BP | 1,00 | - | - | - | - | - | - | - |
| | BRE | 0,78 | 1,00 | - | - | - | - | - | - |
| | BRC | 0,32 | 0,30 | 1,00 | - | - | - | - | - |
| | BRP | 0,37 | 0,50 | 0,41 | 1,00 | - | - | - | - |
| MBI-SS | Ex. | 0,67 | 0,74 | 0,25 | 0,41 | 1,00 | - | - | - |
| | Desc. | 0,46 | 0,59 | 0,21 | 0,46 | 0,58 | 1,00 | - | - |
| | Ef.Prof. | -0,24 | -0,35 | -0,06 | -0,21 | -0,25 | -0,38 | 1,00 | - |
| BDI | | 0,45 | 0,49 | 0,39 | 0,60 | 0,44 | 0,44 | -0,08 | 1,00 |

CBI-S: Inventário de Copenhague para estudantes; MBI-SS: Inventário de *Burnout* Maslach; BDI: Escala de Beck para Depressão; CBI-S: BP: *burnout* pessoal, BRE: *burnout* relacionado aos estudos, BRC: *burnout* relacionado aos colegas, BRP: *burnout* relacionado aos professores; MBI-SS: Ex.: Exaustão, Desc.: Descrença, Ef.Prof.: eficácia profissional.

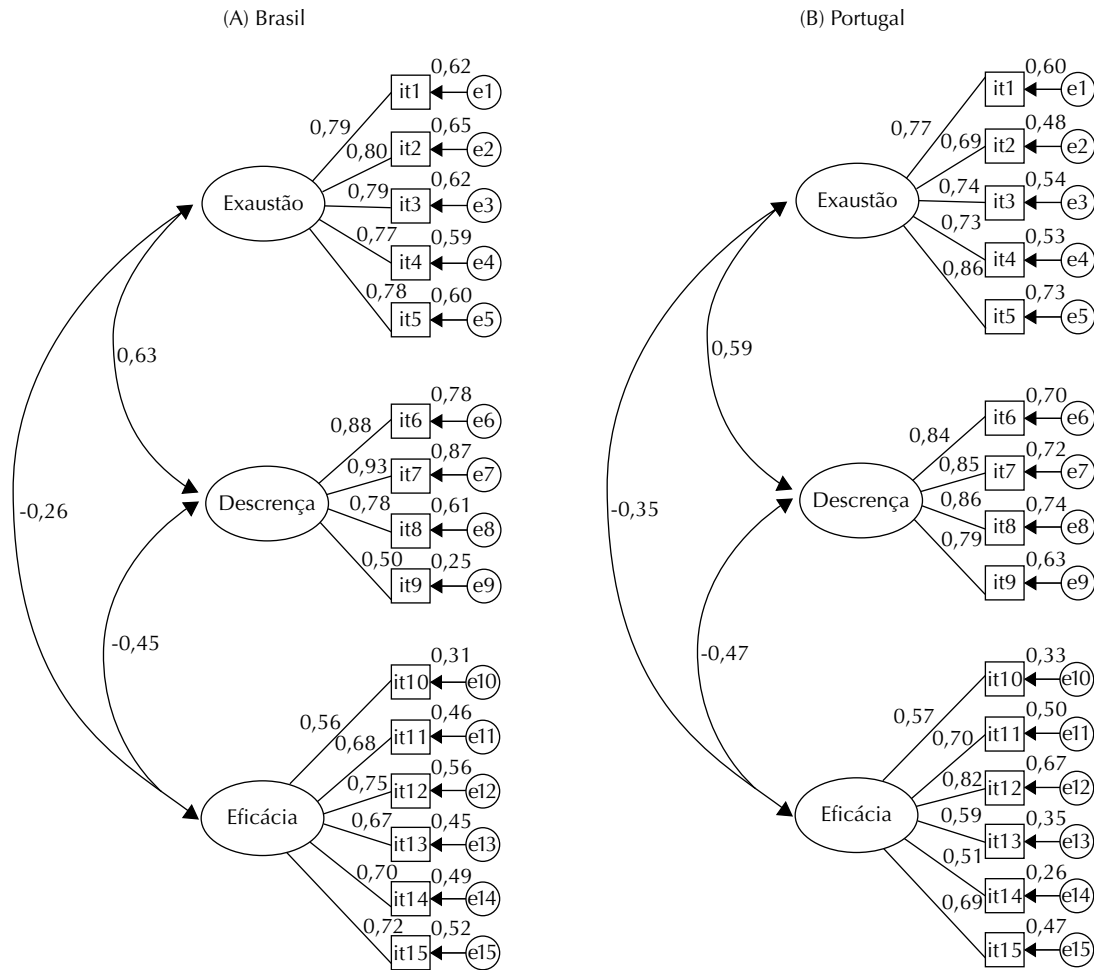


Figura. Análise Fatorial Confirmatória da versão em português do Inventário de *Burnout* de Maslach para estudantes. Portugal - Brasil, 2009.

