

O *Burnout* como factor hierárquico de 2ª ordem da Escala de *Burnout* de Maslach

JOÃO MAROCO (*)

MIGUEL TECEDDEIRO (*)

PEDRO MARTINS (*)

ANA MEIRELES (*)

INTRODUÇÃO

O *burnout* define-se como uma resposta prolongada no tempo a stressores interpessoais crónicos no trabalho, composta por três dimensões chave: exaustão emocional, despersonalização e redução da realização pessoal (Maslach, 1993). Por exaustão emocional entende-se uma sobre-solicitação ou esgotamento dos recursos emocionais, morais e psicológicos da pessoa. A despersonalização traduz uma distanciação afectiva ou indiferença emocional em relação aos outros, nomeadamente àqueles que são a razão de ser actividade profissional (pacientes, alunos, etc.). Finalmente, a redução da realização pessoal exprime uma diminuição dos sentimentos de competência e de prazer associados ao desempenho de uma actividade profissional.

Inicialmente considerou-se que esta síndrome psicológica era específica daqueles que trabalhavam em profissões de “ajuda” ou apoio a outras pessoas (por exemplo, médicos, advogados, psicólogos, professores, etc.).

O desenvolvimento das pesquisas sobre o *burnout* mostrou não haver razão para restringir esta síndrome aos domínios profissionais de apoio a outras pessoas, alargando-a a todas as actividades profissionais (Leiter & Schaufeli, 1996). Este alargamento implicou mudanças nas designações das dimensões do *burnout*. Fora das profissões de ajuda, a exaustão emocional passou a ser designada simplesmente por exaustão, a despersonalização passou a chamar-se cinismo e a realização pessoal transformou-se em eficácia profissional. O conceito de *burnout* tem também sido aplicado a pessoas envolvidas em actividades que, não sendo profissões propriamente ditas, partilham com elas alguns pontos comuns, como é o caso de mães a tempo inteiro (Pelsma, Roland, Tollefson, & Wigington, 1989) e de estudantes (Balogun, Helgemoe, Pellegrini, & Hoerberlein, 1996; Koeske & Koeske, 1991; McCarthy, Pretty, & Catano, 1990; Schaufeli, Martinez, Marques Pinto, Salanova, & Bakker, 2002).

A avaliação do *burnout* tem seguido uma evolução paralela à evolução do conceito. Embora existam diversas escalas de avaliação de

(*) Instituto Superior de Psicologia Aplicada.

burnout (Schaufeli, Enzmann, & Girault, 1993; Demerouti, Bakker, Vardakou, & Kantas, 2003), o Maslach *Burnout Inventory* (MBI) é o instrumento utilizado em mais de 90% dos trabalhos empíricos publicados sobre a síndrome (Schaufeli, Bakker, Hoogdoin, Schaap, & Kadler, 2001; Tecedor, 2005). Trata-se de uma escala de autoavaliação de tipo Likert em que é pedido ao sujeito que avalie, em sete possibilidades que vão de “nunca” a “todos os dias”, com que frequência sente um conjunto de sentimentos expressos em frases (Maslach, Jackson, & Leiter, 1996). Actualmente existem três versões distintas em função da área profissional do respondente: uma versão com 22 itens para profissionais da área da saúde (MBI-HSS, de *Human Services Survey*), uma versão com o mesmo número de itens adequada a quem trabalha em contextos educacionais (MBI-ES) e uma versão de 16 itens adaptada à população trabalhadora em geral (MBI-GS). Todas as versões possuem uma estrutura tri-factorial, em linha com a conceptualização do *burnout* proposta por Christina Maslach, existindo correlações fracas a moderadas entre sub-escalas (Maslach, Jackson, & Leiter, 1996). A escala não permite o cálculo de uma pontuação global de *burnout*, recomendando os autores que a distribuição dos resultados de cada subescala seja dividida em três partes iguais, correspondendo o terço inferior a um resultado baixo, o terço médio a um resultado médio, e o terço superior a um resultado elevado. Assim sendo, em todas as amostras existe um terço de sujeitos com um resultado elevado em cada escala (independentemente do seu valor absoluto), considerando-se que um sujeito tem *burnout* quando obtém resultados elevados de exaustão e despersonalização e baixos de realização pessoal.

O interesse pela avaliação do *burnout* em estudantes requereu uma adaptação do MBI às características desta população. Essa adaptação foi feita por Schaufeli, Martinez, Marques Pinto, Salanova, e Bakker (2002), a partir de trabalhos anteriores (Balogun *et al.*, 1996; Gold & Michael, 1985) tendo por base o MBI-GS. Recebendo o nome de Maslach *Burnout Inventory –Student Survey* (MBI-SS), a escala ficou constituída por 15 itens, tendo a dimensão despersonalização/

/cinismo passado a ser designada por Descrença (Schaufeli *et al.*, 2002). No estudo conduzido junto de amostras de estudantes de três países europeus (Portugal, Espanha e Holanda), os autores mostraram a validade da estrutura tri-factorial da escala, em linha com a conceptualização teórica de Maslach, embora essa estrutura não seja invariante entre as três amostras, devido à existência de variações na saturação dos três factores de país para país. Como forma de ultrapassar a inexistência de critérios clínicos para o *burnout*, Schaufeli, Bakker, Hoogdoin, Schaap, e Kadler (2001) propuseram a definição de pontos de corte, recorrendo ao estudo da validade concorrente do MBI-SS com critérios do ICD10 e do SCL90.

