

Validade e confiabilidade teste-reteste do questionário 'Expectativas sobre o trabalho'

João Silvestre Silva-Junior^I, Ester Paiva Souto^{II}, Frida Marina Fischer^{III}, Rosane Härter Griep^{IV}

^I Instituto Nacional do Seguro Social. Gerência Executiva São Paulo Norte. Agência da Previdência Social Santa Marina. São Paulo, SP, Brasil

^{II} Fundação Oswaldo Cruz. Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca. Programa de Pós-Graduação de Epidemiologia em Saúde Pública. Rio de Janeiro, RJ, Brasil

^{III} Universidade de São Paulo. Faculdade de Saúde Pública. Departamento de Saúde Ambiental. São Paulo, SP, Brasil

^{IV} Fundação Oswaldo Cruz. Instituto Oswaldo Cruz. Laboratório de Educação em Ambiente e Saúde. Rio de Janeiro, RJ, Brasil

RESUMO

OBJETIVO: Analisar a validade e a confiabilidade teste-reteste da versão brasileira do questionário holandês "Expectativas sobre o trabalho".

MÉTODOS: Foram utilizados os dados de um estudo longitudinal conduzido na cidade de São Paulo, SP, entre 2014 e 2016. Participaram 411 trabalhadores afastados do trabalho por mais de 15 dias devido a transtornos mentais. Uma subamostra de 126 participantes respondeu ao questionário pela segunda vez, com intervalo de sete a 21 dias. Foram analisadas a validade fatorial e concorrente, e a confiabilidade teste-reteste.

RESULTADOS: A maioria dos participantes era do sexo feminino (71,5%), com média de idade de 36,7 anos; 83,1% tinham escolaridade igual ou superior a 12 anos de estudo e o tempo médio de afastamento foi de 84 dias. O valor de autoeficácia médio inclinava-se para valores abaixo do ponto médio da escala. A estrutura fatorial apresentou-se como bidimensional e a validade concorrente confirmou o constructo original. A confiabilidade teste-reteste de cada item, ajustada pela prevalência, variou de boa (0,70) a quase perfeita (0,83).

CONCLUSÕES: Embora a estrutura bidimensional fosse diferente da original, outros parâmetros mostraram-se adequados. O uso do questionário "Expectativa sobre o trabalho" entre trabalhadores do Brasil pode auxiliar no planejamento de processos de retorno ao trabalho. Novos estudos devem ser desenvolvidos para complementar a análise do uso da ferramenta no Brasil.

DESCRITORES: Transtornos Mentais, reabilitação. Retorno ao Trabalho. Readaptação ao Emprego. Autoeficácia. Inquéritos e Questionários, utilização. Estudos de Validação. Saúde do Trabalhador.

Correspondência:

João Silvestre Silva-Junior
Av. Francisco Matarazzo, 345
Água Branca
05036-040 São Paulo, SP, Brasil
E-mail: silvajuniorjs@gmail.com

Recebido: 16 mai 2017

Aprovado: 21 nov 2017

Como citar: Silva-Junior JS, Souto EP, Fischer FM, Griep RH. Validade e confiabilidade teste-reteste do questionário 'Expectativas sobre o trabalho'. Rev Saude Publica. 2018;52:65.

Copyright: Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Licença de Atribuição Creative Commons, que permite uso irrestrito, distribuição e reprodução em qualquer meio, desde que o autor e a fonte originais sejam creditados.



INTRODUÇÃO

Os transtornos mentais, principalmente os quadros depressivos e ansiosos, são a principal carga de anos vividos com incapacidade¹. O tempo para o retorno ao trabalho após afastamento por esses transtornos só não é mais longo do que os quadros neoplásicos². Os distúrbios referentes ao Capítulo V da CID-10 (transtornos mentais e comportamentais) foram a terceira principal causa da concessão de auxílio-doença entre 2008 e 2011 no Brasil, com incidência média anual de 34,9 a cada 10 mil segurados³. Durante esse período, a concessão de novos benefícios previdenciários por incapacidade laborativa causou um impacto anual médio de R\$186 milhões ao sistema previdenciário⁴. Dentre quase 2,4 milhões de novos benefícios concedidos em 2016, 8,4% foram decorrentes de transtorno mental e comportamental⁴.

