

**VALIDAÇÃO PARA PORTUGAL DA ESCALA DE PERCEÇÃO DE SAÚDE ORGANIZACIONAL (EPSAO)
ADAPTATION TO PREGNANCY OF PRIMIPAROUS WOMEN OF ADVANCED AGE AND THEIR PARTNERS**

Pedro Lobo¹, João Viseu¹, Saul Neves de Jesus¹ & Cláudia Rus²

¹ Universidade do Algarve, Faculdade de Ciências Humanas e Sociais, Centro de Investigação sobre o Espaço e as Organizações (CIEO) – Faro, Portugal

² Universidade Babes-Bolyai – Cluj-Napoca, Roménia

RESUMO - A saúde organizacional é um tema crucial em psicologia da saúde, contudo poucos instrumentos avaliam este conceito. Esta investigação pretende colmatar esta lacuna através da validação para a população portuguesa da Escala de Perceção de Saúde Organizacional (EPSaO). Participaram na presente investigação 437 profissionais. A identificação da estrutura fatorial respeitou o procedimento dos autores. A análise do ajustamento da estrutura fatorial assentou na análise fatorial confirmatória de três modelos. O primeiro, modelo de referência, preconiza dois fatores de primeira ordem correlacionados, o segundo, um fator de segunda ordem, e o terceiro, uma estrutura unidimensional. As análises fatoriais confirmatórias foram realizadas utilizando o programa *EQS V6.1*. Os resultados sugerem a manutenção da estrutura fatorial original. Não obstante, procedeu-se a uma reespecificação dos modelos, através da adequação dos parâmetros de estimação, que conduziu a uma melhoria no seu ajustamento. A escala e respetivas subescalas revelaram um coeficiente ómega de fiabilidade ponderada superior a 0,70.

Palavras-chave - Análise fatorial confirmatória; consistência interna; psicologia da saúde; saúde organizacional.

ABSTRACT - Organizational health is a crucial theme in health psychology, however few instruments evaluate this concept. This research seeks to overcome this gap through the validation, to the portuguese population, of the *Escala de Perceção de Saúde Organizacional* (EPSaO). This instrument was applied to 437 subjects. The identification of the factorial structure respected the procedures of the authors. The adjustment of the factorial structure relied on the confirmatory factorial analysis of three models. The first, reference model, had two first order factors correlated, the second, a second order factor and, the third, a one-dimensional structure. The confirmatory factorial analysis was realized by the program *EQS V6.1*. The results suggest the maintenance of the original factorial structure. Notwithstanding, we've proceeded to a re-specification of the models, through the adequacy of the parameter estimates, which conducted to a better adjustment of them. The scale and respective subscales revealed values of the weighted-omega reliability coefficient above 0,70.

Keywords - Factorial Analysis; health psychology; internal consistency; organizational health.

Recebido em 31 de Maio de 2013/ Aceite em 17 de Junho de 2013

O cronómetro *taylorista* e a produção em série *fordista*, pela forma como influenciaram a qualidade de vida dos trabalhadores, despertaram, precocemente, a atenção da psicologia. Volvido um século, a atenção mantém-se, as organizações contemporâneas, com as suas

exigências em termos de aumentos de produtividade, *downsizing*, relações de trabalho, e articulação entre a vida pessoal e profissional, continuam a ter impacto no bem-estar dos colaboradores (Rosseau, 1997).

Estes novos paradigmas ocasionam o aparecimento de novos elementos para a investigação do comportamento organizacional e de novos significados para conceitos já existentes. Um dos temas que emerge destes novos paradigmas é a saúde organizacional.

Este termo tem origem em Bennis (1966) e está ligado à noção de efetividade organizacional e aos critérios de saúde mental dos indivíduos. Contudo, esta definição não foi consensual, surgindo, mais tarde, autores a distinguir a saúde da organização e a saúde do colaborador (e.g. Shoaf, Karwowski, & Huand, 2004; Williams, 1994; Wilson, Vandenberg, Richardson, & McGrath, 2004). Outros, preferiram definir a organização saudável como aquela que não gera *stress* (Cox & Howath, 1990). Por seu turno, Assmar e Ferreira (2004), Peterson e Wilson (2002) e Quick (1999) defendem uma interdependência entre saúde organizacional e a saúde dos trabalhadores.