Embora a estrutura factorial das diversas versões do MBI tenha sido replicada em múltiplas amostras (Maslach, Jackson, & Leiter, 1996; Schaufeli & Taris, 2005; Schaufeli, Bakker, Hoogdoin, Schaap, e Kadler, 2001; Schaufeli, Martinez, Marques Pinto, Salanova, & Bakker, 2002; Schutte, Toppinen, Kalimo, & Schaufeli, 2000; Zhang, Gan, & Zhang, 2005), algumas características métricas deste inventário têm sido muito questionadas. Demerouti *et al.* (2003) chamaram a atenção para o facto de, no MBI-GS e à semelhança das outras versões, os itens das subescalas de Cinismo e Exaustão terem todos formulações negativas, enquanto que os itens de Realização pessoal têm apenas formulações positivas o que, está demonstrado, afecta as qualidades métricas das escalas assim construídas (Anastasi, 1988, citado por Demerouti, Bakker, Vardakou, & Kantas, 2003). Kristensen, Borritz, Villadsen, e Christensen (2005) argumentaram a favor de uma escala por si desenvolvida (o Copenhagen *Burnout Inventory*, ou CBI) criticando o facto do MBI não contemplar uma medida global de *burnout*, de ter alguns enviesamentos culturais associados à formulação de alguns itens, de haver alguma falta de clarificação teórica em relação à evolução das dimensões do *burnout* com o aparecimento das diversas versões do inventário. De uma forma geral, e por outro lado, todos os estudos têm sublinhado a adequada consistência interna das diversas versões do MBI. Por exemplo, numa aplicação da MBI original (com 22 itens) a 55 estudantes de fisioterapia, Balogun *et al.* (1995) observaram

uma fiabilidade teste-reteste de 0.82, 0.60 e 0.80 para as dimensões da exaustão, descrença e realização profissional, respectivamente.

Embora algumas destas críticas tenham sido contra-argumentadas (Schaufeli *et al.*, 2001), a inexistência um resultado global de *burnout* no MBI, continua a ser uma limitação não ultrapassada o que levou vários a autores a questionar o uso desta escala (Demerouti, Bakker, Vardakou, & Kantas, 2003; Halbesleben & Demerouti; Kristensen, Borritz, Villadsen, & Christensen, 2005).

Neste estudo, avaliámos a validade factorial e fiabilidade da escala MBI-SS quando aplicada uma amostra de estudantes portugueses de Psicologia. A partir da estrutura tri-factorial original, propusemos uma estrutura hierárquica de 2ª ordem que permite estimar uma pontuação total de *burnout*.

MÉTODO

Participantes

Participaram no estudo 300 alunos, voluntários, do 2º ano da licenciatura em Ciências Psicológicas do Instituto Superior de Psicologia Aplicada, a quem foi pedido que respondesse ao inventário de *Burnout* de Maslach. A idade média dos participantes foi de 22.7 anos ($SEM=0.3$), sendo 16% dos participantes do sexo masculino e 84% do sexo feminino. A amostragem não-aleatória abrangeu os três turnos de funcionamento lectivo (56% manhã, 17% tarde e 28% noite), correspondente a uma taxa de amostragem de 64% da população do estudo. O anonimato das respostas foi assegurado a todos os participantes e não houve qualquer remuneração ou incentivo à participação.

Instrumento

A avaliação do estado de *burnout* entre estudantes foi efectuada com a escala Maslach *Burnout Inventory – Student Survey* (MBI-SS) de Schaufeli, Martínez, Marques Pinto, Salanova, e Bakker (2002), presente no domínio público, e que por sua vez é uma adaptação da Maslach *Burnout Inventory – General Survey* (MBI-GS) de Schaufeli, Leiter, Maslach, e Jackson (1996).

A escala MBI-SS é constituída por 15 itens ordinais com pontuação de 0 (nunca; nenhuma vez) a 6 (sempre; todos os dias). De acordo com os autores da MBI-SS, os 15 itens distribuem-se por três factores (Exaustão, Descrença e Eficácia Profissional) (Anexo I).

Procedimento

A versão portuguesa da escala MBI-GS (Tecedeiro, 2005) serviu de base à adaptação para português da versão inglesa do MBI-SS (Schaufeli *et al.*, 2002); seguiu-se item a item a construção frásica do MBI-GS, traduzindo-se apenas os conteúdos mais específicos do MBI-SS. O trabalho de tradução e adaptação foi feito em paralelo por dois dos autores trabalhando independentemente, sendo a versão final obtida por comparação e conciliação das duas versões.