Entre os afastamentos do trabalho por doenças, os motivados por transtornos mentais tendem a durar mais que outros⁵ e apresentam uma das menores taxas de retorno ao trabalho⁶. Na Dinamarca, após um ano de acompanhamento de pessoas afastadas de suas atividades devido a adoecimento mental, 12,7% não haviam retornado ao trabalho⁷. A abordagem do trabalhador com quadros psiquiátricos deve ser feita o mais rápido possível para melhor prognóstico e aumento da probabilidade de retorno ao trabalho⁸.

O estudo dos fatores associados ao tempo de retorno ao trabalho pode auxiliar os profissionais encarregados pela reabilitação a identificar grupos de risco para afastamento prolongado. Uma variável estudada nos últimos anos é a autoeficácia (*self-efficacy*) quanto ao retorno ao trabalho, i.e., a crença que um indivíduo tem sobre a própria capacidade de desempenhar uma atividade ou comportamento de maneira satisfatória^{9,10}. Estudos que utilizaram a autoeficácia como parâmetro mostraram predição para mensurar tempo para retorno ao trabalho¹¹⁻¹³ e sucesso nas tentativas de retorno¹⁴.

O uso de instrumentos e escalas com validação científica pode oferecer parâmetros úteis na análise de casos de trabalhadores que se apresentam para o retorno ao trabalho para que sejam feitas abordagens específicas. Grupos de pesquisa utilizam um questionário de origem holandesa cujo objetivo é mensurar a autoeficácia para o trabalho após episódio de afastamento por transtornos mentais¹¹⁻¹⁴. O instrumento apresenta bons parâmetros psicométricos na avaliação da percepção do trabalhador sobre a possibilidade de cumprir as suas tarefas habituais quando voltar a trabalhar¹⁴.

As etapas iniciais da adaptação transcultural do instrumento holandês para uma versão em português falado no Brasil foram descritas em outro artigo¹⁵. Complementando as etapas da avaliação da adequação do instrumento em um novo contexto, o presente estudo teve por objetivo analisar a validade e a confiabilidade teste-reteste do questionário “Expectativas sobre o trabalho” no contexto brasileiro.

MÉTODOS

Foram utilizados dados de um estudo longitudinal que acompanhou trabalhadores por um ano a partir da data do seu afastamento, entre 2014 e 2016, em São Paulo, SP.

Duas agências de atendimento da Previdência Social foram escolhidas por conveniência como base para a coleta de dados. Foram critérios de inclusão: haver vínculo empregatício formal confirmado pelo registro na Carteira de Trabalho e Previdência Social (CTPS), para caracterizar a situação de trabalho como permanente; buscar por uma avaliação médico-pericial por requerimento do benefício previdenciário auxílio-doença; ter adoecimento que justificou o afastamento por prazo superior a 15 dias com diagnóstico classificado como transtorno mental ou comportamental (capítulo V da CID-10). Foram critérios de exclusão: exercer dupla jornada em vínculos trabalhistas formais uma vez que não seria possível avaliar a autoeficácia para o trabalho em cada um dos vínculos;

ter retornado ao trabalho antes da data de convite para participar da pesquisa, a fim de manter a homogeneidade do desfecho para que o mesmo pudesse ocorrer durante o período de seguimento.

Os requerentes de benefício auxílio-doença elegíveis foram convidados a participar da pesquisa. Após serem informados dos objetivos do estudo, seus benefícios e possíveis riscos, os participantes foram convocados a responder questionários. Os resultados foram analisados por avaliações psicométricas internas e externas. Foram unidos dois bancos de dados referentes a diferentes períodos de coleta (2014 a 2015 e 2016), totalizando 411 participantes.

Foi solicitado aos integrantes que preenchessem um questionário multidimensional, que incluiu:

