



Gestão de Pessoas em Organizações

Propriedades psicométricas das medidas do Questionário Psicossocial de Copenhague I (COPSOQ I), versão curta

*Psychometric properties of the measures of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire I (COPSOQ I), short version*Marli Appel da Silva^{a,*}, Guilherme Welter Wendt^b e Irani Iracema de Lima Argimon^c^a Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUC-RS), Faculdade de Psicologia, Porto Alegre, RS, Brasil^b University of London, Faculty of Psychology, London, Inglaterra^c Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUC-RS), Pós-Graduação em Psicologia, Grupo de Pesquisa, Avaliação e Intervenção no CicloVital, Porto Alegre, RS, Brasil

Recebido em 6 de setembro de 2016; aceito em 3 de maio de 2017

Disponível na internet em 21 de junho de 2017

Resumo

Este estudo tem o objetivo de avaliar as propriedades psicométricas das medidas que compõem o Questionário Psicossocial de Copenhague I (COPSOQ I), em sua versão média. A finalidade da pesquisa é propor uma versão curta do questionário, adaptada à língua portuguesa/brasileira. O COPSOQ visa analisar os fatores psicossociais do trabalho, assumindo que os aspectos do trabalho se relacionam com os da qualidade de vida. Reunindo 1.615 trabalhadores brasileiros como amostra, o instrumento foi testado através de técnicas como análise fatorial exploratória e confirmatória, modelo de regressão estrutural, além de análise multigrupo, dentre outras. As análises indicaram a possibilidade do instrumento apresentar confiabilidade, validade de construto e capacidade preditiva. O modelo final, de regressão estrutural, alcançou índices de qualidade recomendados (eg., $X^2/GL = 1,19$, $CFI = 0,96$, $RMSEA = 0,03$ e $SRMR = 0,06$). Os fatores do trabalho (produção e tarefas, recursos do trabalho, relações interpessoais e gestão) relacionaram-se com os da qualidade de vida (saúde e bem-estar, satisfação com o trabalho) de forma significativa ($p \leq 0,05$). O fator saúde e bem-estar apresentou capacidade explicatória do modelo de 28% e satisfação com o trabalho de 21%. Esses achados corroboraram com a hipótese teórica que embasa o COPSOQ.

© 2017 Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – FEA/USP. Publicado por Elsevier Editora Ltda. Este é um artigo Open Access sob uma licença CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palavras-Chave: COPSOQ; fatores psicossociais; trabalho.

Abstract

The current study aims to evaluate the psychometric properties of measures¹ of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire I (COPSOQ I), medium version, proposing its short version suitable to Brazilian Portuguese. The COPSOQ aims to analyze the psychosocial factors at work, assuming that the aspects of work are related to quality of life. 1,615 Brazilian employees comprised the sample. The instrument was tested by using the following techniques: Exploratory and Confirmatory Factor Analysis, Structural Regression Model and Multi-Group Analysis, among others. Analyses indicated the instrument's reliability, construct validity, and predictive capacity. The final structural regression model reached

* Autor para correspondência.

E-mail: mappel@uol.com.br (M.A. Silva).

Peer Review under the responsibility of Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – FEA/USP.

recommended indicators of quality (eg., $X^2/DF = 1.19$, $CFI = 0.96$, $RMSEA = 0.03$, and $SRMR = 0.06$). The work factors (Production and Tasks, Job Resources, Interpersonal Relations and Management) were significantly ($p \leq 0,05$) related to quality of life (Health & Wellbeing, Satisfaction at Work). The Health and Wellbeing factor explained 28% of the model variance and satisfaction explained 21%. Overall, our findings validate theoretical hypothesis which supports the COPSQ.

© 2017 Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – FEA/USP. Published by Elsevier Editora Ltda. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: COPSQ; psychosocial factors; work.

Introdução

O objetivo deste estudo é avaliar as capacidades psicométricas das medidas que compõem o Questionário Psicossocial de Copenhague I (*Copenhagen Psychosocial Questionnaire - I - COPSQ I*), versão média, com a finalidade de apresentar uma versão curta adaptada à língua portuguesa/brasileira. O instrumento visa analisar os fatores psicossociais do trabalho, investigando a hipótese de haver relação entre os fatores do contexto laboral com os da qualidade de vida, ou seja, do bem-estar dos indivíduos (Kristensen, Hannerz, Hogh & Borg, 2005; Kristensen, 2010).

Os fatores psicossociais do trabalho são estudados há muito tempo (Utzet, Navarro, Llorens & Moncada, 2015). Desde os anos 1960, surgiram vários modelos de estudo, cada qual avaliando aspectos diferentes e buscando explicar os impactos que a conjuntura laboral possa vir a ter sobre a qualidade de vida dos trabalhadores. Nesse cenário, nos anos 2000, o COPSQ foi elaborado para responder às exigências legais, na Dinamarca, de avaliação dos fatores psicossociais do trabalho nos levantamentos de riscos laborais. Assim, os autores incorporaram modelos teóricos consagrados na literatura com vistas a um instrumento multidimensional (Kristensen *et al.*, 2005; Kristensen, 2010), tais como: Demanda-Controle-Suporte Social (*Job Demand-Control-Support*, DCS); Johnson & Hall, 1988) e Desequilíbrio Esforço-Recompensa (*Effort-Reward Imbalance*, ERI); Siegrist, Junge, Cremer & Seidel, 1990). O modelo DCS preconiza que haja relação entre o bem-estar e uma tríade de fatores do trabalho (demanda-controle-suporte social). Já o modelo ERI sugere que o desequilíbrio entre o esforço feito e as compensações oferecidas pelo trabalho (eg., *status*, estima, salário) possa ser fator de risco à saúde e ao bem-estar.

A partir de então, o instrumento foi adaptado a outras culturas em suas diferentes versões (eg., Dupret, Bocéréan, Teherani & Feltrin, 2012/3; Moncada *et al.*, 2013; Fabuel & León, 2014; Iordachea & Petreanub, 2014), culminou em estudos com grandes populações (eg., Lee *et al.*, 2016) e o consequente desenvolvimento de um corpo teórico que corroborou com a literatura pré-existente (Fabuel & León, 2014; Nübling *et al.*, 2015).

Na maioria das sociedades ocidentais, o universo do trabalho passa por transformações (eg., trabalho flexível, avanços tecnológicos que impõem aos trabalhadores o enfrentamento de novas exigências, com consequências à qualidade de vida (Guimarães, 2006; Araújo e Sachuk, 2007). Os impactos dessas mudanças ainda não são inteiramente conhecidos, o que torna pesquisas sobre o trabalho contemporâneo e seus inúmeros fatores

relacionados fundamentais, de tal forma que possam retratar, em certa medida, as complexidades laborais em suas várias realidades (Moncada *et al.*, 2013).

Bases teóricas

A base teórica do COPSQ apoia-se na teoria geral do estresse com o pressuposto de que as dimensões do trabalho se relacionam à qualidade de vida dos trabalhadores (Kristensen *et al.*, 2005; Kristensen, 2010). Por conseguinte, o questionário COPSQ divide-se em duas partes: Trabalho e Qualidade de Vida, abarcando as principais dimensões dos fatores psicossociais do trabalho. Dessa forma, no modelo teórico do COPSQ, as dimensões que compõem a parte do Trabalho representam as variáveis independentes (VIs); já as que integram a Qualidade de Vida são representadas pelas variáveis dependentes (VDs).

A parte do Trabalho é composta por três domínios: Produção e Tarefas, Recursos do Trabalho e Relações Interpessoais e Gestão, que correspondem às três dimensões do modelo DCS (Johnson & Hall, 1988), além de incorporar o modelo ERI (Siegrist *et al.*, 1990). Já a Qualidade de Vida é formada por dois domínios: Saúde e Bem-Estar e Interface com o Trabalho (Kristensen *et al.*, 2005; Kristensen, 2010).

Assim, o domínio Produção e Tarefas avalia as modalidades de demandas que os processos de trabalho possam vir a infringir aos trabalhadores. O modelo COPSQ engloba a aferição de diferentes tipos de exigências, entre estas as que analisam as quantidades de tarefas (demandas quantitativas), as que requerem precisão, atenção e rapidez (demandas cognitivas), as que tratam do envolvimento emocional e afetivo (demandas emocionais) (Kristensen *et al.*, 2005; Fernandes e Pereira, 2016; Julià *et al.*, 2016).