A versão final foi aplicada sobre a forma de um questionário na Internet disponível on-line durante o mês de Novembro de 2006. A base de dados foi construída no SPSS (v. 15; SPSS Inc, Chicago, IL) e a validade factorial da MBI-SS, bem como a estrutura hierárquica de segunda ordem foram avaliadas com o software AMOS (v. 7; SPSS Inc, Chicago, IL). A sensibilidade dos itens foi avaliada graficamente e por recurso aos coeficientes de assimetria (Sk) e achatamento (Ku). Considerou-se que coeficientes de assimetria superiores a 3, em valor absoluto, e coeficiente de achatamento superior a 7, em valor absoluto, apresentavam problemas de desvio significativo da normalidade (Kline, 1998, p. 82) e conseqüentemente determinam a eliminação desses itens da escala. A fiabilidade foi avaliada com o α de Cronbach estandarizado para cada um dos 3 factores, e com o α de Cronbach estratificado para o total da escala (Maroco & Garcia-Marques, 2006). A validade factorial do modelo de medida tri-factorial foi avaliada com uma análise factorial confirmatória usando-se como índices de qualidade do ajustamento o χ^2/df , CFI , GFI e $RMSEA$ e $P(rmse \leq 0.05)$. A qualidade dos modelos alternativos (estrutura factorial original e estrutura factorial de 2ª ordem) foi ainda avaliada, em termos comparativos, por recurso aos critérios de informação AIC , BIC e BCC . Considerou-se que o ajustamento do modelo aos dados era bom para

valores de *CFI* e *GFI* superiores a 0.9, valores de *RMSEA* inferiores a 0.05 e χ^2/df entre 1 e 2 (ver por exemplo, Schumacker & Lomax, 1996; pp. 119-137). Relativamente aos critérios de informação, não existem valores de referência para comparar modelos competitivos: o modelo com menores valores de *AIC*, *BIC* e *BCC* é o de maior parcimónia/qualidade de ajustamento. O refinamento do modelo de medida foi efectuado com base em critérios de validade de face e dos índices de modificação calculados pelo AMOS (Arbuckle, 2006). Para evitar a capitalização dos erros de tipo I frequentes na utilização dos índices de modificação, procedeu-se apenas à alteração das trajectórias, e/ou eliminação de itens para índice de modificação superiores a 11 [$\chi^2(1)=10.86$; $p=0.001$]. A significância das diferenças nos *scores* totais e nas sub-escalas de *burnout* foram analisadas com a ANOVA para o factor turno, depois de validado o pressuposto da homogeneidade de variâncias com o teste de Levene ($p>0.1$ para os *scores* totais e *scores* das sub-escalas) e com uma ANOVA de Welch para corrigir a heterocedasticidade do factor género. A avaliação do pressuposto da normalidade, considerada a robustez da ANOVA a desvios à normalidade e a sensibilidade dos testes de ajustamento à elevada dimensão da amostra com o subsequente acréscimo do erro de tipo I, foi efectuada graficamente e a partir dos valores de *Sk* e *Ku* (que não se afastaram excessivamente da distribuição normal de acordo com Kline, 1998).

RESULTADOS

Sensibilidade, validade e fiabilidade da MBI-SS

A Tabela 1 apresenta os valores medianos (*Me*), de assimetria (*Sk*), e achatamento (*Ku*) bem como os respectivos rácios críticos (Sk/SD_{Sk} e Ku/SD_{Ku}) para os 15 itens que constituem a escala MBI-SS. Os itens que constituem a dimensão Exaustão (it1 a it5) apresentam valores de assimetria e achatamento próximos dos valores da distribuição normal ($Me=2$ e 3). Pelo contrário, os itens da dimensão Descrença são leptocúrticos e enviesados a favor das pontuações baixas ($Me=1$). Finalmente, para os itens que definem a dimensão Eficácia Profissional os valores de assimetria e achatamento são próximos dos valores da distribuição normal. Deste grupo, exceptua-se o item 13 que se apresenta leptocúrtico e enviesado para pontuações elevadas ($Me=5$). Como se pode constatar, nenhum item apresenta problemas de sensibilidade ou normalidade relevantes.

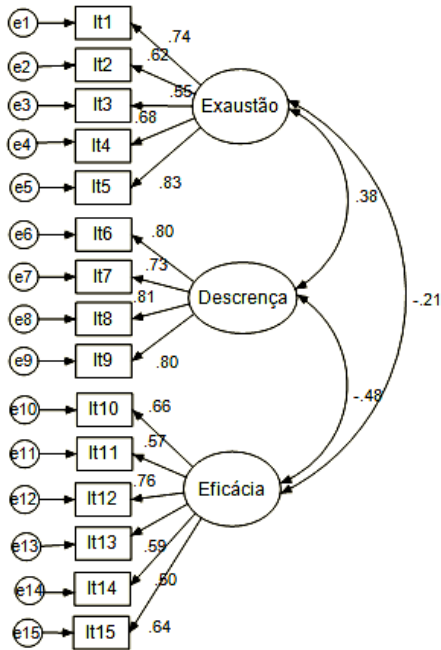
A validade factorial foi avaliada com uma análise factorial confirmatória. Os índices de ajustamento revelam que a validade factorial proposta pelos autores da MBI-SS é sofrível [$\chi^2/df=2.9$; $CFI=0.902$; $GFI=0.899$; $RMSEA=0.080$; $P(rmsea \leq 0.05) < 0.001$] (ver Figura 1) ainda que os pesos factoriais de todos os itens presentes sejam superiores ou iguais a 0.5.