- Características sociodemográficas: sexo, data de nascimento, escolaridade, situação conjugal;
- Expectativas sobre o trabalho: os participantes responderam a versão em português brasileiro do questionário “*Verwachtingen over werken*”¹⁴, intitulado “Expectativas sobre o trabalho”¹⁵. No primeiro contato com os integrantes, eles responderam ao questionário agregado a um caderno com outras perguntas. Após sete dias da entrada dos sujeitos na pesquisa, o questionário foi encaminhado por e-mail para que o respondessem novamente (reteste). Os membros que não informaram e-mail não foram convidados a realizar o reteste, e foram considerados perdidos. Ao final, 108 participantes responderam ao reteste. O questionário solicitava ao trabalhador portador de transtorno mental que se imaginasse indo trabalhar no dia seguinte e indicasse quais eram suas expectativas em relação a essa experiência (com seu atual estado emocional ou de saúde). Foram apresentadas 11 afirmativas sobre as quais ele deveria indicar seu grau de concordância ou discordância conforme escala *Likert* de seis pontos. Cada afirmativa contribuiu de um a seis pontos e a soma variou de 11 a 66 pontos;
- Escala de Autoeficácia Geral Percebida (AEGP): foi utilizada a versão para o português falado no Brasil¹⁶ da *General Perceived Self-Efficacy Scale* (GPSS)¹⁷. O instrumento avaliava a autoeficácia percebida com o objetivo de indicar a capacidade da pessoa em superar as dificuldades diárias e lidar com eventos estressores da vida. Trata-se de um instrumento com 10 afirmativas e opção de resposta conforme escala *Guttman* de quatro pontos. Cada questão contribuiu de um a quatro pontos e sua soma variou de 10 a 40 pontos. Não houve reteste deste questionário;
- Escala de Depressão, Ansiedade e Estresse (DASS): Foi utilizada a versão para o português falado no Brasil¹⁸ da versão curta da *Depression, Anxiety and Stress Scale* (DASS)¹⁹. Eram 21 afirmativas com respostas em escala *Guttman* de quatro pontos que abrangiam as dimensões de sinais ou sintomas depressivos, ansiosos e relacionados ao estresse na semana anterior à pesquisa. Cada questão contribuiu com um a quatro pontos para a soma de cada dimensão analisada ou a avaliação global do estado mental. Não houve reteste desse questionário.

Foi solicitada autorização aos participantes para acessar o prontuário previdenciário a fim de coletar informações sobre o diagnóstico informado pelo perito médico previdenciário como motivo da incapacidade laborativa conforme CID-10; considerou-se como data do início da incapacidade laborativa a data de início do afastamento.

Foram realizadas análises de validade fatorial e de correlação. A análise fatorial foi utilizada para investigar a estrutura dimensional da escala e averiguar a presença da validade de constructo. O banco de dados foi repartido em duas subamostras aleatórias analisadas independentemente em duas etapas.

A existência de um modelo prévio guiou a decisão de iniciar a identificação por meio da Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Adicionalmente, utilizamos a segunda subamostra para a Análise Fatorial Exploratória (AFE), a fim de buscar o melhor modelo que se adequasse aos dados, caso os indicadores de ajuste apontassem inadequação.

Para determinar o número de fatores que deveriam ser extraídos, utilizou-se como critério o número de fatores com autovalor (*eigenvalue*) superior a um e adequação da estrutura fatorial, considerando a carga dos itens, o número de itens por fator, além dos índices de ajuste do modelo.

Com os resultados da modelagem exploratória foi reavaliada a estrutura por meio de uma nova AFC, considerando-se as cargas dos fatores e as correlações de erro, análises de consistência interna da validade fatorial convergente e da validade fatorial discriminante.

Em todas as análises, utilizou-se o estimador robusto de mínimos quadrados ponderados (WLSMV), que faz uso de matrizes de correlação policórica apropriadas para variáveis categóricas ou ordinais, disponíveis no pacote estatístico *Mplus* versão 7.1. Na avaliação dos modelos, foram usados três índices de ajuste analisados em conjunto para avaliar o grau de adequação da estrutura fatorial: os índices de ajuste incremental *Comparative Fit Index* (CFI) (resultado adequado > 0,90) e *Tuckey-Lewis index* (TLI) (resultado adequado > 0,90); e o Índice de Ajuste Parcimonioso RMSEA. O RMSEA varia de zero a um, e os valores menores indicam melhor ajuste do modelo relacionado ao tamanho amostral a partir da matriz de covariância da população. Valor igual ou menor a 0,06 é indicativo de ajuste de modelo aceitável²⁰.

Os Índices de Modificação (IM) foram utilizados para avaliar potenciais correlações residuais, considerando o ponto de corte de 10,0 a partir do qual se aceita a redundância de conteúdo em pares de itens.