O domínio Recursos do Trabalho, por sua vez, mede os níveis de controle, compreende a autonomia e liberdade que os trabalhadores possam ter sobre os seus processos de trabalho. Esse domínio inclui, entre outros aspectos, a possibilidade de desenvolvimento profissional, de oferecer opiniões, de alterar as rotinas e os horários de trabalho, de desempenhar funções com sentido ou significado que levem o trabalhador a almejar o engajamento nas execuções dos processos produtivos (Kristensen *et al.*, 2005; Moncada *et al.*, 2013; Nübling *et al.*, 2015).

Já o domínio Relações Interpessoais e Gestão verifica os tipos de apoio social e organizacional conferidos aos trabalhadores, além dos papéis sociais assumidos no trabalho, ou seja, se as tarefas, as atividades e as áreas de responsabilidade são definidas e conhecidas. Assim, esse domínio também avalia a qualidade

das informações fornecida pela organização, pelas chefias e pelos colegas de trabalho (Kristensen *et al.*, 2005; Fernandes & Pereira, 2016).

Compondo as variáveis dependentes, o domínio Saúde e Bem-Estar verifica aspectos como percepções sobre a saúde física, sintomas de ansiedade, depressivos, de exaustão emocional e de estresse. O de Interface com o Trabalho avalia a satisfação e segurança no exercício profissional (Kristensen *et al.*, 2005; Kristensen, 2010).

Os estudos que usaram o COPSQO como instrumento revelaram que as demandas do trabalho, os níveis de controle, os recursos do trabalho, o suporte social e as práticas de gestão podem representar aspectos protetivos ou de risco para a saúde e o bem-estar dos trabalhadores em diversos contextos laborais (Fernandes & Pereira, 2016; Nyberg *et al.*, 2011; Julià *et al.*, 2016). As relações entre os fatores do trabalho, os sintomas de estresse, de depressão e de exaustão emocional são referenciadas por trabalhadores de diferentes localidades (eg., Phadke, Patra & Iqbal, 2014; Richa, Zreik & Richa, 2016; Yan *et al.*, 2016). Os fatores do trabalho estão associados tanto à satisfação autorrelatada com o trabalho quanto à insegurança no trabalho (Fernandes & Pereira, 2016).

Também, com auxílio do COPSQO, estudo controlado identificou que programa de intervenção auxiliou o aumento da resiliência (capacidade do enfrentamento de adversidades) e a diminuição do estresse percebido, estatisticamente significativos (Mache, Vitzthum, Klapp & Groneberg, 2015). Em outro estudo controlado com apoio do COPSQO, (Mache *et al.*, 2016) constatou-se que determinado programa de treinamento para a implementação da habilidades de autocuidado focadas em soluções de problemas foi associado a melhorias significativas no estresse percebido, na satisfação com o trabalho e na qualidade dos relacionamentos.

Ademais, estudos feitos para a adaptação cultural do questionário COPSQO usaram técnicas da Análise Fatorial Confirmatória (técnicas estatísticas de análise das relações entre variáveis; Kline, 2015), identificando bons resultados para os domínios do COPSQO (Aminian, Dianat, Miri & Asghari-Jafarabadi, 2017; Dupret *et al.*, 2012/3). Com uma amostra de 3.166 participantes, Dupret *et al.* (2012/3) adaptaram a versão média do COPSQO para a população francesa. Após ajustes no modelo original, os indicadores de qualidade do modelo foram considerados em consonância com os limites recomendados (eg., raiz do erro quadrático médio de aproximação [*root mean square error of approximation*, RMSEA]=0,06; índice ajustado de qualidade do ajuste [*adjusted goodness-of-fit index*, AGFI]=0,92; limites aceitáveis para esses índices: RMSEA < 0,08 e AGFI > 0,90; Kline, 2015). Além disso, o domínio Saúde e Bem-Estar obteve uma capacidade explicatória do modelo de 60%.

Outros estudos usaram técnicas variadas, como medidas de confiabilidade interna, teste-reteste e análise concorrente, identificando bons resultados para os domínios do COPSQO (eg., Fabuel & León, 2014; Iordachea & Petreanub, 2014). A título de exemplo, no estudo de Moncada *et al.* (2013), o COPSQO foi adaptado para a população espanhola a partir de uma amostra com 5.110 participantes. Os resultados indicaram que os escores

com tercis menores (aspectos mais desfavoráveis) nas dimensões do Trabalho representaram um maior risco para a saúde e o bem-estar. A partir das análises feitas, os autores concluíram que houve apoio à possibilidade de confiabilidade e validade do instrumento.

Portanto, investigações prévias apoiaram o pressuposto adotado pelo modelo COPSQO, de que as dimensões do trabalho se relacionam à qualidade de vida dos trabalhadores (Kristensen *et al.*, 2005; Kristensen, 2010). Também corroboraram com a possibilidade do questionário apresentar medidas fidedignas (Aminian *et al.*, 2017; Fernandes & Pereira, 2016; Moncada *et al.*, 2013).

Logo, torna-se importante a oferta de instrumentos que apresentem indicativos de validade, com capacidade de embasar pesquisas científicas, levantamentos de risco e intervenções em prol do bem-estar dos trabalhadores brasileiros. A prevenção de fatores que coloquem os trabalhadores em vulnerabilidade pode ter impactos amplos – nas famílias, nas comunidades, nas organizações, nos aspectos previdenciários e de assistência social das nações (Kristensen, 2010; Moncada *et al.*, 2013).

Método

Processo de tradução e de validade de conteúdo

O processo de tradução e de validade de conteúdo contou com as seguintes etapas:

- (1) tradução para o português do Brasil por dois tradutores brasileiros independentes (cf. Borsa, Damásio & Bandeira, 2012);
- (2) síntese das duas traduções executada por um especialista na área do trabalho;
- (3) avaliação por comitê de especialistas (Psicologia, 2; Letras, 1; Administração, 1) da versão sintetizada (coeficiente de correlação intraclassa = 0,91, Kappa = 0,98; Fleiss & Cohen, 1973);
- (4) ajustes nos itens;
- (5) aplicação e entrevistas em 30 pessoas do grupo-alvo;
- (6) transformação do questionário em versão *online*, seguindo outros estudos (eg., Dupret *et al.*, 2012/3; Moncada *et al.*, 2013; Fabuel & León, 2014);
- (7) estudo piloto com 220 pessoas (técnica “bola de neve”; Martins & Theóphilo, 2009);
- (8) verificação do índice de consistência interna (Alfa de Cronbach = 0,92, $p \leq 0,05$; Cronbach, 1951).

A última etapa consistiu no levantamento final de dados entre os anos 2013 e 2016.

Participantes

A população-alvo desta pesquisa foi constituída por trabalhadores brasileiros. A composição amostral teve duas etapas: (1) seleção das empresas e (2) dos trabalhadores.

A seleção das empresas foi feita por amostragem aleatória simples (Martins & Theóphilo, 2009). Os critérios de inclusão institucional abrangeram a inscrição ativa no Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ). Considerando o número de cerca de

13 milhões de empresas brasileiras registradas no Cadastro Nacional de Empresas (CNE) no ano de 2013, a amostra estipulada foi de 400 casos, com nível de confiança de 95%.

Para o sorteio, foram geradas 400 sequências numéricas aleatórias com oito números (Excel, 2013) com a finalidade de filtragem do CNPJ do CNE. Aceitaram participar do estudo 110 empresas (3%, setor público; 97%, setor privado; 5% microempresa; 55%, pequeno porte; 32%, médio porte; 9%, grande porte ([Sebrae, 2010]); 6%, indústria; 54%, comércio; 40%, serviço; 2%, Região Norte, 17%, Nordeste; 10%, Centro-Oeste; 42%, Sudeste; 29%, Sul).

O questionário foi enviado a todos os empregados (3.718 pessoas) das empresas participantes, de acordo com os critérios de inclusão para esta pesquisa, compreendendo idade acima de 18 anos, ter ensino fundamental completo e estar em situação de empregabilidade fixa há, no mínimo, um ano. Esses critérios foram adotados através do julgamento do nível de complexidade do instrumento COPSQ (Kristensen *et al.*, 2005).