Um contributo fundamental advém dos trabalhos de Gomide Júnior, Moura, Cunha e Sousa (1999), conscientes da proliferação de significados, sobretudo a partir da década de noventa, e alicerçados nos pressupostos de Schein (1965), Bennis (1966) e Fordyce e Weil (1971), propuseram que este conceito diga “respeito à capacidade da organização desenvolver altos níveis de adaptabilidade e flexibilidade às exigências externas (...) e (...) promover alto grau de integração entre os empregados e as (...) equipas de trabalho” (p. 11). Em suma, uma organização saudável será aquela capaz de ser percecionada como um sistema integrado de pessoas, interagindo com outras organizações e com a envolvente, conforme o padrão de relações estabelecidas nos vários níveis.

Shoaf et al. (2004) referem que a saúde organizacional influencia diretamente a qualidade de vida dos trabalhadores, sobretudo, ao nível do mal-estar. Este construto torna-se particularmente interessante no estudo do impacto de uma variável organizacional na saúde dos trabalhadores, variável essa que se situa na fronteira entre os contributos da psicologia organizacional e da psicologia da saúde.

A saúde organizacional pode ser aferida através da EPSaO (Gomide Júnior & Fernandes, 2008), versão validada a partir da inicialmente desenvolvida por Gomide Júnior et al. (1999) e cuja validação para a população portuguesa constituirá o objetivo deste estudo.

MÉTODO

Participantes

Inquiriram-se 437 indivíduos, com média de idades de 41,04 anos ($DP=9,67$), pertencendo a maioria ao género feminino ($n=311$, 71,2%). Quanto às habilitações, o grau mais e menos comum foi, respetivamente, a licenciatura ($n=221$, 50,6%) e o doutoramento ($n=22$, 5%).

Material

A EPSaO (Gomide Júnior & Fernandes, 2008), apresenta 27 itens, uma escala de *Likert* de 5 pontos (1 – Discordo totalmente; 5 – Concordo totalmente) e dois fatores, integração de pessoas e equipas – 20 itens – e flexibilidade e adaptabilidade a exigências externas – 7 itens. A consistência interna desta escala é superior a 0,70.

Procedimento

A escala em análise encontra-se em Língua Portuguesa, estando adaptada para a população brasileira. Assim, procedeu-se a um enquadramento cultural dos itens, substituindo-se expressões/palavras brasileiras, por outras adequadas à realidade portuguesa. Para aferir a

qualidade desta ação efetuou-se um pré-teste a 50 indivíduos (van Widenfelt, Treffers, Beurs, Siebink, & Koudijs, 2005).

Antes da aplicação da EPSaO os participantes preencheram o documento de consentimento informado. Posteriormente, foi aplicada a versão em papel e lápis desta escala.

RESULTADOS

Para identificar a estrutura fatorial deste instrumento realizou-se uma análise fatorial exploratória em componentes principais, recorrendo ao programa *SPSS 20*, considerando-se os fatores com *eigenvalues* superiores a 1,5. Conduziu-se, igualmente, uma factorização do eixo principal com rotação *Direct Oblimin*. Consideraram-se os fatores com *eigenvalues* superiores a 1,5 e os itens com uma carga fatorial igual ou superior a 0,40.

Para testar a estrutura fatorial resultante da factorização do eixo principal com rotação *Direct Oblimin*, conduziram-se algumas análises fatoriais confirmatórias. Inicialmente, testou-se um modelo de referência com dois fatores de primeira ordem correlacionados – integração de pessoas e equipas, e flexibilidade e adaptabilidade a exigências externas. Definiu-se que cada item devia integrar o fator onde foi identificado, estabelecendo-se que a carga fatorial do primeiro item de cada subescala seria de 1,00. No quadro 1 encontra-se a análise descritiva uni e multivariada.