Avaliou-se a carga padronizada de cada um dos indicadores para verificar a validade convergente. Adotou-se como critério um valor mínimo de 0,5 e, como ideais, valores de 0,7 ou mais. Outras duas medidas avaliaram a validade convergente: a Variância Média Extraída (VME) e a Confiabilidade Composta (CC). Em relação à primeira, o valor aceitável atribuído como critério foi o de pelo menos 0,50 para cada constructo. Para a confiabilidade composta, os valores deveriam ser de pelo menos 0,60, e os valores acima de 0,70 foram considerados adequados²¹.

A validade discriminante era considerada presente se os valores fossem menores que 0,85 e as variâncias extraídas fossem maiores do que as compartilhadas²¹.

Para verificação da validade correlacional de dados com distribuição normal, analisou-se o coeficiente correlacional de Pearson do escore de autoeficácia sobre o trabalho, comparado com dois escores que foram analisados na validação original do instrumento (o escore de autoeficácia geral percebida e o escore da escala de depressão, ansiedade e estresse).

A consistência interna foi avaliada pelo coeficiente alfa de *Cronbach*, testando a mudança no seu valor conforme a retirada de itens da escala. A confiabilidade teste-reteste de cada item da escala foi avaliada pelo índice *Kappa* ponderado quadrático, com respectivos intervalos de 95% de confiança (IC95%), e pelo *Kappa* ajustado pela prevalência e por vieses de aferição (*prevalence-adjusted and bias adjusted Kappa* – PABAK)²². Os critérios para a interpretação dos resultados de confiabilidade do estudo foram: fraca (zero a 0,20), leve (0,21 a 0,40), razoável (0,41 a 0,60), boa (0,61 a 0,80), muito boa (0,81 e 0,92) e excelente (0,93 a 1,00)²².

As análises foram realizadas no programa Stata SE (versão 12.0), exceto o PABAK que foi calculado no programa *WinPepi* (versão 11.39).

A participação foi voluntária, com preenchimento do termo de consentimento livre e esclarecido por todos os participantes. Foi solicitado ao Instituto Nacional do Seguro Social autorização para realização da pesquisa em suas dependências físicas. O estudo foi aprovado em 2014 pelo Comitê de Ética em Pesquisa em Seres Humanos da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo (CAAE 23492013.5.0000.5421).

RESULTADOS

O grupo era formado em sua maioria por mulheres (71,5%), pessoas com alta escolaridade (83,1% com 12 anos ou mais de estudo), apresentando média de idade 36,7 anos e cujo afastamento médio era de 84 dias. Participaram do reteste um percentual maior de mulheres e de pessoas com mais anos de estudo em comparação ao total de participantes. Apesar dessa variação no perfil, não houve diferença significativa nas médias de idade, tempo de afastamento ou escore de autoeficácia entre as respostas de teste e reteste (Tabela 1). A Análise Fatorial Confirmatória inicial (AFC1) do constructo unidimensional do instrumento indicou cargas de baixos valores para os itens #2 (Não conseguir executar bem minhas tarefas de trabalho por causa do meu estado emocional), #6 (Não ter mais energia para fazer qualquer outra coisa) e #9 (Não conseguir resolver os possíveis problemas no trabalho). Os índices de ajustes mostraram-se adequados com exceção do RMSEA (0,230) que teve valor além do recomendado (Tabela 2).

Tabela 1. Perfil dos participantes da análise psicométrica do questionário “Expectativas sobre o trabalho” no teste e reteste do instrumento. São Paulo, SP, 2014 a 2016.

Variável	Amostra total			Amostra reteste	
	n (%)	Média (dp)	Var.	n (%)	Média (dp)
Sexo	411			108	
Masculino	117 (28,5)			20 (18,5)	
Feminino	294 (71,5)			88 (81,5)	
Idade em anos	411	36,7 (8,8)	19–64	108	36,5 (8,2)
Anos de estudo	409			108	
< 12	69 (16,9)			3 (2,8)	
> 12	340 (83,1)			105 (97,2)	
Dias de afastamento	411	84 (92,2)	15–439	108	83 (88,6)
Escala de autoeficácia para o retorno ao trabalho	411	30,6 (10,2)	11–66	108	28,3 (12,6)
Escala de autoeficácia geral percebida	405	23,1 (7,3)	10–40		
Escala de depressão, ansiedade e estresse	401	44,4 (17,4)	0–63		

dp: desvio padrão; Var.: variação

Tabela 2. Resultado da primeira Análise Fatorial Confirmatória (AFC1) de itens do questionário “Expectativas sobre o trabalho”. São Paulo, SP, 2014 a 2016.