Responderam ao questionário 69% dos participantes. Eliminando os casos com mais de 5% de dados ausentes e os atípicos (Martins & Theóphilo, 2009; Kline, 2015), obteve-se uma amostra final de 1.615 pessoas (58,4%, mulheres; 72,1%, entre 31 e 65 anos; 60,5%, terceiro grau completo; e 61,9%, nível administrativo/técnico). Não houve participantes acima de 65 anos.

A amostra total (N=1.615) foi dividida em amostra de estudo e de validação. O número de participantes da amostra de estudo foi estipulado com base em cinco casos por parâmetro estimado para a Análise Fatorial Confirmatória do COPSQ com a estimativa Máxima Verossimilhança (Hair, Black, Babin, Anderson & Tatham, 2009), que gerou 210 parâmetros, sendo necessários 1.050 casos. Após a remoção aleatória dos casos para formar a amostra de estudo, os casos remanescentes (n = 565) compuseram a amostra de validação.

Instrumentos

Os instrumentos usados foram ficha de dados das empresas (eg., número de colaboradores, ramo de atividade), ficha para levantamento sociodemográfico (eg., gênero, faixa etária, escolaridade) e questionário COPSQ I, versão média, composto por duas partes: Trabalho e Qualidade de Vida. As dimensões do Trabalho representam as variáveis independentes (VIs) e as da Qualidade de Vida, as dependentes (VDs; Kristensen *et al.*, 2005; Kristensen, 2010; figura 1).

A parte do Trabalho é estruturada em três domínios (Produção e Tarefas, Recursos do Trabalho e Relações Interpessoais e Gestão); a parte da Qualidade de Vida, em dois (Saúde e Bem-Estar e Interface com o Trabalho). Cada um desses domínios é organizado por dimensões, e cada dimensão engloba um número determinado de itens ou indicadores (cf. descrito na seção 1.1 Base teórica).

A dimensão Insegurança no Trabalho é a única com quatro itens com respostas dicotômicas. As outras dimensões têm itens com cinco ou seis respostas em formato de Likert.

Assim, o questionário COPSQ I, versão média, é composto por 95 itens (indicadores ou variáveis observáveis),

distribuídos em 26 dimensões (fatores de primeira ordem), englobadas em cinco domínios (fatores de segunda ordem) que mensuram aspectos relativos ao ambiente de trabalho e qualidade de vida. Na Análise de Equações Estruturais (método estatístico voltado a modelar um padrão de hipóteses), um modelo de duas ordens tem dois níveis de variáveis latentes (não observáveis), delineado para indicar as relações entre os construtos de primeira ordem com os de segunda, além de identificar os nexos de causalidade (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015).

Procedimentos de coleta de dados

Este estudo caracterizou-se por ser transversal (Martins & Theóphilo, 2009). Para a obtenção da amostra, entrou-se em contato com as empresas por telefone. Posteriormente, para as que se dispuseram a participar, foi enviado o Termo de Aceite Institucional. Com base no cadastro funcional das empresas, foi encaminhado um *e-mail* a todos os trabalhadores que cumpriram os critérios de inclusão para a pesquisa. A mensagem explicava o objetivo do estudo, direcionando, por *link*, ao questionário *online*. Para ter acesso ao questionário, era necessário ler previamente o Termo de Consentimento Livre Assistido, respondendo sobre a aceitação ou não de sua participação na pesquisa.

Todos os procedimentos éticos preconizados para a pesquisa com seres humanos foram seguidos (Conselho Nacional de Saúde, 1996). O estudo recebeu aprovação do Comitê de Ética da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUC/RS, nº de protocolo 06/03232). Esta investigação contou com autorização do autor do questionário COPSQ I, Prof. Dr. Tage S. Kristensen, para a publicação de dados.

Procedimentos de análise de dados

Após o levantamento de dados, verificou-se a normalidade uni e multivariada (índice de Mardia < 3,0, $p > 0,5$; Mardia, 1970) através do programa FACTOR, versão 10 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013). As próximas etapas seguiram as recomendações de Hair *et al.* (2009), a saber: (1) análise do modelo de mensuração e (2) avaliação do modelo estrutural. O modelo de mensuração diz respeito à contribuição de cada indicador em um construto; o estrutural, às relações entre as variáveis independentes e dependentes.

Modelo de mensuração

Para a Análise Fatorial Exploratória (AFE), foi usado o software SPSS (versão 18) com o intuito de avaliar o teste de KMO (*Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*), que deve ser maior ou igual a 0,80; e de esfericidade de Bartlett, que deve ser significativo ($p \leq 0,05$) (Damásio, 2012). Logo após, usou-se o programa FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013), com a técnica de Método de Mínimos Quadrados Não-Ponderados (*Unweighted Least Square*, ULS) e o método Hull com *Comparative Fit Index* (CFI) para a extração e retenção dos fatores, respectivamente, além do teste Promin para a rotação dos fatores (Damásio, 2012). O número de fatores indicados foi o sugerido pelo instrumento COPSQ (Kristensen *et al.*, 2005). As

Variáveis independentes	Variáveis dependentes
Trabalho (número de itens)	Qualidade de Vida (número de itens)
PRODUÇÃO E TAREFAS ^a (17) - Demandas Quantitativas ^b (4) - Demandas Cognitivas ^b (4) - Demandas Emocionais ^b (3) - Demandas de Supressão das Emoções ^b (2) - Demandas Sensoriais ^b (4)	SAÚDE E BEM-ESTAR ^a (26) - Saúde Física ^b (5) - Saúde Psíquica ^b (5) - Vitalidade ^b (4) - Estresse Somático ^b (4) - Estresse Cognitivo ^b (4)
RECURSOS DO TRABALHO ^a (19) - Possibilidade de Influência ^b (4) - Desenvolvimento no Trabalho ^b (4) - Níveis de Liberdade ^b (4) - Sentido do Trabalho ^b (3) - Comprometimento com o Trabalho ^b (4)	- Estresse Comportamental ^b (4) INTERFACE COM O TRABALHO ^a (8) - Insegurança no Trabalho ^b (4) - Satisfação com o Trabalho ^b (4)
RELAÇÕES INTERPESSOAIS E GESTÃO ^a (25) - Previsibilidade ^b (2) - Claridade de Papel ^b (4) - Conflito de Papéis ^b (4) - Suporte Social ^b (4) - Relações Sociais ^b (2) - Senso de Comunidade ^b (3) - Níveis de Informações ^b (2) - Qualidade da Gestão ^b (4)	

Figura 1. Domínios e dimensões do modelo teórico do COPSOQ. Fonte: Kristensen *et al.*, 2005. Obs.: ^adomínios (fatores de segunda ordem); ^bdimensões (fatores de primeira ordem) englobadas em cada domínio.

comunalidades aceitáveis e o corte para a extração dos fatores foram estipulados na ordem de 0,50 (Damásio, 2012).

A Análise Fatorial Confirmatória (AFC) foi efetuada com o programa EQS, versão 6.3 (Bentler, 2006). O modelo foi processado com o método de Máxima Verossimilhança com o teste robusto denominado de “qui-quadrado com média e variância ajustadas”, que faz ajustes no valor do qui-quadrado, na média e na matriz de covariância, além dos graus de liberdade; selecionado pelo fato do COPSOQ ter uma escala dicotômica (Insegurança com o Trabalho), permitindo a análise por meio

de correlação policórica (Lee, Poon & Bentler, 1995); bem como devido à amostra não cumprir os pressupostos da normalidade amostral (índice de Mardia = 6,7, $p \leq 0,05$; Mardia, 1970). Nenhum item apresentou curtose acima de 2,0 e a assimetria maior que 1 foi encontrada nos itens 5, 6, 22 e 82, sendo estes ajustados com o método de logaritmo de base 10 (Kline, 2015).

O modelo usado na CFA foi ajustado através de análise: (1) dos coeficientes de determinação (R^2) das variáveis observáveis (itens) e latentes de primeira ordem (domínios), que devem

ser maiores que 0,50 e menores que 0,80 para a indicação de validade convergente (proporção da variância em comum das variáveis) e discriminante (revela se um conjunto de variáveis forma um único construto díspar de outros do modelo), respectivamente, dos construtos (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015); (2) das variáveis transgressoras (eg., variâncias negativas e erros padrão elevados); (3) da matriz de covariância residual padronizada, que revela os ajustes entre variáveis, cujos resíduos não devem ultrapassar o valor de $\pm 0,10$ (Bentler, 2006); e (4) do teste de Wald, que verifica a existência de parâmetros obsoletos ao modelo.