A não normalidade da distribuição dos itens definiu-se como um valor de assimetria e curtose superior a 3 e 10, respetivamente (Kline, 2011). A normalidade da distribuição multivariada foi determinada pelo valor normativo estimado de Mardia inferior a 5, o que não se verificou neste caso. Assim, todas as análises fatoriais confirmatórias, efetuadas pelo programa *EQS V6.1*, conduziram-se através do método *Satorra-Bentler* (Byrne, 2006).

Para analisar se a estrutura fatorial deste instrumento é melhor concetualizada com dois fatores de primeira ordem correlacionados, analisaram-se dois outros modelos. O primeiro, um fator de segunda ordem, onde se incluíam a integração de pessoas e equipas, e a flexibilidade e adaptabilidade a exigências externas como fatores de primeira ordem. A carga fatorial do primeiro item de cada subescala foi de 1,00. Definiu-se que o peso dos fatores de primeira ordem, no de segunda ordem, era de 1,00. O segundo modelo propunha um fator unidimensional. Os itens foram definidos para integrar o único fator e a carga fatorial do primeiro item foi de 1,00.

Quadro 1.

Análise descritiva uni e multivariada (N=437)

Item	<i>M</i> ^a	<i>DP</i> ^b	<i>IA</i> ^c	<i>IC</i> ^d
1	2,97	1,00	-0,20	-0,63
2	2,79	1,00	-0,08	-0,77
3	3,06	0,93	-0,36	-0,34
4	3,00	0,97	-0,23	-0,54
5	3,02	0,90	-0,18	-0,41
6	3,16	0,96	-0,97	2,08
7	2,93	0,94	-0,17	-0,14
8	2,86	0,91	-0,09	-0,35
9	2,86	0,82	-0,35	0,22
10	3,00	0,86	-0,31	-0,02
11	2,88	0,93	-0,73	2,04

Validação da EPSAO para Portugal

12	3,01	0,93	-0,27	-0,37
13	3,03	0,91	-0,29	-0,09
14	3,32	0,89	-0,90	1,97
15	2,94	0,77	-0,14	0,16
16	2,89	0,85	-0,32	-0,09
17	2,86	0,86	-0,15	-0,05
18	3,00	0,86	-0,31	-0,01
19	2,93	0,89	-0,50	1,17
20	2,86	0,90	-0,31	0,30
21	2,79	0,84	-0,15	-0,21
22	2,79	0,86	-0,21	0,06
23	2,80	0,82	-0,25	0,02
24	2,86	0,86	-0,30	-0,14
25	2,87	0,94	-0,89	2,10
26	3,07	0,87	-0,24	0,16
27	3,09	0,87	-0,34	-0,01
Valor normativo estimado de Mardia		81,96		
Valor normativo estimado de Mardia sem item 19		79,31		

Nota. ^a Média; ^b Desvio-padrão; ^c Índice de assimetria; ^d Índice de curtose.

O ajustamento dos modelos aferiu-se através da versão robusta do $S-B\chi^2$, que apresenta algumas limitações. Como tal, recorreu-se aos índices, $*CFI$, $*RMSEA$ e $SRMR$. O bom ajustamento de um modelo considera-se quando dois destes índices respeitam os valores mínimos de *cut-off*: $CFI \geq 0,95$; $RMSEA \leq 0,06$; e $SRMR \leq 0,08$ (Hu & Bentler, 1999).

Na solução padronizada de cada modelo, comparou-se a carga fatorial com os valores propostos por Comrey e Lee (1992). A identificação dos parâmetros não especificados foi examinada utilizando o *Univariate and Multivariate Lagrange Multiplier Test*, com opções *PEE* e *GVF*.

A comparação dos modelos aninhados baseou-se no $\Delta S-B\chi^2$ (Bentler, 2005; Byrne, 2006) e $\Delta *CFI$ (Cheung & Rensvold, 2002). Um $\Delta *CFI$ superior a 0,01 indica modelos significativamente distintos (Byrne, 2006). Os modelos não aninhados compararam-se pelos valores de $*CFI$ e $*AIC$. Um $*CFI$ elevado e $*AIC$ reduzido demonstram um bom ajustamento.