Itens	AFC1	
	F1	Erro
1. Ser capaz de lidar bem com as dificuldades no trabalho.	0,831	0,309
2. Não conseguir executar bem minhas tarefas de trabalho por causa do meu estado emocional.	0,364	0,868
3. Ser capaz de estabelecer limites na realização das tarefas de trabalho.	0,775	0,399
4. Conseguir executar minhas tarefas no trabalho.	0,850	0,278
5. Conseguir lidar com situações emocionalmente difíceis no trabalho.	0,814	0,338
6. Não ter mais energia para fazer qualquer outra coisa.	0,371	0,862
7. Conseguir me concentrar o suficiente no meu trabalho.	0,883	0,220
8. Conseguir lidar com a agitação no trabalho.	0,911	0,170
9. Não conseguir resolver os possíveis problemas no trabalho.	0,183	0,966
10. Motivar-me o suficiente para realizar o meu trabalho	0,774	0,400
11. Conseguir cumprir com as exigências físicas do meu trabalho.	0,818	0,330
Índices de ajuste		
CFI/TLI	0,885/0,857	
Root mean square error of approximation (RMSEA) (IC95%)	0,230 (0,213–0,248)	
Correlação F1-F2	-	

CFI: Comparative Fit Index; TLI: Tucker-Lewis index

Na AFE, foi possível verificar que os itens #2, #6 e #9 formavam uma segunda dimensão, que foi confirmada por uma nova Análise Fatorial Confirmatória (AFC2). As afirmativas citadas se alinharam para formar uma segunda dimensionalidade e tinham como similaridade o fraseamento de característica negativa. Assim, dimensões foram nomeadas de afirmativas positivas e afirmativas negativas (Tabela 3).

A avaliação dos IM sugeriu apenas uma correlação residual envolvendo os pares de itens #10 e #11 do grupo das afirmativas positivas. Esse parâmetro foi testado na última etapa da AFC2 e a reespecificação do modelo incluiu essa correlação residual de maneira livremente estimada. As cargas permaneceram superiores a 0,8 na maioria dos casos e houve melhora em todos os índices de ajuste, com redução significativa do RMSEA (de 0,082 para 0,073), mostrando que o modelo melhorou nesse aspecto.

A dimensão das afirmativas positivas apresentou excelente validade convergente e consistência interna, com valores de VME e CC de 0,86 e 0,98, respectivamente. A dimensão das afirmativas negativas também apresentou estimativas adequadas com VME e CC de 0,58 e 0,80, respectivamente. Admitiu-se também a existência da validade discriminante entre as dimensões, dado que os valores da raiz quadrada das VME foram maiores do que a correlação entre elas.

O escore da escala de autoeficácia geral percebida teve correlação positiva insignificante com a dimensão das afirmativas positivas do escore de autoeficácia para o retorno ao trabalho ($r = 0,204$) e com a dimensão das afirmativas negativas ($r = 0,137$). Quanto à análise do coeficiente de Pearson entre o escore da escala de depressão, ansiedade e estresse, e as dimensões do escore da autoeficácia para o retorno ao trabalho, foram insignificamente negativas com as afirmativas positivas (-0,111) e negativas (-0,172).

O alfa de *Cronbach* do teste foi 0,72 e do reteste 0,92 em relação à consistência interna. Caso houvesse a retirada dos itens #2, #6 e #9, haveria pouca modificação no coeficiente ou aumento no teste e no reteste (Tabela 4).

Valores de *Kappa* ponderado quadrático foram de 0,19 a 0,70 (fraco a bom). O ajuste pela prevalência e viés (PABAK) elevou os valores de todos os itens, com variação de 0,70 a 0,83 (boa a muito boa). Os valores aumentaram após o ajuste pela prevalência para todos os itens. Os três itens (#2, #6, #9) que não se alinharam com a estrutura unidimensional à análise fatorial apresentaram os menores valores nas duas análises (Tabela 5).