A avaliação do modelo foi feita através de: (1) valores das covariâncias, expressos pelas correlações padronizadas (r) entre as variáveis latentes, que devem ser menores que 0,60 e significativos ($p \leq 0,05$), indicando a possibilidade de validade discriminante e convergente dos construtos (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015); (2) índices de confiabilidade composta (CC), que mensura a concordância entre os construtos e os valores recomendados são iguais ou superiores a 0,70; (3) índices de Variância Média Extraída (*Average Variance Extracted*, AVE), expressão de validade convergente dos construtos, devendo ser igual ou maior que 0,50; e (4) critério de Fornell e Larcker, 1981), que indica a perspectiva de validade discriminante dos construtos, cujos valores das correlações das variáveis latentes devem ser menores que os valores da raiz quadrada das AVEs; e (5) indicadores de qualidade de modelo, que são um conjunto de medidas usadas para avaliar se o modelo tem uma especificação plausível, sugerindo a viabilidade de suporte à hipótese nula, ou seja, a aproximação de uma base populacional. Os valores de referência dos indicadores de qualidade de modelo, usados neste estudo, foram: qui-quadrado dividido pelos graus de liberdade ($X^2/GL < 5$), índice de ajuste comparativo (CFI $> 0,90$), índice de qualidade do ajuste (*goodness-of-fit index*, GFI $> 0,90$), índice ajustado de qualidade do ajuste (AGFI $> 0,90$), raiz do erro quadrático médio de aproximação (RMSEA $< 0,08$; Intervalo de Confiança [IC], 90%) e raiz padronizada do resíduo quadrático médio (*standardised root mean square residual*, SRMR $< 0,10$) (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015).

Modelo estrutural

Usou-se um Modelo de Regressão Estrutural para verificar a capacidade preditiva dos construtos, analisada com base nos coeficientes de determinação (R^2) das VDs (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015), classificados da seguinte maneira: $R^2 < 0,13$, efeitos pequenos; $R^2 \geq 0,13 - \leq 0,26$, médios; $R^2 > 0,26$, grandes em termos de variância explicada (Cohen, 1988). Nessa etapa, os métodos de estimação da qualidade do modelo foram os mesmos usados na AFC.

Para a validação do modelo, verificando a sua invariabilidade, usou-se a técnica de Análise Multigrupo (Kline, 2015), comparando a amostra de estudo ($n = 1.050$) com a de validação ($n = 565$). Na primeira etapa, os grupos foram estimados separadamente com todos os parâmetros livres. Posteriormente, foram testadas as seguintes invariâncias: modelo 1, configural (todos os parâmetros livres); modelo 2, métrica (construção nas cargas fatoriais); modelo 3, escalar (construção nos interceptos); modelo 4, do efeito direto (construção nas relações entre VIs

e VDs); e modelo 5, variância residual (construção nos erros). Os grupos em separado e a invariância configural foram avaliados através dos seguintes índices: $X^2/GL (< 5)$, CFI ($> 0,90$), RMSEA ($< 0,08$, IC 90%) e SRMR ($< 0,10$) (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015); bem como as demais invariâncias com base nas diferenças do qui-quadrado (ΔX^2 , $p > 0,05$) e CFI ($\Delta CFI < 0,01$) (Damásio, 2013).

Resultados

Modelo de mensuração

Tipo de produção e tarefas

Análise fatorial exploratória. O domínio Tipo de Produção e Tarefas apresentou o teste KMO (0,81) em acordo com o recomendado ($\geq 0,80$) e o de esfericidade de Bartlett significativo ($X^2_{(105)} = 1.181$; $p \leq 0,05$; Damásio, 2012). Todos os fatores revelaram índices de comunalidades aceitáveis ($h^2 > 0,50$), sendo extraídos os cinco domínios (Demandas Quantitativas, Demandas Cognitivas, Demandas de Supressão de Emoções, Demandas Emocionais e Demandas Sensoriais) correspondentes ao modelo teórico do COPSOQ, com capacidade explicatória de 69,73% da variância entre os itens.

Análise fatorial confirmatória. Na AFC, o indicador 7 ($R^2 = 0,43$; Demandas Cognitivas), e as dimensões Demandas de Supressão de Emoções ($R^2 = 0,21$; Produção e Tarefas) e Demandas Sensoriais ($R^2 = 0,14$; Produção e Tarefas) apresentaram coeficientes de determinação abaixo dos valores aconselhados ($R^2 > 0,50$; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015). Adicionalmente, o teste de Wald sugeriu o indicador 4 ($X^2 = 0,00$, p -valor = 0,69; Bentler, 2006), da dimensão Demandas Quantitativas, como desnecessário ao modelo. Após a remoção dos indicadores e dimensões com desempenhos insatisfatórios, o domínio alcançou um qui-quadrado de $20,05_{(19)}$ (p -valor = 0,39) com índices de qualidade do modelo considerados em concordância com os limites recomendados (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015), a saber: $X^2/GL = 1,06$, CFI = 0,99, GFI = 0,98, AGFI = 0,97, RMSEA = 0,02 (IC 90%: 0,00-0,06) e SRMR = 0,03, sugerindo ajuste adequado do domínio.

Recursos do Trabalho

Análise fatorial exploratória. O domínio Recursos do Trabalho apresentou o teste KMO (0,87) em acordo com o recomendado ($\geq 0,80$), o de esfericidade de Bartlett significativo ($X^2_{(171)} = 2.597,36$; $p \leq 0,05$) e índices de comunalidades aceitáveis para todos os itens ($h^2 \geq 0,50$), obtendo uma capacidade explicatória de 70,9% (Damásio, 2012). Foram extraídos cinco dimensões (Possibilidade de Influência, Desenvolvimento no Trabalho, Níveis de Liberdade, Sentido do Trabalho, Comprometimento com o Trabalho) em conformidade com o modelo teórico do COPSOQ. Porém, o item 18 (Possibilidade de Influência) não se diferenciou entre os fatores, enquanto o 21 (Possibilidade de Influência) foi extraído na dimensão Possibilidade de Desenvolvimento.

Análise fatorial confirmatória. Referente à AFC, houve a sugestão de colinearidade ($R^2 \geq 0,80$; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015) nos indicadores 22 ($R^2 = 0,84$; Desenvolvimento no Trabalho), 23 ($R^2 = 0,83$; Desenvolvimento no Trabalho) e 27 ($R^2 = 0,88$; Níveis de Liberdade). O indicador 33 ($R^2 = 0,42$; Comprometimento com o Trabalho) apresentou coeficiente de determinação abaixo do aceitável ($R^2 > 0,50$; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015). Além disso, o coeficiente de determinação da dimensão Possibilidade de Influência ($R^2 = 0,87$) indicou o fenômeno de colinearidade ($R^2 \geq 0,80$; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015) com outras dimensões. Assim, os indicadores e dimensões com desempenhos desfavoráveis foram retirados das análises. Consequentemente, o domínio obteve um qui-quadrado de 50,30₍₄₂₎ (p -valor = 0,11) e os índices de qualidade do modelo apresentaram-se em acordo com os limites recomendados ($X^2/GL = 1,20$, CFI = 0,99, GFI = 0,98, AGFI = 0,97, RMSEA = 0,03 [IC90%: 0,00-0,05] e SRMR = 0,04; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015).

Relações interpessoais e gestão

Análise fatorial exploratória. Na AFE, o domínio apresentou o teste KMO (0,88) de acordo com o recomendado ($\geq 0,80$) e o de esfericidade de Bartlett significativo ($X^2_{(300)} = 2.955,31$; $p \leq 0,05$) (Damásio, 2012). Todos os itens apresentaram comunalidades satisfatórias ($h^2 \geq 0,50$) e capacidade explicatória de 69,07% da variância entre os itens. Dos oito fatores, seis foram extraídos em consonância com o modelo COPSOQ (Previsibilidade, Claridade de Papel, Conflito de Papéis, Suporte Social, Senso de Comunidade, Qualidade da Gestão). Contudo, os itens 39 (Claridade de Papel), 51, 52 (Níveis de Informações), 53, 54 (Relações Sociais) e 61 (Qualidade da Gestão) não se diferenciaram satisfatoriamente entre os fatores. Dessa forma, as dimensões Níveis de Informações e Relações Sociais foram removidas das análises.