A fiabilidade deste instrumento baseou-se no coeficiente ómega de fiabilidade ponderada (Ω_w) (Bacon, Sauer, & Young, 1995), comparando-se o seu valor com um *cut-off* de 0,70.

A análise fatorial exploratória em componentes principais revelou uma adequação da amostra ($KMO=0,95$). Estes resultados indicaram, ainda, a extração de quatro fatores que explicavam 62,55% do total da variância. Nesta análise somente dois fatores apresentaram *eigenvalues* superiores a 1,5, explicando 54,75% da variância.

Os resultados da factorização do eixo principal com rotação *Direct Oblimin* demonstraram que apenas dois fatores possuíam *eigenvalues* superiores a 1,5 (Quadro 2).

A análise destas cargas fatoriais demonstrou que o primeiro e segundo fatores possuíam, respetivamente, 18 e 8 itens. Contrariamente ao original, verificou-se que o item 18 se situava no segundo fator. Já o item 19, não possuía uma carga fatorial adequada. A correlação interfator era de 0,67 ($p < 0,001$), sugerindo um elevado grau de variância partilhada entre os fatores ou a existência de um fator de ordem superior que os explica. Assim, o ajustamento da estrutura fatorial da EPSAO, que incluía dois fatores de primeira ordem correlacionados, foi testado contra dois modelos, segunda ordem e unidimensional.

Quadro 2.

Cargas fatoriais dos itens obtidas através da factorização do eixo principal

Item	Fatores	
	1	2
1	0,46	0,22
2	0,67	0,09
3	0,54	0,22
4	0,58	0,19
5	0,70	-0,02
6	0,71	-0,05
7	0,58	0,18
8	0,53	0,24
9	0,77	0,02
10	0,84	-0,09
11	0,62	0,13
12	0,76	0,00
13	0,82	-0,08
14	0,72	-0,14
15	0,69	0,01
16	0,18	0,45
17	0,77	-0,05
18	0,26	0,45
19	0,31	0,38
20	0,64	0,03
21	0,56	0,19
22	0,00	0,80
23	0,10	0,72
24	-0,03	0,83
25	-0,08	0,85
26	-0,04	0,75
27	0,23	0,49
Variância explicada	47,36%	7,39%

Os resultados da análise fatorial confirmatória relativamente ao modelo de referência, dois fatores de primeira ordem correlacionados, revelaram um ajuste pobre ($SB\chi^2_{(298)}=1036,51$, $p<0,001$, $*RMSEA=0,07$, $SRMR=0,06$, $*CFI=0,85$, $*AIC=440,51$), à semelhança dos restantes modelos. O modelo de segunda ordem exibiu os resultados: $SB\chi^2_{(298)}=1036,43$, $p <0,001$, $*RMSEA=0,08$, $SRMR=0,06$, $*CFI=0,85$, $*AIC=440,53$. Tendo em conta que os graus de liberdade eram iguais para estes modelos, a comparação efetuada baseou-se nos valores de $*CFI$, revelando-se a inexistência de diferenças significativas em termos de ajustamento ($\Delta*CFI=.000$). Por outro lado, o modelo unifatorial apresentou um ajuste pobre em relação ao modelo de referência ($\Delta*CFI= -0,08$) e de segunda ordem ($\Delta*CFI= -0,08$, $\Delta*AIC=381,19$).

A adequabilidade dos parâmetros de estimação foi identificada através da análise do seu sinal e significância estatística, obtendo-se um sinal positivo e significância. A carga fatorial dos itens no seu fator encontra-se no quadro 3.

Validação da EPSAO para Portugal

Quadro 3.