(A): amostra brasileira: $\chi^2/df = 6,872$; CFI = 0,932; GFI = 0,919; RMSEA = 0,078

(B): amostra portuguesa: $\chi^2/df = 5,769$; CFI = 0,903; GFI = 0,884; RMSEA = 0,093

Foram encontradas correlações mais fortes e significativas entre as dimensões Exaustão e Descrença do que com Eficácia Profissional (Figura), o que, geralmente, é relatado nos estudos que utilizaram o MBI em suas diferentes versões.^{6,22,23,26} Esse fato pode ser atribuído à configuração original do instrumento, que apresenta respostas invertidas nessa dimensão em relação às demais. Para testar essa suposição, Bresó et al¹ (2007) inverteram os itens da proposta original, de modo que a dimensão foi denominada ineficácia profissional e passou a apresentar itens no mesmo sentido das demais dimensões. Comparada à escala original, a ineficácia esteve positiva e mais fortemente correlacionada com as outras dimensões do instrumento. Esse tipo de comportamento pode ser atribuído à criação de um padrão de resposta no qual os participantes podem ter marcado as respostas sem perceber que naquele item a escala estava invertida.

A rejeição da invariância fatorial do MBI-SS entre Portugal e Brasil pode ser atribuída às diferenças

entre as características sociodemográficas das amostras (Tabela 2). Por outro lado, o único trabalho encontrado na literatura que estudou a invariância transcultural do MBI-SS foi o de Schaufeli et al²⁴ (2002), que atribuem a ausência de invariância ao rigor do método estatístico utilizado (análise multigrupos: teste da diferença de qui-quadrado). Apesar de os pesos fatoriais diferirem entre os países, o ajustamento tridimensional do MBI-SS foi adequado em todos os modelos. Esse padrão parece ser constantemente verificado também nos estudos transculturais que utilizaram outras versões do MBI.^{1,6,22,23,26} Destaca-se que a diferença entre os pesos fatoriais obtidos para Brasil e Portugal foi significativa apenas para três itens. De acordo com Poghosyan et al²² (2009), essa é uma situação normal, uma vez que não seria realístico esperar que os pesos fatoriais fossem idênticos nos dois grupos. Deve-se ressaltar ainda que dois desses três itens foram apontados pelos especialistas como não essenciais para medir *burnout*

em estudantes (Tabela 1). É possível que essas variações possam ser atribuídas às diferenças culturais entre os países.

Os resultados apresentados devem ser analisados considerando-se algumas limitações do estudo, como: 1) o corte transversal e correlacional, que inviabiliza estabelecer relações de causa e efeito; 2) o fato de a amostra ser composta por voluntários; e 3) de a amostra não possuir características sociodemográficas semelhantes nos dois países. Entretanto, essas limitações são encontradas na maior parte dos estudos transnacionais disponíveis na literatura.^{6,22,23,26} Apesar dessas limitações, os resultados atestam a confiabilidade e a validade da versão em português do MBI-SS, disponibilizando, assim, um instrumento para rastreamento da síndrome

de *burnout* em estudantes. Apesar de sua estrutura fatorial não ter sido invariante entre as amostras brasileira e portuguesa, o ajustamento do modelo trifatorial foi adequado para ambas.

AGRADECIMENTOS

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo, pelo auxílio à pesquisa e bolsa concedidos (processos: 2010/15062-3 e 2010/109295-5).

À Prof. Dra. Mary Sandra Carlotto da Universidade Luterana do Brasil, pelo fornecimento da versão em português do Brasil do MBI-SS e pela contribuição para o estudo de validação do CBI-S, que foi utilizado neste estudo na validação concorrente.