Análise fatorial confirmatória. Em relação ao domínio Relações Interpessoais e Gestão, na AFC, observou-se a possibilidade de colinearidade ($R^2 \geq 0,80$; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015) no indicador 38 ($R^2 = 0,84$) da dimensão Previsibilidade; porém, como essa dimensão tem dois itens (37 e 38), não foi possível mantê-la nas análises. A dimensão Conflito de Papéis ($R^2 = 0,26$) apresentou coeficiente de determinação abaixo dos valores aconselhados ($R^2 > 0,50$; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015).

Com a remoção dos indicadores e dimensões com desempenhos insatisfatórios, o domínio apresentou um qui-quadrado de 48,67₍₃₉₎ (p -valor = 0,14). Os índices de qualidade do modelo foram os seguintes: $X^2/GL = 1,23$, CFI = 0,98, GFI = 0,94, AGFI = 0,92, RMSEA = 0,03 (IC 90%: 0,00-0,06) e SRMR = 0,04. Esses achados sugeriram a possibilidade de ajuste adequado do domínio (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015).

Interface com o trabalho

Análise fatorial exploratória. Em referência ao domínio Interface com o Trabalho, o teste KMO (0,82) apresentou-se em acordo com o recomendado ($\geq 0,80$) e o de esfericidade de Bartlett significativo ($X^2_{(28)} = 717,15$; $p \leq 0,05$) (Damásio, 2012). Ambos os fatores (Satisfação com o Trabalho e Insegurança no

Trabalho) foram removidos em acordo com a proposta teórica do instrumento COPSOQ. Os itens apresentaram comunalidades ($h^2 \geq 0,50$) e cargas fatoriais aceitáveis ($\geq 0,50$), com capacidade explicatória de 68,94% da variância entre os itens.

Análise fatorial confirmatória. Na AFC, os indicadores 62 ($R^2 = 0,17$, $p \leq 0,05$) e 64 ($R^2 = 0,23$, $p \leq 0,05$) da dimensão Insegurança no Trabalho apresentaram coeficientes de determinação abaixo dos valores aconselhados. Mas pelo fato dos itens remanescentes (63 e 65) dessa dimensão apresentarem resíduos altos ($> \pm 0,10$) na matriz de covariância padronizada (Bentler, 2006), a dimensão foi removida das análises. Portanto, o domínio Interface com o Trabalho não pôde ser incluído nas análises, permanecendo apenas a dimensão Satisfação com o Trabalho ($X^2 = 4,95_{(4)}$; p -valor = 0,29).

Saúde e bem-estar

Análise fatorial exploratória. Na AFE, o teste KMO (0,87) revelou-se em acordo com o recomendado ($\geq 0,80$) e o de esfericidade de Bartlett significativo ($X^2_{(325)} = 2.656,91$; $p \leq 0,05$) (Damásio, 2012). Os fatores foram extraídos em consonância com a proposição teórica do COPSOQ (Estresse Somático, Estresse Cognitivo, Estresse Emocional, Vitalidade, Saúde Física e Saúde Mental). Os itens demonstraram comunalidades em acordo com o recomendado ($h^2 \geq 0,50$) e cargas fatoriais aceitáveis ($\geq 0,50$), explicando 72,63% da variância entre os itens. No entanto, os itens 88 (Estresse Cognitivo) e 95 (Estresse Comportamental) não se diferenciaram entre os fatores, sendo retirados das análises.

Análise fatorial confirmatória. Avaliado o domínio Saúde e Bem-Estar, verificou-se que os indicadores 75 ($R^2 = 0,043$; Saúde Psíquica), 77 ($R^2 = 0,34$; Saúde Psíquica), 80 ($R^2 = 0,28$; Vitalidade) e 84 ($R^2 = 0,35$; Estresse Somático), bem como a dimensão denominada de Saúde Física ($R^2 = 0,25$; Saúde e Bem-Estar) apresentaram coeficientes de determinação abaixo do aceitável ($R^2 > 0,50$; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015). Dessa forma, os indicadores e dimensões com desempenhos insatisfatórios foram removidos das análises. Com isso, o domínio alcançou um qui-quadrado de 46,01₍₄₁₎ (p -valor = 0,27) e os índices de qualidade do modelo apresentaram-se em concordância com os limites recomendados ($X^2/GL = 1,12$, CFI = 0,99, GFI = 0,98, AGFI = 0,97, RMSEA = 0,02 [IC 90%: 0,00-0,05] e SRMR = 0,04; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015).

Medidas de confiabilidade e validade

Após AFE e AFC, permaneceram os indicadores ($n = 53$) e dimensões ($n = 17$) que apresentaram desempenhos aceitáveis. Na avaliação dos valores das covariâncias entre os fatores latentes de primeira ordem (dimensões) de cada domínio, foram observadas correlações significativas entre todas as dimensões em acordo com o recomendado, bem como entre os fatores de segunda ordem ou domínios ($r < 0,60$, $p \leq 0,05$; tabela 1), o que apoiou a possibilidade de validade discriminante e convergente dos construtos (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015).

Tanto as variáveis de primeira (dimensões) quanto de segunda ordem (domínios) apresentaram índices de confiabilidade

Tabela 1
Covariâncias entre fatores latentes de segunda ordem (domínios)

Variável latente		Variável latente	r	p
Produção e Tarefas	<->	Recursos do Trabalho	0,37	a
Produção e Tarefas	<->	Relações Interpessoais e Gestão	0,21	a
Produção e Tarefas	<->	Saúde e Bem-Estar	0,43	a
Produção e Tarefas	<->	Satisfação com o Trabalho	0,33	a
Recursos do Trabalho	<->	Relações Interpessoais e Gestão	0,40	a
Recursos do Trabalho	<->	Saúde e Bem-Estar	0,46	a
Recursos do Trabalho	<->	Satisfação com o Trabalho	0,44	a
Relações Interpessoais e Gestão	<->	Saúde e Bem-Estar	0,43	a
Relações Interpessoais e Gestão	<->	Satisfação com o Trabalho	0,39	a
Saúde e Bem-Estar	<->	Satisfação com o Trabalho	0,18	a

^a $p \leq 0,05$.

composta ($CC \geq 0,70$) aconselháveis (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015), bem como de Variância Média Extraída (AVE $\geq 0,50$; tabela 2). Através do critério de Fornell e Larker (1981), foi percebido que as raízes quadradas das AVEs se revelaram maiores que as correlações entre os fatores de primeira ordem, bem como entre os fatores de segunda ordem, incluindo a Satisfação com o Trabalho (tabela 3). Os dados corroboraram com a possibilidade de confiabilidade, validade convergente e discriminante dos construtos englobados no instrumento COPSQ.

Modelo estrutural

O modelo estrutural permaneceu com 53 indicadores, 17 fatores de primeira ordem (dimensões) e 4 de segunda (domínios). Nas VIs, o domínio Produção e Tarefas permaneceu com 9 indicadores e 3 dimensões (Demandas Quantitativas, Demandas Cognitivas e Demandas Emocionais); o de Recursos do Trabalho, 12 itens e 4 dimensões (Desenvolvimento no Trabalho,

Níveis de Liberdade, Sentido do Trabalho e Comprometimento com o Trabalho); o de Relações Interpessoais e Gestão englobou 12 indicadores e 4 dimensões (Clareza de Papel, Suporte Social, Senso de Comunidade e Qualidade da Gestão).

Na VD Saúde e Bem-Estar, a dimensão (fator de primeira ordem) anteriormente denominada de Saúde Psíquica foi renomeada como Sintomas Depressivos, tendo em vista que dois itens (75 e 77) referentes aos sintomas ansiosos foram removidos durante as análises. Esse achado apresentou-se em acordo com a literatura, que indicou os transtornos de ansiedade e depressivos como entidades nosológicas diferenciadas (Figueiredo, 2000). Assim, o domínio Saúde e Bem-Estar, com 15 itens, passou a avaliar sintomas depressivos (Sintomas Depressivos), de exaustão emocional (Vitalidade) e de estresse (Estresse Somático, Cognitivo e Comportamental). O domínio Interface com o Trabalho não pôde ser incluído no modelo, pois, a dimensão Insegurança no Trabalho não apresentou bom desempenho nas análises, permanecendo apenas a dimensão Satisfação com o Trabalho com quatro indicadores.