Cargas fatoriais dos itens da EPSaO nos três modelos fatoriais

Item	Modelo de referência		Modelo de segunda ordem		Modelo unidimensional	
	λ^a	δ^b	λ	δ	λ	δ
	Integração de pessoas e equipas	(0,95) ^c	-	0,77(0,95)	0,64	-
1	0,62	0,78	0,62	0,78	0,63	0,78
2	0,74	0,68	0,73	0,68	0,72	0,69
3	0,70	0,71	0,70	0,71	0,71	0,71
4	0,72	0,69	0,72	0,69	0,72	0,69
5	0,68	0,73	0,68	0,73	0,66	0,75
6	0,67	0,74	0,67	0,74	0,65	0,76
7	0,72	0,70	0,72	0,70	0,72	0,70
8	0,71	0,70	0,71	0,70	0,72	0,70
9	0,78	0,63	0,78	0,63	0,76	0,65
10	0,78	0,63	0,78	0,63	0,75	0,67
11	0,72	0,70	0,72	0,70	0,71	0,70
12	0,76	0,65	0,76	0,65	0,74	0,67
13	0,75	0,66	0,75	0,66	0,72	0,69
14	0,60	0,80	0,60	0,80	0,58	0,82
15	0,69	0,73	0,69	0,73	0,68	0,74
17	0,73	0,68	0,73	0,68	0,71	0,70
20	0,66	0,76	0,66	0,76	0,65	0,76
21	0,70	0,72	0,70	0,72	0,70	0,71
Flexibilidade e adaptabilidade exigências externas	(0,91)	-	0,97(0,91)	0,26	-	-
16	0,58	0,81	0,58	0,81	0,55	0,84
18	0,64	0,77	0,64	0,77	0,62	0,78
22	0,80	0,60	0,80	0,60	0,65	0,76
23	0,81	0,59	0,81	0,59	0,69	0,72
24	0,81	0,59	0,81	0,59	0,65	0,76
25	0,79	0,62	0,79	0,62	0,62	0,79
26	0,72	0,70	0,72	0,70	0,57	0,82
27	0,65	0,76	0,65	0,76	0,62	0,78
Saúde Organizacional	(0,97)	-	(0,94)	-	(0,96)	-

Nota. ^a Carga fatorial; ^b Singularidade dos itens; ^c () Coeficiente ómega de fiabilidade ponderada.

Os resultados do *Univariate and Multivariate Lagrange Multiplier Test* com *PEE* e *GVF*, revelaram a existência de potenciais covariâncias significativas entre os erros de medida dos itens: 25/24, 11/10, 2/1, 27/26, 25/11 e 14/15. Para testar a significância destas covariâncias, testaram-se vários modelos que as incluem. O modelo de referência apresentava dois fatores de primeira ordem correlacionados, tendo-se especificado as covariâncias entre os erros de medida dos itens. Testou-se, igualmente, o ajustamento dos modelos de segunda ordem e unidimensional.

Os resultados da análise fatorial confirmatória do modelo de referência demonstraram que o ajuste obtido é bom ($SB\chi^2_{(292)}=750,61$, $p<0,001$, $*RMSEA=0,06$, $SRMR=0,05$, $*CFI=0,91$, $*AIC=166,61$). Resultados semelhantes registaram-se no modelo de segunda ordem

($SB\chi^2_{(292)}=750,60$, $p<0,001$, $*RMSEA=0,06$, $SRMR=0,05$, $*CFI=0,91$, $*AIC=166,60$). Sendo os graus liberdade destes modelos iguais, a comparação entre ambos realizou-se através do $*CFI$, verificando-se que não existem diferenças estatisticamente significativas no ajustamento ($\Delta*CFI=0,00$). Por outro lado, o modelo unidimensional apresentou um pobre ajustamento comparativamente ao modelo de referência ($\Delta*CFI=-0,05$) e de segunda ordem ($\Delta*CFI=-0,05$, $\Delta*AIC=250,91$).

A adequação dos parâmetros de estimação foi identificada com recurso à análise do seu sinal e significância estatística, existindo sinal positivo e significância. A carga fatorial dos itens nos fatores reespecificados encontra-se no quadro 4.