Tabela 3. Resultado das análises fatoriais de itens do questionário “Expectativas sobre o trabalho”. São Paulo, SP, 2014 a 2016. (n = 206)

Itens	AFE			AFC2		
	F1	F2	Erro	F1	F2	Erro
1. Ser capaz de lidar bem com as dificuldades no trabalho.	0,846	0,186	0,225	0,865		0,252
2. Não conseguir executar bem minhas tarefas de trabalho por causa do meu estado emocional.	0,054	0,608	0,622		0,639	0,592
3. Ser capaz de estabelecer limites na realização das tarefas de trabalho.	0,807	0,045	0,341	0,814		0,337
4. Conseguir executar minhas tarefas no trabalho.	0,907	0,127	0,144	0,920		0,153
5. Conseguir lidar com situações emocionalmente difíceis no trabalho.	0,855	0,074	0,254	0,863		0,255
6. Não ter mais energia para fazer qualquer outra coisa.	0,005	0,813	0,339		0,827	0,315
7. Conseguir me concentrar o suficiente no meu trabalho.	0,917	0,087	0,163	0,912		0,167
8. Conseguir lidar com a agitação no trabalho.	0,921	0,910	0,156	0,917		0,159
9. Não conseguir resolver os possíveis problemas no trabalho.	0,022	0,834	0,306		0,814	0,337
10. Motivar-me o suficiente para realizar o meu trabalho	0,856	0,123	0,268	0,824		0,321
11. Conseguir cumprir com as exigências físicas do meu trabalho.	0,831	0,097	0,313	0,798		0,363
Índices de ajuste						
CFI/TLI	0,985/0,976			0,992/0,990		
Root mean square error of approximation (RMSEA) (IC95%)	0,114 (0,093–0,135)			0,073 (0,051–0,940)		
Correlação F1-F2	0,077			0,093		
Correlação entre item #10 e #11	-			0,340		

AFE: análise fatorial exploratória; AFC: análise fatorial confirmatória; CFI: *Comparative Fit Index*; TLI: *Tuckey-Lewis Index*

Tabela 4. Coeficiente alfa de Cronbach dos escores do questionário “Expectativas sobre o trabalho” e caso o item fosse removido. São Paulo, SP, 2014 a 2016.

Item	Alfa de Cronbach do teste (n = 411)	Alfa de Cronbach do item removido do teste	Alfa de Cronbach do reteste (n = 126)	Alfa de Cronbach do item removido do reteste
	0,722		0,920	
1. Ser capaz de lidar bem com as dificuldades no trabalho.		0,652		0,908
2. Não conseguir executar bem minhas tarefas de trabalho por causa do meu estado emocional.		0,743		0,918
3. Ser capaz de estabelecer limites na realização das tarefas de trabalho.		0,654		0,912
4. Conseguir executar minhas tarefas no trabalho.		0,651		0,904
5. Conseguir lidar com situações emocionalmente difíceis no trabalho.		0,647		0,906
6. Não ter mais energia para fazer qualquer outra coisa.		0,721		0,925
7. Conseguir me concentrar o suficiente no meu trabalho.		0,689		0,907
8. Conseguir lidar com a agitação no trabalho.		0,686		0,911
9. Não conseguir resolver os possíveis problemas no trabalho.		0,741		0,924
10. Motivar-me o suficiente para realizar o meu trabalho		0,688		0,910
11. Conseguir cumprir com as exigências físicas do meu trabalho.		0,686		0,908

Tabela 5. Análise do Kappa ponderado quadrático, intervalo de 95% de confiança (IC95%) e Kappa ajustado por prevalência e ajustado por viés (*prevalence-adjusted and bias adjusted Kappa – PABAK*) do teste-reteste de itens do questionário “Expectativas sobre o trabalho”. São Paulo, SP, 2014 a 2016. (Nteste = 411, Nreteste = 108)

Itens	Kappa ponderado quadrático	IC95%	PABAK
1.Ser capaz de lidar bem com as dificuldades no trabalho.	0,54	0,37–0,72	0,80
2. Não conseguir executar bem minhas tarefas de trabalho por causa do meu estado emocional.	0,22	0,01–0,43	0,70
3. Ser capaz de estabelecer limites na realização das tarefas de trabalho.	0,61	0,47–0,76	0,86
4. Conseguir executar minhas tarefas no trabalho.	0,70	0,58–0,81	0,86
5. Conseguir lidar com situações emocionalmente difíceis no trabalho.	0,48	0,32–0,65	0,78
6. Não ter mais energia para fazer qualquer outra coisa.	0,40	0,22–0,58	0,75
7. Conseguir me concentrar o suficiente no meu trabalho.	0,52	0,35–0,69	0,79
8. Conseguir lidar com a agitação no trabalho.	0,45	0,26–0,64	0,75
9. Não conseguir resolver os possíveis problemas no trabalho.	0,19	0,00–0,38	0,64
10. Motivar-me o suficiente para realizar o meu trabalho	0,63	0,47–0,78	0,82
11. Conseguir cumprir com as exigências físicas do meu trabalho.	0,51	0,35–0,68	0,75