TABELA 1
Sensibilidade dos 15 itens na escala MBI-SS

Item	<i>Me</i>	<i>Sk</i>	Sk/SD_{Sk}	<i>Ku</i>	Ku/SD_{Ku}	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
It1	3.00	.137	0.97	-.297	-1.06	0	6
It2	3.00	.043	0.30	-.791	-2.81	0	6
It3	2.00	.418	2.96	-.627	-2.23	0	6
It4	2.00	.729	5.17	.326	1.16	0	6
It5	2.00	.344	2.44	-.353	-1.26	0	6
It6	1.00	1.516	10.75	2.011	7.16	0	6
It7	1.00	1.240	8.79	1.332	4.74	0	6
It8	1.00	1.367	9.70	1.390	4.95	0	6
It9	1.00	1.318	9.35	1.313	4.67	0	6
It10	4.00	-.269	-1.91	-.444	-1.58	0	6
It11	3.50	-.227	-1.61	-.402	-1.43	0	6
It12	4.00	-.388	-2.75	-.159	-0.57	0	6
It13	5.00	-1.232	-8.74	1.283	4.57	1	6
It14	5.00	-.571	-4.05	-.101	-0.36	1	6
It15	4.00	-.406	-2.88	-.357	-1.27	1	6

FIGURA 1

Modelo de medida de primeira ordem da MBI-SS como proposto por Schaufeli *et al.* (1996)



Nota: $\chi^2(88)=255.739, p<0.001, N=300; \chi^2/df=2.9; CFI=0.902; GFI=0.899; RMSEA=0.080; P(rmsea \leq 0.05)<0.001. AIC=319.7; BIC=438.3; BCC=323.4$

A fiabilidade dos factores de primeira ordem foi avaliada pela medida de consistência interna do α de Cronbach. Os factores Exaustão (5 itens), Descrença (4 itens) e Eficácia Profissional (6 itens) aprestam valores de α estandardizado de 0.815, 0.866 e 0.791 respectivamente. Na totalidade, a escala MBI-SS apresenta um α estratificado de 0.789.

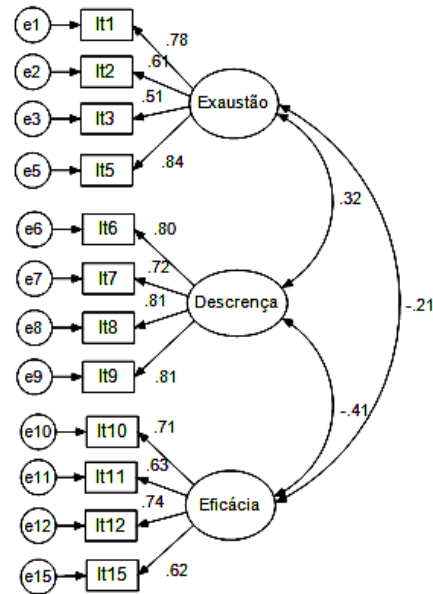
Validade e consistência da MBI-SS com factor de 2ª ordem

Uma vez que a validade factorial da MBI-SS apresenta valores de qualidade de ajustamento sofríveis, procedeu-se ao refinamento do modelo original de acordo com os índices de modificação obtidos com o AMOS. Numa primeira fase, eliminou-se o item 4 da dimensão Exaustão e os itens 13 e 14 da dimensão Eficácia Profissional uma vez que os seus índices de modificação sugeriam a correlação dos respectivos erros de medida inter- e intra-dimensões. Relativamente à dimensão Descrença, todos os itens apresentaram uma assimetria para *scores* baixos ($Me=1$) com rácio

crítico elevado (>3.1) mas valores absolutos de assimetria e achatamento inferiores a 3. Assim, e atendendo aos elevados pesos factoriais destes itens no factor Descrença ($\lambda>0.7$) optou-se por não eliminar nenhum destes itens, uma vez que a assimetria positiva dos itens de Descrença é expectável em alunos que se encontram no 2º ano da licenciatura. Por outro lado, quer a validade factorial da sub-escala quer a sua consistência interna ($\alpha=0.866$) não é comprometida pela presença destes itens. A escala final modificada apresenta assim, 3 dimensões equilibradas com 4 itens cada (Figura 2).

FIGURA 2

Modelo de medida da MBI-SS modificada

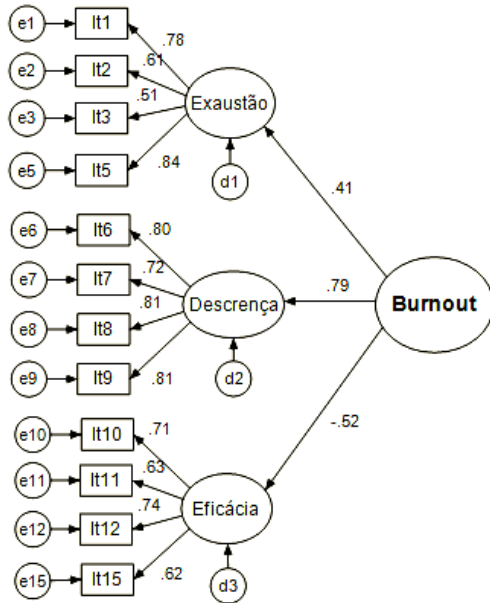


Nota: $\chi^2(51)=96.742, p<0.001, N=300; \chi^2/df=1.9; CFI=0.964; GFI=0.949; RMSEA=0.055; P(rmsea \leq 0.05)=0.302. AIC=150.5; BIC=250.7; BCC=153.2$

Os factores Exaustão e Descrença apresentam-se positivamente correlacionados ($r=0.32; p<0.001$). Pelo contrário, a Eficácia Profissional está correlacionada negativamente com a Exaustão ($r=-0.21; p=0.004$) e com a Descrença ($r=-0.41; p<0.001$). Estas correlações sugerem que existe um factor de 2ª ordem, o que está em linha com o modelo teórico original de Maslach (1993) e Schaufeli *et al.* (2002). Assim, propôs-se uma estrutura hierárquica com um factor de 2ª ordem que designámos de “burnout”. A Figura 3 ilustra o modelo da

MBI-SS modificado com o factor de 2ª ordem. Neste modelo, os valores de qualidade de ajustamento são considerados bons, demonstrando a elevada validade factorial da escala de MBI-SS modificada [$\chi^2/df=1.9$; $CFI=0.964$; $GFI=0.949$; $RMSEA=0.055$; $P(rmse \leq 0.05)=0.302$].