As cargas fatoriais dos itens cumpriram o definido inicialmente. Relativamente ao modelo de referência, a correlação interfatores foi de 0,76 ($p<0,001$). No modelo de segunda ordem, observou-se que os dois fatores de primeira ordem registaram uma excelente carga no fator de ordem superior. Em cada um dos modelos, a maioria dos erros de medida das covariâncias foi estatisticamente significativo ($p<0,001$), à exceção dos itens 25/11.

Quanto à fiabilidade, o coeficiente Ω_w para a escala e respetivas subescalas foi superior a 0,70.

Quadro 4.

Cargas fatoriais dos itens da EPSaO nos modelos fatoriais reespecificados

Item	Modelo de referência		Modelo de segunda ordem		Modelo unidimensional	
	λ^a	δ^b	λ	δ	λ	δ
Integração de pessoas e equipas	(0,95) ^c	-	0,80(0,95)	0,60	-	-
1	0,61	0,79	0,61	0,79	0,62	0,79
2	0,73	0,69	0,73	0,69	0,72	0,70
3	0,70	0,71	0,70	0,71	0,71	0,70
4	0,73	0,69	0,73	0,69	0,73	0,69
5	0,69	0,73	0,69	0,73	0,67	0,74
6	0,68	0,74	0,68	0,74	0,66	0,75
7	0,72	0,69	0,72	0,69	0,73	0,69
8	0,71	0,70	0,71	0,70	0,72	0,69
9	0,78	0,63	0,78	0,63	0,77	0,64
10	0,76	0,65	0,76	0,65	0,74	0,67
11	0,69	0,72	0,69	0,72	0,69	0,73
12	0,76	0,66	0,76	0,66	0,74	0,67
13	0,74	0,67	0,74	0,67	0,73	0,69
14	0,59	0,81	0,59	0,81	0,57	0,82
15	0,68	0,73	0,68	0,73	0,67	0,74
17	0,65	0,68	0,65	0,68	0,72	0,69
20	0,66	0,75	0,66	0,75	0,65	0,76
21	0,70	0,71	0,70	0,71	0,71	0,71
Flexibilidade e adaptabilidade exigências externas	(0,91)	-	0,95(0,91)	0,31	-	-
16	0,60	0,80	0,60	0,80	0,55	0,84
18	0,65	0,76	0,65	0,76	0,62	0,78
22	0,83	0,56	0,83	0,56	0,64	0,77
23	0,83	0,56	0,83	0,56	0,68	0,73

Validação da EPSAO para Portugal

24	0,76	0,65	0,76	0,65	0,63	0,77
25	0,71	0,70	0,71	0,70	0,59	0,81
26	0,67	0,74	0,67	0,74	0,55	0,83
27	0,62	0,78	0,62	0,78	0,60	0,80
Saúde Organizacional	(0,97)		(0,92)		(0,96)	

Nota. ^a Carga fatorial; ^b Singularidade dos itens; ^c () Coeficiente ómega de fiabilidade ponderada.

DISCUSSÃO

A dimensão amostral teve em consideração os pressupostos de Ribeiro (2008), utilizando-se mais que cinco sujeitos por cada item.

Respeitando o procedimento original dos autores, a análise fatorial exploratória em componentes principais, demonstra que a estrutura fatorial original se adapta à população portuguesa.

Os resultados das análises fatoriais confirmatórias dos três modelos, (a) modelo de referência; (b) modelo de segunda ordem; e (c) modelo unidimensional, sugerem, igualmente, a manutenção da estrutura fatorial original.

A reespecificação dos modelos, através da adequação dos parâmetros de estimação, conduziu a uma melhoria no seu ajustamento, porém a manutenção da estrutura original apresenta algumas vantagens, permitindo a realização de comparações transculturais, nomeadamente com estudos brasileiros. Todavia, sugere-se que, em futuros estudos, esta questão seja explorada.

A escala e respetivas subescalas apresentaram uma consistência interna superior a 0,70, o que prova que estamos perante um instrumento adequado para a avaliação do conceito de saúde organizacional.