Os fatores do trabalho (Produção e Tarefas, Recursos do Trabalho, Relações Interpessoais e Gestão) apresentaram correlação (r) com os da qualidade de vida (Saúde e Bem-Estar, Satisfação com o Trabalho) de forma significativa ($p \leq 0,05$). Além disso, o domínio Saúde e Bem-Estar obteve uma capacidade explicatória do modelo de 28% ($R^2 = 0,28$, $p \leq 0,05$); e a Satisfação com o Trabalho de 21% ($R^2 = 0,21$, $p \leq 0,05$; figura 2), classificadas como efeitos grande e médio, respectivamente, em termos de variância explicada (Cohen, 1988).

O teste de qui-quadrado alcançou o valor de 174,20₍₁₄₇₎ (p -valor=0,06). Os indicadores da qualidade do modelo revelaram-se em conformidade com os limites recomendados ($X^2/GL = 1,19$; CFI=0,96; GFI=0,94; AGFI=0,92; RMSEA=0,03 [IC 90%: 0,01-0,05]; e SRMR=0,06), sugerindo que a hipótese nula pôde ser aceita ($p > 0,05$), ou seja, que o modelo pôde se aproximar de uma base populacional (Bentler, 2006; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015).

Para a validação do modelo, comparou-se a amostra do estudo ($n = 1.050$) com a de validação ($n = 565$). Os índices avaliados revelaram-se aceitáveis para os grupos e para o modelo 1 ($X^2/GL < 5$, $p > 0,05$; CFI > 0,90; RMSEA < 0,08; SRMR < 0,10; Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015). Além disso, as diferenças entre os índices analisados (ΔX^2 , p -valor > 0,05; $\Delta CFI < 0,01$; Damásio, 2013) apoiaram a perspectiva de

Tabela 2 Confiabilidade e validade convergente

Variável latente 1ª ordem	CC ^a	AVE ^b
Demandas Quantitativas	0,83	0,61
Demandas Cognitivas	0,87	0,63
Demandas Emocionais	0,73	0,57
Desenvolvimento no Trabalho	0,87	0,64
Níveis de Liberdade	0,88	0,71
Sentido do Trabalho	0,81	0,68
Comprometimento com o Trabalho	0,82	0,60
Clareza de Papéis	0,89	0,68
Suporte Social	0,82	0,70
Senso de Comunidade	0,89	0,68
Qualidade da Gestão	0,80	0,57
Satisfação como Trabalho	0,91	0,71
Saúde Psicológica	0,85	0,74
Vitalidade	0,70	0,54
Estresse Somático	0,89	0,67
Estresse Cognitivo	0,91	0,71
Estresse Comportamental	0,80	0,57
Variável latente 2ª ordem	CC ^a	AVE ^b
Produção e Tarefas	0,91	0,78
Recursos do Trabalho	0,89	0,67
Relações Interpessoais e Gestão	0,88	0,65
Saúde e Bem-Estar	0,94	0,76

^a CC, confiabilidade composta

^b AVE, variância média extraída.

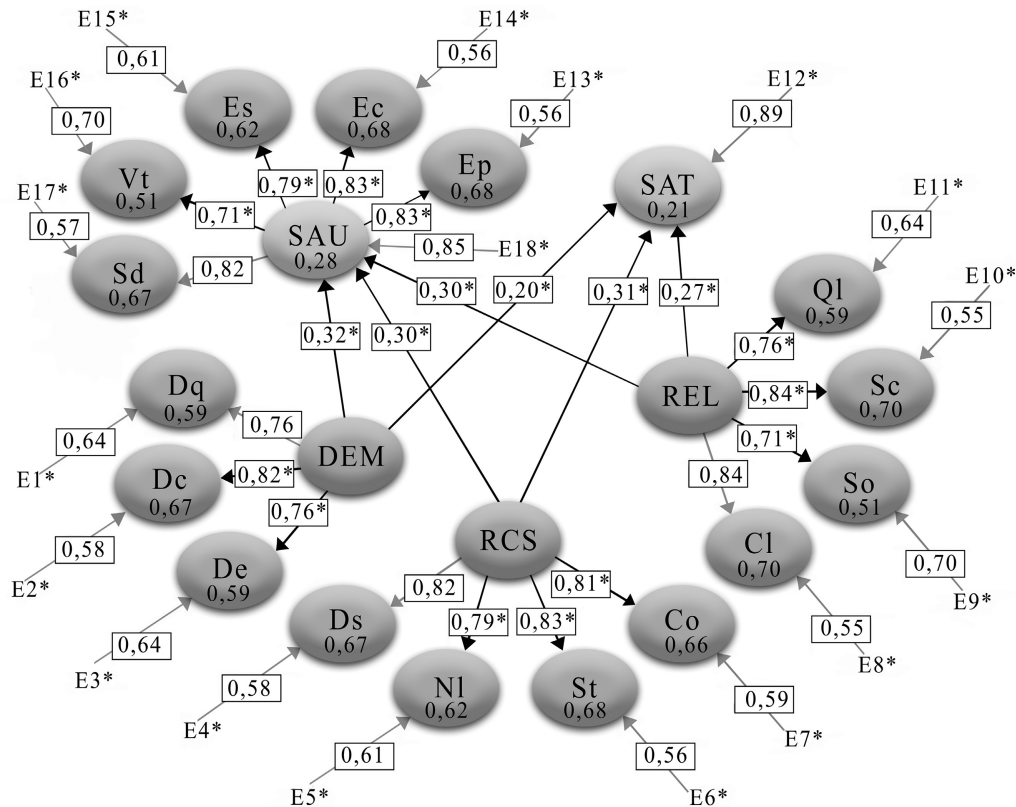


Figura 2. Modelo final (X^2 , 174,20; GL, 147). As variáveis observáveis foram omitidas; coeficientes padronizados; setas vermelhas, parâmetros fixos; *coeficientes significativos ($p \geq 0,05$). Dq, Demandas Quantitativas; Dc, Demandas Cognitivas; De, Demandas Emocionais; Ds, Desenvolvimento no Trabalho; NI, Níveis de Liberdade; St, Sentido do Trabalho; Co, Comprometimento com o Trabalho; CI, Claridade de Papel; In, Níveis de Informações; Sc, Senso de Comunidade; QI, Qualidade da Gestão; Sd, Sintomas Depressivos; Vt, Vitalidade; Es, Estresse Somático; Ec, Estresse Cognitivo; Ec, Estresse Comportamental; DEM, Produção e Tarefas; RCS, Recursos do Trabalho; REL, Relações Interpessoais e Gestão; SAT, Satisfação com o Trabalho; SAU, Saúde e Bem-Estar; E, erros.

invariância métrica (modelo 2), escalar (modelo 3), do efeito direto (modelo 4) e da variância residual (modelo 5) do modelo (tabela 4).

Discussão

Este estudo analisou as capacidades psicométricas das medidas que compõem o questionário COPSOQ I, versão média. Sua finalidade foi selecionar os itens com os melhores resultados para compor uma versão breve, adaptada à língua portuguesa usada no Brasil. Para tanto, a confiabilidade, validade e capacidade preditiva do instrumento foram testadas através de técnicas da Modelagem de Equações Estruturais (*Structural Equation Modeling*, SEM), dentre outras.

As análises iniciais sugeriram a necessidade de alterações do instrumento para se alcançar uma qualidade plausível do modelo. Contudo, as mudanças prosseguiram até um estágio no qual o modelo teórico do COPSOQ não fosse violado ou que compromettesse sua viabilidade logística em pesquisas (Hair *et al.*, 2009).

Assim, o modelo final alcançou índices de qualidade considerados aceitáveis (eg., CFI=0,96; RMSEA=0,03; SRMR=0,06), os quais sugeriram um ajuste adequado. Além disso, outros testes suplementares recomendados (Hair *et al.*, 2009; Kline, 2015) indicaram a possibilidade do instrumento

apresentar níveis aceitáveis de confiança e validade de construto. Houve ainda indicativos de invariabilidade do modelo teórico, essencial para que um instrumento possa representar diferentes amostras (Kline, 2015). As análises também revelaram a perspectiva de capacidade preditiva dos construtos englobados nos domínios do trabalho relacionados aos da qualidade de vida – cada variável independente (Produção e Tarefas, Recursos do Trabalho, Relações Interpessoais e Gestão) apresentou diferenciado nexos de causalidade com as dependentes (Saúde e Bem-Estar, Satisfação com o Trabalho).