FIGURA 3
Modelo de segunda ordem da MBI-SS modificada



Nota: $\chi^2(51)=96.742$, $p<0.001$, $N=300$; $\chi^2/df=1.9$; $CFI=0.964$; $GFI=0.949$; $RMSEA=0.055$; $P(rmse \leq 0.05)=0.302$. $AIC=159.7$; $BIC=250.7$; $BCC=153.2$

Comparativamente com a escala MBI-SS original, a nova estrutura proposta apresenta um ajustamento significativamente melhor [$\Delta\chi^2(37)=158.997$; $p<0.001$] e mais parcimonioso uma vez que os AIC , BIC e BCC apresentam valores consideravelmente menores na escala modificada com factor de 2ª ordem do que na escala original ($\Delta AIC=160.0$; $\Delta BIC=187.6$ e $\Delta BCC=170.2$).

No modelo hierárquico de 2ª ordem, e para a amostra em estudo, os factores Exaustão (4 itens), Descrença (4 itens) e Eficácia Profissional (4 itens) apresentam valores de α standardizado de 0.776, 0.866 e 0.769 respectivamente. Na totalidade, a escala MBI-SS modificada apresenta um α estratificado de 0.831.

Recorrendo aos pesos dos $scores$ factoriais calculados pelo AMOS, é possível estimar

numericamente o estado de *burnout* (valores estandardizados) com a expressão:

$$\begin{aligned} Burnout = & 0.047It_1 + 0.020It_2 + 0.013It_3 + 0.339It_5 + \\ & + 0.150It_6 + 0.095It_7 + 0.153It_8 + 0.141It_9 + \\ & - 0.069It_{10} - 0.043It_{11} - 0.074It_{12} - 0.051It_{15} \end{aligned} \quad (1)$$

Sendo os $scores$ das três sub-escalas dados, respectivamente, por:

$$Exaustão = 0.265It_1 + .0116It_2 + 0.076It_3 + 0.060It_5 \quad (2)$$

$$Descrença = 0.225It_6 + 0.143It_7 + 0.230It_8 + 0.213It_9 \quad (3)$$

$$Eficácia = 0.215It_{10} + 0.133It_{11} + 0.232It_{12} + 0.160It_{15} \quad (4)$$

A Figura 4 apresenta a distribuição de frequências dos $scores$ Exaustão ($M=2.09$; $SD=0.936$), Descrença ($M=0.94$; $SD=0.928$) e Eficácia ($M=2.77$; $SD=0.697$). Na amostra sob estudo, os $scores$ de descrença estão enviesados para valores baixos ($Sk=1.348$) e são leptocúrticos ($Ku=1.647$), à semelhança do que se observou nos itens que constituem esta dimensão. Em oposição, os $scores$ de Exaustão ($Sk=0.282$; $Ku=-0.140$) e de Eficácia ($Sk=-0.337$; $Ku=-0.312$) apresentam distribuições próximas da distribuição normal ($Sk=0$; $Ku=0$).

A distribuição dos valores globais de *burnout* obtidos na amostra em estudo é ilustrada na Figura 5. A dimensão *burnout* apresenta, na presente amostra, um valor médio de 0.11 com desvio-padrão de 0.785 sendo ligeiramente enviesada para pontuações baixas ($Sk=0.916$; $Ku=0.832$) em virtude do considerável assimetria positiva observado na dimensão Descrença.

Na Tabela 2 apresentam-se, a título exploratório, as médias e desvio-padrão das sub-escalas e do total da escala de *burnout* em função de várias variáveis socio-demográficas. Recorrendo à análise de variância, não se observaram diferenças estatisticamente significativas entre os dois sexos na escala total e nas sub-escalas de *Burnout* ($p>0.05$), com excepção da sub-escala eficácia, onde contudo a significância prática das diferenças é reduzida [$F_{(1,87.332)}=9.033$; $p=0.003$; $\eta_p^2=0.018$]. Relativamente ao factor turno, observaram-se diferenças significativas entre os turnos apenas nos $scores$ de eficácia [$F(1,297)=3.521$; $p=0.031$; $\eta_p^2=0.023$] e exaustão [$F(1,297)=4.192$; $p=0.016$; $\eta_p^2=0.027$], apesar destas diferenças estarem associadas a reduzidas dimensões de efeito (ver Tabela 2). As diferenças nos $scores$ totais de *Burnout* são apenas marginalmente significativas [$F(1,297)=2.874$; $p=0.058$; $\eta_p^2=0.019$], observando-se os $scores$ mais elevados no turno da tarde.