REFERÊNCIAS

1. Bresó E, Salanova M, Schaufeli W. In search of the "Third Dimension" of burnout: Efficacy or Inefficacy? *Appl Psychol.* 2007;56(3):460-78. DOI:10.1111/j.1464-0597.2007.00290.x
2. Byrne BM. Structural equation modeling with Amos: basic concepts, applications and programming. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates; 2001.
3. Campos JADB, Zucoloto ML, Bonafé FSS, Jordani PC, Maroco J. Reliability and validity of self reported burnout in college students: A cross randomized comparison of pencil-and-paper vs. online administration. *Comput Human Behav.* 2011;27(5):1875-83. DOI:10.1016/j.chb.2011.04.011
4. Carlotto MS, Câmara SG. Características psicométricas do Maslach Burnout Inventory – Student Survey (MBI-SS) em estudantes universitários brasileiros. *Psico-USF.* 2006;11(2):167-73. DOI:10.1590/S1413-82712006000200005
5. Demerouti E, Bakker AB, Nachreiner F, Schaufeli WB. The job demands-resources model of burnout. *J Appl Psychol.* 2001;86(3):499-512. DOI:10.1037/0021-9010.86.3.499
6. Enzmann D, Schaufeli W, Girault NI, Bennett L, Miller D, Ross M. The validity of the Maslach Burnout Inventory in three national samples. Health workers and AIDS: Research, intervention and current issues in burnout and response. Amsterdam: Harwood Academic Publishers; 1995. p.131-50.
7. Fornell C, Larcker DF. Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *J Marketing Res.* 1981;18(1):39-50. DOI:10.2307/3151312
8. Glass DC, McKnight JD. Perceived control, depressive symptomatology, and professional burnout: A review of the evidence. *Psychol Health.* 1996;11(1):23-48. DOI:10.1080/08870449608401975
9. Hair JF, Black WC, Babin B, Anderson RE, Tatham RL. Multivariate data analysis. 6.ed. New Jersey: Prentice Hall; 2005.
10. Hu Q, Schaufeli WB. The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory - student survey in China. *Psychol Rep.* 2009;105:394-408. DOI:10.2466/pr0.105.2.394-408
11. Kaplan D. Structural equation modeling: foundations and extensions. Thousand Oaks: Sage Publications; 2000.
12. Kim KH. The relation among fit indexes, power and sample size in structural equation modeling. *Struct Equ Modeling.* 2005;12(3):368-90. DOI:10.1207/s15328007sem1203_2
13. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. New York: The Guilford Press; 1998.
14. Kristensen TS, Borritz M, Villadsen E, Christensen KB. The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work Stress.* 2005;19(3):192-207. DOI:10.1080/0267837050029720
15. Laewshe CH. A quantitative approach to content validity. *Pers Psychol.* 1975;28(4):563-75. DOI:10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x
16. Leiter MP, Schaufeli WB. Consistency of the burnout construct across occupations. *Anxiety Stress Coping.* 1996;9(3):229-43. DOI:10.1080/10615809608249404
17. Maroco J. Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações. Lisboa: Report Number; 2010.
18. Maroco J, Tecedor M. Inventário de Burnout de Maslach para estudantes portugueses. *Psicol Saude Doenças.* 2009;10(2):227-35.
19. Maroco J, Tecedor M, Martins P, Meireles A. Estrutura fatorial de segunda ordem da Escala de Burnout de Maslach para estudantes numa amostra portuguesa. *Anal Psicol.* 2008;4(26):639-49.
20. Maslach C, Jackson SE. The Measurement of Experienced Burnout. *J Occup Behav.* 1981;2(2):99-113. DOI:10.1002/job.4030020205
21. Maslach C, Schaufeli WB, Leiter MP. Job burnout. *Annu Rev Psychol.* 2001;52:397-422. DOI:10.1146/annurev.psych.52.1.397
22. Poghosyan L, Aiken LH, Sloane DM. Factor structure of the Maslach Burnout Inventory: an analysis of data from large scale cross-sectional surveys of nurses from eight countries. *Int J Nurs Stud.* 2009;46(7):894-902. DOI:10.1016/j.ijnurstu.2009.03.004
23. Schaufeli WB, Janczur B. Burnout among nurses: a Polish-Dutch comparison. *J Cross Cult Psychol.* 1994;25(1):95-113. DOI:10.1177/0022022194251006
24. Schaufeli WB, Martinez IM, Pinto AM, Salanova M, Bakker AB. Burnout and engagement in university students: a cross-national study. *J Cross Cult Psychol.* 2002;33(5):464-81. DOI:10.1177/0022022102033005003
25. Schaufeli WB, Taris TW. The conceptualization and measurement of burnout: Common ground and worlds apart. *Work Stress.* 2005;19(3):256-62. DOI:10.1080/02678370500385913
26. Schutte N, Toppinen S, Kalimo R, Schaufeli W. The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory: general survey (MBI-GS) across occupational groups and nations. *J Occup Organ Psych.* 2000;73(1):53-66. DOI:10.1348/096317900166877
27. Vieira I. Conceito(s) de burnout: questões atuais da pesquisa e a contribuição da clínica. *Rev Bras Saude Ocup.* 2010;35(122):269-76. DOI:10.1590/S0303-76572010000200009
28. Yeh WY, Cheng Y, Chen CJ, Hu PY, Kristensen TS. Psychometric properties of the Chinese version of Copenhagen burnout inventory among employees in two companies in Taiwan. *Int J Behav Med.* 2007;14(3):126-33. DOI:10.1007/BF03000183