O estudo deste tema, do ponto de vista organizacional, pode revelar-se crucial para responder a problemáticas como a baixa produtividade, o aumento das taxas de erros ou menor flexibilidade para responder aos desafios da envolvente externa. Assim como é vital, na ótica da psicologia da saúde, para a diminuição de sintomas de mal-estar e promoção do bem-estar.

REFERÊNCIAS

- Assmar, E. M. L., & Ferreira, M. C. (2004). Cultura, justiça e saúde no trabalho. In: A. Tamayo (Ed.), *Cultura e saúde nas organizações* (pp. 155-178). Porto Alegre: Artmed.
- Bacon, D. R., Sauer, P. L., & Young, M. (1995). Composite reliability in structural equation modeling. *Educational and Psychological Measuring*, 55, 394-406. doi: 10.1177/0013164495055003003
- Bennis, W. G. (1966). *Changing organizations: Essays on development and evolution of human organization*. New York: McGraw-Hill.
- Bentler, P. M. (2005). *EQS 6 structural equations program manual*. Los Angeles: Multivariate Software.
- Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS: Basic concepts, applications, and programming*. (2.^a edição). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis*. (2.^a edição). New York: Erlbaum.
- Cox, T., & Howarth, S. (1990). Organizational health, culture and helping. *Work & Stress*, 4, 107-110. doi: 10.1080/02678379008256972
- Fordyce, J. K., & Weil, R. (1971). *Managing with people: a managers handbook methods*. Reading: Addison Wesley.
- Gomide Jr., S., Moura, O. I., Cunha, W. B., & Sousa, W. M. V. (1999). Explorando o conceito de Saúde Organizacional: construção e validação de um instrumento de medida para o ambiente brasileiro [Resumos]. Sociedade Brasileira de Psicologia (Org.), Resumos da XXIX Reunião Anual. Campinas, 43.
- Gomide Júnior, S., & Fernandes M., (2008). Saúde Organizacional. In: M. Siqueira (Coord.) *Medidas do comportamento organizacional – ferramentas de diagnóstico e de gestão* (pp. 275-282). Porto Alegre: Artmed.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. doi: 10.1080/107055199095401188
- Kline, R. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. (3.^a edição). New York: Guildford Press.
- Peterson, M., & Wilson, J. F. (2002). The culture-work-health model and work stress. *American Journal of Health Behavior*, 26, 16-24. doi: 10.5993/AJHB.26.1.2
- Quick, J. C. (1999). Occupational Health Psychology: Historical roots and future directions. *Health Psychology*, 18, 82-88. doi: 10.1037/0278-6133.18.1.82
- Ribeiro, J. L. P. (2008). *Metodologia de investigação em psicologia e saúde*. (2.^a edição). Porto: Legis Editora; 2008.
- Rosseau, D. (1997). Organizational Behavior in the new era. *Annual Review of Psychology*, 48, 515-546. doi: 10.1146/annurev.psych.48.1.515
- Schein, E. H. (1965). *Organizational Psychology. Foundations of Modern Psychology series*. New Jersey: Prentice-Hall.
- Shoaf, C., Genaidy, A., Karwowski, W., & Huang, S. H. (2004). Improving Performance and Quality of Working Life: a model for organizational Health Assessment in Emerging Enterprises. *Human Factors and Ergonomics in Manufacturing*, 14, 81-95. doi: 10.1002/hfm.10053
- Van Widenfelt, B. M., Treffers, P. D. A., Beurs, E., Siebink, B.M., & Koudijs, E. (2008). Translation and cross-cultural adaptation of assessment instruments used in psychological research with children and families. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 8, 135-147. doi: 10.1007/s10567-005-4752-1
- Williams, S. (1994). Ways of creating healthy work organizations. In C. L. Cooper, & S. Williams. (Eds.). *Creating healthy work organizations* (pp. 7-24). Chichester: Wiley.
- Wilson, M.G., DeJoy D.M., Vandenberg, R.J., Richardson, H.A., & McGrath, A.L. (2004). Work characteristics and employee health and well-being: test of a model of healthy work organization. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77, 565-588. doi: 10.1348/0963179042596522