FIGURA 4

Histograma de frequências absolutas com curva normal para as dimensões Exaustão, Descrença e Eficácia como calculado pelas equações (2), (3) e (4) respectivamente

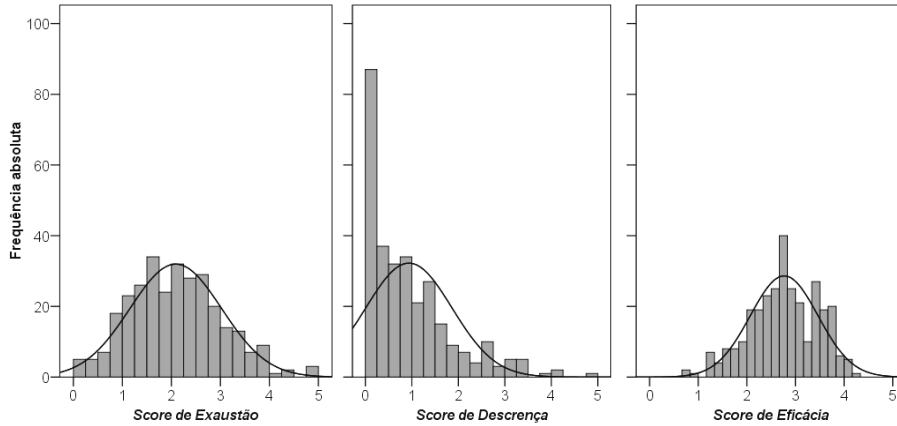


FIGURA 5

Histograma de frequências absolutas com curva normal para a dimensão global de burnout como calculado pela equação (1)

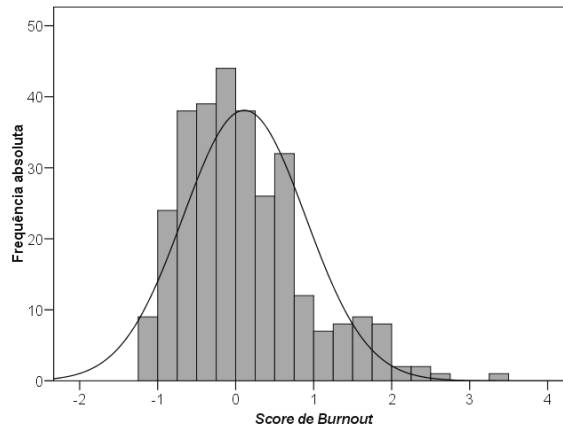


TABELA 2

Valores médios (M) e desvio-padrão (SD) das sub-escalas e da escala global de burnout em função do género e do turno dos estudos

Variável sócio-demográfica	Burnout [M (SD)]	Eficácia [M (SD)]	Descrença [M (SD)]	Exaustão [M (SD)]
Sexo				
Feminino (n=253)	0.11 (0.769)	2.73 (0.722)	0.91 (0.898)	2.12 (0.907)
Masculino (n=47)	0.10 (0.879)	2.98 (0.494)	1.058 (1.08)	1.95 (1.084)
Estatística de teste	$F_W(1,59.77)=0.010$;	$F_W(1,87.332)=9.033$;	$F_W(1,58.358)=0.754$;	$F_W(1,58.562)=0.983$;
$p=0.921$; $\eta_p^2<0.001$	$p=0.003$; $\eta_p^2=0.018$	$p=0.389$; $\eta_p^2=0.003$	$p=0.326$; $\eta_p^2=0.004$	
Turno				
Manhã (n=168)	0.10 (0.812)	2.76 (0.682)	0.879 (0.862)	2.07 (0.740)
Tarde (n=49)	0.34 (0.854)	2.57 (0.669)	1.188 (1.030)	1.85 (0.952)
Noite (n=83)	0.01 (0.785)	2.77 (0.697)	0.90 (0.983)	2.089 (0.937)
Estatística de teste	$F(1,297)=2.874$;	$F(1,297)=3.521$;	$F(1,297)=2.195$;	$F(1,297)=4.192$;
$p=0.058$; $\eta_p^2=0.019$	$p=0.031$; $\eta_p^2=0.023$	$p=0.113$; $\eta_p^2=0.015$	$p=0.016$; $\eta_p^2=0.027$	

DISCUSSÃO

Os estudantes do ensino superior constituem-se como uma população relevante para o desenvolvimento da síndrome de *burnout*, tais são as pressões sócio-económicas, de relacionamento com os seus pares e com os docentes, testes e trabalhos, a que geralmente estão submetidos. Por outro lado, preocupações com a utilidade dos seus estudos e saídas sócio-profissionais facilitam o desenvolvimento do *burnout* em particular nos últimos anos do curso. Os estudos sobre a ocorrência de *burnout* em estudantes são incipientes, e incidem quase exclusivamente sobre estudantes das áreas das ciências da saúde. Num destes estudos, Jacobs e Dodd (2003) observaram que as ocorrências de níveis elevados de *burnout* em estudantes estavam associados a um temperamento negativo e a um excesso de trabalho escolar subjectivo. Pelo contrário, baixos níveis de *burnout* estavam associados a um temperamento positivo, à participação em actividades extra-curriculares e ao suporte social, em particular de amigos. Apesar da importância que o diagnóstico e intervenção podem ter no desempenho escolar e no ajustamento psico-social à escola e aos seus pares (McCarthy *et al.*, 1990; Koeske & Koeske, 1991), o estudo do *burnout* é limitado pelas deficiências da instrumentação apropriada à avaliação desta síndrome em estudantes. Alguns estudos efectuados sobre *burnout* em estudantes têm recorrido a escala de *burnout* de Maslach adaptada para estudantes (MBI-SS) (Schaufeli *et al.*, 2005; Zhang *et al.*, 2005) ou mesmo à versão original da escala (por exemplo McCarthy *et al.*, 1990; Balogun, Helgemoe, Pellegrini, & Hoerberlein, 1995). Contudo, na sua formulação original esta escala tem sido recebida com algum criticismo, nomeadamente porque não apresenta um *score* global de *burnout* (Demerouti *et al.*, 2003; Kristensen *et al.*, 2005).