Os resultados desta pesquisa corroboraram com a hipótese do modelo teórico que embasa o COPSOQ, estipulando que os fatores do trabalho influenciam os aspectos da qualidade de vida (Kristensen *et al.*, 2005; Kristensen, 2010), apoiando os achados de outras pesquisas com o instrumento (Utzet *et al.*, 2015; Julià *et al.*, 2016; Lee *et al.*, 2016). Ademais, versões do questionário foram adaptadas para outras culturas (Dupret *et al.*, 2012/3; Moncada *et al.*, 2013; Fabuel & León, 2014; Iordachea & Petreanub, 2014), dando apoio aos achados deste estudo. Portanto, os resultados deste trabalho sugeriram que a versão breve proposta do COPSOQ possa ser aplicada em realidades brasileiras, considerando trabalhadores de 18 a 65 anos de idade com o ensino fundamental completo.

No contexto organizacional, o questionário COPSOQ pode contribuir para levantamentos de risco, tomadas de decisões

Tabela 3
Validade discriminante entre as variáveis latentes de primeira e de segunda ordem

Variáveis latentes de primeira ordem																		
Produção ^a				Recursos ^b					Relações ^c					Saúde ^d				
Dq ^e	Dc ^f	De ^g	Ds ^h	Ds ^h	Ni ⁱ	St ^j	Co ^l	Cl ^m	So ⁿ	Sc ^o	Ql ^p	Sp ^q	Vt ^r	Es ^s	Ec ^t	Ee ^u		
0,78			0,80					0,82				0,86						
0,58	0,79		0,50	0,84				0,54	0,84			0,58	0,73					
0,54	0,62	0,75	0,62	0,66	0,82			0,63	0,57	0,82		0,62	0,54	0,82				
			0,60	0,57	0,75	0,77	0,77	0,65	0,50	0,68	0,75	0,62	0,54	0,68	0,84			
												0,64	0,56	0,70	0,70	0,75		
Variáveis latentes de segunda ordem e satisfação com o trabalho																		
Produção ^a				Recursos ^b					Relações ^c					Saúde ^d			Satisfação ^v	
0,88														0,87			0,84	
0,37				0,82														
0,21				0,40					0,81									
0,43				0,46					0,43					0,18				
0,33				0,44					0,39					0,18			0,84	

Os hachurados indicam os valores da raiz quadrada das AVEs; embaixo, constam os valores das correlações entre as variáveis latentes de primeira ordem (dimensões), segunda ordem (domínios) e satisfação com o trabalho

^a Produção, produção e tarefas

^b Recursos, recursos do trabalho

^c Relações, Relações interpessoais e gestão

^d Saúde, saúde e bem-estar

^e Dq, Demandas quantitativas

^f Dc, Demandas cognitivas

^g De, Demandas emocionais

^h Ds, Desenvolvimento no trabalho

ⁱ Ni, Níveis de liberdade

^j St, Sentido do trabalho

^l Co, Comprometimento com o trabalho

^m Cl, Clareza de papéis

ⁿ So, Suporte social

^o Sc, Senso de comunidade

^p Ql, Qualidade da gestão

^q Sp, Saúde psíquica

^r Vt, Vitalidade

^s Es, Estresse somático

^t Ec, Estresse cognitivo

^u Ee, Estresse comportamental

^v Satisfação, satisfação com o trabalho.

e intervenções (Kristensen, 2010). Como pode ser mensurado a partir de tercis ou quatis (desde aspectos a serem melhorados até promovidos), o instrumento permite comparação entre diversas categorias profissionais e áreas organizacionais em séries históricas, facilitando as avaliações de diferentes programas implantados e suas repercussões no bem-estar dos

trabalhadores, fomentando ações preventivas por parte das empresas (Fernandes & Pereira, 2016). Ademais, por englobar as principais teorias a respeito dos fatores psicossociais do trabalho, a literatura reporta investigações com o questionário em diferentes países e contextos. Todavia, no Brasil, ainda há ausência de instrumentos fidedignos multidimensionais, que

Tabela 4
Comparação entre amostra de estudo e de validação

Modelos	Índices do modelo							Diferenças				
	X ²	GL	p	X ² /GL	CFI	RMSEA (IC90%)	SRMR	ΔX ²	ΔGL	p	ΔCFI	
<i>Grupos</i>												
Estudo	20,57	31	0,95	0,66	1,00	0,00	0,06					
Validação	18,71	31	0,97	0,60	1,00	0,00	0,06					
<i>Invariâncias</i>												
Modelo 1	29,57	31	0,93	0,66	1,00	0,00	0,06					
Modelo 2	33,86	35	0,92					4,29	4	0,37	0,002	
Modelo 3	40,38	41	0,87					6,52	6	0,37	0,004	
Modelo 4	47,14	47	0,86					6,76	6	0,34	0,006	
Modelo 5	228,95	201	<0,01					181,81	154	0,06	0,009	

envolvam tanto os aspectos do trabalho como os da qualidade de vida, permitindo investigações mais abrangentes no âmbito laboral. Acrescenta-se que alguns países, como a Espanha, Suíça e Noruega, dentre outros, estão adquirindo um banco nacional de dados com base em levantamentos dos riscos psicossociais do trabalho com auxílio do COPSOQ, intentando um conhecimento ampliado das condições regionais para futuras comparações em termos globais (Kristensen, 2010; Moncada *et al.*, 2013; Nübling *et al.*, 2015). Tais iniciativas, conseqüentemente, também poderiam ser promovidas no Brasil.

Como limitações deste estudo, observa-se que foram consideradas as respostas de participantes entre 18 e 65 anos com ensino fundamental completo, sendo a maioria mulheres (58,4%). Do mesmo modo, a maior parte dos participantes foi formada por pessoas entre 31 e 65 anos (72,1%), com terceiro grau completo (60,5%) e nível administrativo/técnico (61,9%), não podendo ser considerada, assim, como uma amostra representativa da população brasileira. Também, esta pesquisa assumiu um delineamento transversal com aplicação do instrumento de forma online. Desse modo, futuras pesquisas com o COPSOQ podem se beneficiar do recrutamento de populações mais abrangentes; testar, ainda, outras formas de aplicações e observar mudanças temporais por meio de delineamentos longitudinais.

Conclusão

A partir deste estudo, obteve-se uma versão curta do COPSOQ pela seleção dos itens com os melhores desempenhos. Os resultados demonstram que esta versão pode apresentar confiabilidade, validade e capacidade preditiva para a aplicação em realidades brasileiras, considerando-se o público participante deste estudo.

Dessa forma, sugerem-se outras pesquisas para a confirmação da capacidade preditiva da versão do COPSOQ obtida neste estudo em diferentes contextos, tendo em vista as novas estratégias em constante desenvolvimento na área da SEM. Também, é sugerida a verificação de outras formas de aplicação que não a *online*, de modo a detectar possíveis variações, bem como estudos longitudinais.

Conflitos de interesse

Os autores declaram não haver conflitos de interesse.

Apêndice. Material adicional

Pode-se consultar o material adicional para este artigo na sua versão eletrônica disponível em doi:10.1016/j.rege.2017.05.007.