A partir da adaptação inicial da Escala MBI (Maslach *et al.*, 1996) proposta por Schaufeli *et al.* (2002), para estudantes (MBI-SS), avaliámos as propriedades psicométricas da versão portuguesa aplicada numa amostra de 300 estudantes. A estrutura tri-factorial manteve-se na nossa amostra, à semelhança do que ocorreu em outros estudos transnacionais (Schaufeli *et al.*, 2005; Zhang, Gan, & Zhang, 2005) mas,

neste estudo, expandimo-la para uma estrutura hierárquica de 2ª ordem. Os índices de qualidade de ajustamento demonstram que este modelo apresenta um melhor ajustamento do que modelo original, demonstrando maior validade factorial. Trata-se de um facto de particular relevância, uma vez a maioria dos trabalhos sobre o modelo de *burnout* de Maslach (veja-se, por exemplo, Maslach, Jackson, & Leiter, 1996) nunca demonstra a existência desta dimensão, embora a postulem. Ainda que os valores de consistência interna das dimensões de primeira ordem tenham decrescido, os valores encontrados ($\alpha > 0.77$) são indicadores de uma consistência interna dos factores de primeira ordem aceitável e consistentes com outras medidas de fiabilidade da MBI (por exemplo, Balogun *et al.*, 1995). É de referir porém que a consistência interna é função do número de itens da escala (Maroco & Garcia-Marques, 2006) e que, naturalmente, as reduções de consistência das dimensões Exaustão e Eficácia podem dever-se mais à eliminação de itens do que a uma perda de consistência da medida. Adicionalmente a consistência da escala total, medida pelo α estratificado (que ao contrário do α não subestima a verdadeira consistência de escalas multifactoriais), apresenta um valor elevado (0.83) e superior ao valor da escala original (0.79). A medição do nível global de *burnout* apresentou elevada fiabilidade na amostra do estudo.

A incidência da síndrome na população estudantil deverá representar uma preocupação social e científica prioritária. Neste contexto, a escala MBI-SS constitui-se como um instrumento de referência, e a possibilidade aqui demonstrada de calcular um valor global de *burnout* vem aumentar a sua relevância em contextos tanto de investigação como clínicos, respondendo desta forma a uma das mais relevantes críticas feitas às escalas desenvolvidas por Christina Maslach (Kristensen, Borritz, Villadsen, & Christensen, 2005). Parece-nos assim fundamental que o estudo aqui apresentado seja replicado noutras amostras, de forma a confirmar a validade do modelo proposto, e que sejam estabelecidos valores normativos e fixados critérios clínicos e de diagnóstico úteis na prática clínica.

ANEXO 1

Adaptação da MBI-SS de Schaufeli et al. (2002)

Escala de *burnout* de Maslach para Estudantes

As afirmações seguintes são referentes aos sentimentos/emoções de estudantes em contexto escolar. Leia cuidadosamente cada afirmação e decida sobre a frequência com que se sente da forma descrita e de acordo com o quadro seguinte:

Nunca	Quase nunca	Algumas vezes	Regularmente	Bastantes vezes	Quase sempre	Sempre
0	1	2	3	4	5	6
Nenhuma vez	Poucas vezes por ano	Uma vez por mês	Poucas vezes por mês	Uma vez por semana	Poucas vezes por semana	Todos os dias

	Nunca						Sempre
	0	1	2	3	4	5	6

Exaustão emocional

Os meus estudos deixam-se emocionalmente exausto	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Sinto-me de ‘rastos’ no final de um dia na universidade.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Sinto-me cansado quando me levanto de manhã e penso que tenho de enfrentar mais um dia na universidade.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Estudar ou assistir a uma aula deixam-me tenso.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Os meus estudos deixam-me completamente esgotado.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

Descrença

Tenho vindo a desinteressar-me pelos meus estudos desde que ingressei na universidade.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Sinto-me pouco entusiasmado com os meus estudos.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Sinto-me cada vez mais cínico relativamente à utilidade potencial dos meus estudos.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Tenho dúvidas sobre o significado dos meus estudos.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

Eficácia Profissional

Consigno resolver, de forma eficaz, os problemas que resultam dos meus estudos.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Acredito que participo, de forma positiva, nas aulas a que assisto.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Sinto que sou um bom aluno.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Sinto-me estimulado quando alcanço os meus objectivos escolares.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Tenho aprendido muitas matérias interessantes durante o meu curso.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Durante a aula, sinto que consigo acompanhar as matérias de forma eficaz.	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

REFERÊNCIAS

- Arbuckle, J. L. (2006). *Amos 7.0 user's guide*. Chicago: SPSS.
- Balogun, J. A., Helgemoe, S., Pellegrini, E., & Hoerberlein, T. (1995). Test-retest reliability of a psychometric instrument designed to measure physical therapy students' burnout. *Perceptual and Motor Skills, 81*, 667-672.
- Balogun, J. A., Helgemoe, S., Pellegrini, E., & Hoerberlein, T. (1996). Academic performance is not a viable determinant of physical therapy students' burnout. *Perceptual and Motor Skills, 83*, 21-22.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Vardakou, I., & Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments. *European Journal of Psychological Assessment, 19*, 12-23.
- Gold, Y., & Michael, W. B. (1985). Academic self-concept correlates of potential burnout in a sample of first-semester elementary school practice teachers: A concurrent validity study. *Educational and Psychological Measurement, 45*, 909-914.
- Halbesleben, J. R. B., & Demerouti, E. (2005). The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translations of the Oldenburg burnout Inventory. *Work & Stress, 19*, 208-220.
- Jacobs, S. R., & Dodd, D. K. (2003). Student burnout as a function of personality, social support, and workload. *Journal of College Student Development, 44*, 291-303.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practices of structural equation modelling*. New York: The Guilford Press.
- Koeske, G. F., & Koeske, R. D. (1991). Student "burnout" as a mediator of the stress-outcome relationship. *Research in Higher Education, 32*, 415-431.
- 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*, 192-207.
- Leiter, M. P., & Schaufeli, W. B. (1996). Consistency of burnout construct across occupations. *Anxiety, Stress & Coping: An international journal, 9*. Abstract recuperado a 23 Agosto 2004 de <http://search.epnet.com/direct.asp?an=1997-07632-004&db=psych>.
- Maroco, J., & Garcia-Marques, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas? *Laboratório Psicologia, 4*, 65-90.
- Maslach, C. (1993). Burnout: A multidimensional perspective. In W.B. Schaufeli, C. Maslach & T. Marek (Eds.), *Professional burnout, recent developments in theory and research*. Philadelphia, PA: Taylor & Francis.
- Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (1996). *Maslach burnout inventory manual* (3rd edition). Palo Alto, CA: Consulting Psychology 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.
- Pelsma, D. M., Roland, B., Tollefson, N., & Wigington, H. (1989). Parent burnout: Validation of the Maslach burnout Inventory with a sample of mothers. *Measurement & Evaluation in Counselling & Development, 22*, 81-87.
- Schaufeli, W. B., & Taris, T. W. (2005). The conceptualization and measurement of burnout: Common ground and worlds apart. *Work & Stress, 19*, 256-262.
- Schaufeli, W. B., Enzemann, D., & Girault, N. (1993). Measurement of burnout: A review. In W. B. Schaufeli, C. Maslach, & T. Marek (Eds.), *Professional burnout, recent development in theory and research*. Philadelphia, PA: Taylor & Francis.
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., Hoogdoin, K., Schaap, C., & Kadler, A. (2001). On the clinical validity of the Maslach Burnout Inventory and the burnout Measure. [electronic version]. *Psychology & Health, 16*, 565-582.
- Schaufeli, W. B., Martinez, I. M., Marques Pinto, A., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002). Burnout and engagement in university students: a cross national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 33*, 464-481.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modelling*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Schutte, N., Toppinen, S., Kalimo, R., & Schaufeli, W. B. (2000). The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory – General Survey (MBI-GS) across occupational groups and nations. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 73*, 53-66.
- Tecedeiro, M. (2005). *Factores psicológicos na síndrome de burnout: O narcisismo como variável preditora da síndrome*. Dissertação de Mestrado em Psicologia Clínica e Psicopatologia, não publicada. Instituto Superior de Psicologia Aplicada. Lisboa.
- Zhang, Y., Gan, Y., & Zhang, Y. (2005). The reliability and validity of MBI-SS and academic characteristics affecting burnout. *Chinese Journal of Clinical Psychology, 13*, 383-385.

RESUMO

As qualidades psicométricas da escala de *burnout* de Maslach para estudantes (Maslach *Burnout Inventory – Student Survey*: MBI-SS) de Schaufeli *et al.* (2002) foram avaliadas numa amostra por conveniência de 300 estudantes universitários. A estrutura tri-factorial (Descrença, Exaustão e Eficácia Profissional) proposta pelos autores da MBI-SS apresentou reduzida validade factorial e consistência interna aceitável ($\alpha_{\text{estratificado}}=0.79$) na amostra sob estudo. Atendendo às correlações significativas entre os 3 factores da MBI-SS, à assimetria dos itens, e à qualidade do modelo de medida, procedeu-se ao refinamento da escala para uma estrutura factorial onde os 3 factores originais definem um factor de 2ª ordem, denominado “*burnout*”. A MBI-SS modificada apresentou elevada validade factorial e elevada consistência interna ($\alpha_{\text{estratificado}}0.83$).

Palavras-chave: *Burnout*, Descrença, Eficácia profissional, Estudantes, Exaustão, Fiabilidade, Sensibilidade, Validade.

ABSTRACT

The psychometric properties of the MBI-SS (Schaufeli *et al.*, 2002) were evaluated in a convenience sample of 300 Portuguese college students. The 3-factor original structure had poor fit to the data, although it showed reasonable internal consistency ($\alpha_{\text{stratified}}=0.79$). We considered the observed statistically significant correlations between the 3 original factors, the skewness of the original items, as well as the construct validity, and proposed a 2nd hierarchal structure that we named *burnout*. This 2nd order factor structure showed higher factorial validity and higher internal consistency ($\alpha_{\text{stratified}}=0.83$) than the original scale.

Key words: *Burnout*, Cynicism, Exhaustion, Reduced efficacy, Reliability, Students, Validity.