Referências

Aminian, M., Dianat, I., Miri, A., & Asghari-Jafarabadi, M. (2017). The Iranian version of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire (COPSOQ) for assessment of psychological risk factors at work. *Health promotion perspectives*, 7(1), 7–13, 10.15171/hpp.2017.03

- Araújo, R. R., & Sachuk, M. I. (2007). Os sentidos do trabalho e suas implicações na formação dos indivíduos inseridos nas organizações contemporâneas. *Revista de Gestão USP, São Paulo*, 14(1), 53–66. <http://www.regeusp.com.br/arquivos/442.pdf> Acessado 15.08.16
- Bentler, P. M. (2006). *EQS 6 Structural Equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Borsa, J. C., Damásio, B. F., & Bandeira, D. R. (2012). Cross-cultural adaptation and validation of psychological instruments: some considerations. *Paidéia (Ribeirão Preto)*, 22(53), 423–432, 10.1590/S0103-863X2012000300014. http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-863X2012000300014&script=sci_arttext&tng=en Acessado 28.03.16
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). New York: Psychology Press.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297–334.
- Damásio, B. F. (2012). Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. *Avaliação Psicológica*, 11(2), 213–228, http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1677-04712012000200007&lng=pt&tng=pt Acessado 27.03.16.
- Damásio, B. F. (2013). Contribuições da Análise Fatorial Confirmatória Multi-grupo (AFCMG) na avaliação de invariância de instrumentos psicométricos. *Psico-USF*, 18(2), 211–220, 10.1590/S1413-82712013000200005. http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-82712013000200005&lng=en&nrm=iso&tng=pt Acessado 12.05.16
- Dupret, É., Bocéréan, C., Teherani, M., & Feltrin, M. (2012). Le COPSOQ: un nouveau questionnaire français d'évaluation des risques psychosociaux. *Santé Publique*, 24, 189–207, <http://www.cairn.info/revue-sante-publique-2012-3-page-189.htm> Acessado 27.03.16.
- Fabuel, M. D. V., & León, J. S. P. (2014). *CoPsoQ istas21 versión 2. Manual de uso del programa informático*. Barcelona, Espanha: Instituto Sindical de Trabajo, Ambiente y Salud.
- Fernandes, C., & Pereira, A. (2016). Exposure to psychosocial risk factors in the context of work: a systematic review. *Revista de Saúde Pública*, 50, 24, 10.1590/S1518-8787.2016050006129. http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89102016000100502&lng=en&nrm=iso&tng=pt Acessado 02.07.16.
- Figueiredo, M. S. L. (2000). Transtornos ansiosos e transtornos depressivos: aspectos diagnósticos. *Revista da SPAGESP*, 1(1), 89–97, http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1677-29702000000100013&lng=pt&tng=pt Acessado 26.08.16.
- Fleiss, J. L., & Cohen, J. (1973). The equivalence of weighted Kappa and the Intraclass Correlation Coefficient as measures of reliability. *Educational and Psychological Measurement*, 33(3), 613–619, 10.1177/001316447303300309.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50, 10.2307/3151312.
- Guimarães, M. C. (2006). Controle no trabalho: uma reflexão sobre antigas e novas formas de controle e suas conseqüências sobre os trabalhadores. *Revista de Gestão USP, São Paulo*, 13(1), 1–10, http://www.regeusp.com.br/arquivos/413_definitivo%5B1%5D.pdf Acessado 16.08.16.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados* (6a ed.). Porto Alegre, RS: Bookman.
- Iordachea, R., & Petreanu, V. (2014). The romanian version of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire: short report. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 149, 424–427, 10.1016/j.sbspro.2014.08.201.
- Johnson, J. V., & Hall, E. M. (1988). Job strain, work place social support and cardiovascular disease: a cross sectional study of a random sample of the swedish working population. *American Journal of Public Health*, 78, 1336–1342.
- Julià, M., Catalina-Romero, C., Calvo-Bonacho, E., & Benavides, F. G. (2016). Exposure to psychosocial risk factors at work and the incidence of occupational injuries: a cohort study in Spain. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 58(3), 282–286, 10.1097/JOM.0000000000000614.
- Kline, R. (2015). *Principles and practice of Structural Equation Modeling*. (4th ed.). New York: Guilford Press.

- Kristensen, T. S. (2010). A questionnaire is more than a questionnaire. *Scandinavian Journal of Public Health*, 38(3), 149–155, 10.1177/1403494809354437.
- Kristensen, T. S., Hannerz, H., Hogh, A., & Borg, V. (2005). The Copenhagen Psychosocial Questionnaire: a tool for the assessment and improvement of the psychosocial work environment. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 31(6), 438–449.
- Lee, B. J., Lamichhane, D. K., Jung, D. Y., Moon, S. H., Kim, S. J., & Kim, H. C. (2016). Psychosocial factors and psychological well-being: a study from a nationally representative sample of Korean workers. *Industrial Health*, 54(3), 237–245, 10.2486/indhealth.2015-0191.
- Lee, S. Y., Poon, W. Y., & Bentler, P. M. (1995). A two-stage estimation of structural equation models with continuous and polytomous variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 48, 339–358.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR: a computer program to fit the Exploratory Factor Analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88–91, 10.3758/BF03192753.
- Mache, S., Bernburg, M., Baresi, L., & Groneberg, D. A. (2016). Evaluation of self-care skills training and solution-focused counselling for health professionals in psychiatric medicine: a pilot study. *International Journal of Psychiatry in Clinical Practice*, 20(4), 239–244, 10.1080/13651501.2016.1207085.
- Mache, S., Vitzthum, K., Klapp, B. F., & Groneberg, D. A. (2015). Evaluation of a multicomponent psychosocial skill training program for junior physicians in their first year at work: a pilot study. *Family Medicine*, 47(9), 693–698, <http://www.stfm.org/FamilyMedicine/Vol47Issue9/Mache693> Acessado 13.06.16.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519–530, 10.1093/biomet/57.3.519.
- Martins, G. A., & Théóphilo, C. R. (2009). *Metodologia da investigação científica para ciências sociais aplicadas* (2a ed.). São Paulo, SP: Atlas.
- Moncada, S., Utzet, M., Molinero, E., Llorens, C., Moreno, N., Galtés, A., & Navarro, A. (2013). The Copenhagen Psychosocial Questionnaire II (COPSOQ II) in Spain: a tool for psychosocial risk assessment at the workplace. *American Journal of Industrial Medicine*, 57(1), 97–107, 10.1002/ajim.22238.
- Nübling, M., Burr, H., Moncada, S., & Kristensen, T. S. (2015). COPSOQ International Network: co-operation for research and assessment of psychosocial factors at work. *Public Health Forum*, 22(1), 18–19, 10.1016/j.phf.2013.12.019.
- Nyberg, A., Holmberg, I., Bernin, P., Alderling, M., Åkerblom, S., Widerszal-Bazyl, M., Magrin, M. E., & Theorell, T. (2011). Destructive managerial leadership and psychological well-being among employees in Swedish, Polish, and Italian hotels. *Work: a Journal of Prevention, Assessment, and Rehabilitation*, 39(3), 267–281, 10.3233/WOR-2011-1175.
- Phadke, S. S. D., Patra, P., & Iqbal, R. (2014). Psychosocial problems in traffic police: cross sectional survey using COPSOQ. *Scholars Journal of Applied Medical Sciences*, 2(6G), 3380–3382. <http://saspublisher.com/wp-content/uploads/2014/11/SJAMS-26G3380-3382.pdf> Acessado 04.08.16.
- Resolução n 196 (1996, 10 de outubro). Brasília, DF: Conselho Nacional de Saúde. www.conselho.saude.gov.br/docs/Reso196.doc. Acessado 27.05.16.
- Richa, N., Zreik, H., & Richa, S. (2016). Burnout and psychosocial risk factors in the career of flight attendants: descriptive study of a population of Lebanese flight attendants. *L'Encéphale*, 42(2), 144–149, 10.1016/j.encep.2015.12.016
- Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas - Sebrae. (2010). Critérios e conceitos para classificação de empresas. <http://www.sebrae-sc.com.br/leis/default.asp?vcdtexto=4154> Acessado 20.07.16.
- Siegrist, J., Peter, R., Junge, A., Cremer, P., & Seidel, D. (1990). Low status control, high effort at work and ischemic heart disease: prospective evidence from blue-collar men. *Social Science & Medicine*, 31(10), 1127–1134.
- Utzet, M., Navarro, A., Llorens, C., & Moncada, S. (2015). Intensification and isolation: psychosocial work environment changes in Spain 2005-10. *Occupational Medicine (Oxford, England)*, 65(5), 405–412, 10.1093/occ-med/kqv062.
- Yan, Y. X., Xiao, H. B., Wang, S. S., Zhao, J., He, Y., Wang, W., & Dong, J. (2016). Investigation of the relationship between chronic stress and insulin resistance in a chinese population. *Journal of Epidemiology*, 26(7), 355–360, 10.2188/jea.JE20150183.