DISCUSSÃO

A versão para o português falado no Brasil do questionário sobre autoeficácia para o trabalho após episódio de afastamento por transtornos mentais manteve o contexto original da ferramenta e agregou características peculiares à realidade brasileira¹⁵. Apresentamos neste artigo análises psicométricas para complementar a adaptação transcultural do instrumento. A estrutura fatorial da versão brasileira da ferramenta não mostrou a unidimensionalidade original e apresentou um índice de ajuste inadequado. Entretanto, foram encontrados bons parâmetros de validade correlacional na confiabilidade teste-reteste e na consistência interna.

Momsen et al.²³ indicam que a tradução de escalas para diferentes línguas e contextos pode auxiliar na discussão de aspectos similares que tenham importância teórica e aplicação prática. Afinal, a tentativa de melhorar os ambientes de trabalho e promover a saúde dos trabalhadores por indicação de ajustes nas macropolíticas ou por ações de melhorias em nível local é um objetivo comum dos profissionais da área. A versão para o português brasileiro foi a primeira adaptação transcultural do questionário holandês que investiga a autoeficácia para o trabalho após o afastamento por transtornos mentais¹⁴. Isso limita a comparação com outras tentativas de verificação da aplicabilidade do instrumento fora do contexto de origem, que é caracterizado como um país europeu desenvolvido.

O estudo psicométrico do instrumento mostrou aspectos aceitáveis de validade e confiabilidade teste-reteste que justificam seu uso na população de trabalhadores brasileiros com histórico de afastamento do trabalho por episódio de adoecimento mental.

Sobre a validade fatorial da escala, a versão composta por 11 afirmativas não apresentou a convergência unidimensional preconizada pelo estudo de Lagerveld et al.¹⁴ As três afirmativas negativas que avaliavam a autoeficácia sobre o trabalho se comportaram como uma dimensão diversa das oito afirmativas positivas sobre autoeficácia. Uma possibilidade para a bidimensionalidade é que os trabalhadores do grupo tiveram uma percepção negativa acerca das dificuldades a serem enfrentadas no momento do retorno ao trabalho. O modelo final apresentou validade convergente e discriminante, os índices de ajuste CFI e TLI apresentaram resultados ótimos, mas o RMSEA não confirmou o modelo proposto. Recomenda-se que sejam conduzidos outros estudos psicométricos da aplicação do instrumento entre trabalhadores brasileiros para confirmar esses achados e aprofundar a discussão sobre o seu uso.

Reichenheim e Moraes²⁴ observam que diferenças nas características de populações pesquisadas com um mesmo instrumento podem provocar uma variabilidade nos parâmetros psicométricos. O nosso estudo foi conduzido em uma população com importante diferença numérica entre os sexos, com maior média de idade, e com mais anos de estudo do que os grupos estudados na pesquisa de validação da escala original conduzida na Holanda. Divergências psicométricas com a validação da versão original holandesa não indicam que haja falha substancial no processo de adaptação²⁴.

A análise da validade pelo coeficiente correlacional indicou que a versão em português brasileiro do instrumento captou os componentes de autoeficácia geral percebida e do estado mental que compunham a teoria básica do constructo. Os resultados confirmam o constructo original que indica haver correlação positiva dos dois escores de autoeficácia, e correlação negativa entre autoeficácia e escore de sintomas emocionais. Assim, há uma adequação do instrumento à teoria que lhe dá suporte.

Quanto à consistência interna, o valor da coleta inicial foi menor que o encontrado no estudo de validação. Entretanto, o alpha de *Cronbach* do reteste foi muito similar aos achados na análise da versão original, em holandês¹⁴. Quanto à retirada de itens, as afirmativas negativas pouco ou nada contribuíram para a consistência interna da escala.

A análise longitudinal intraobservador (pelo teste-reteste) mostrou confiabilidade classificada como boa a quase perfeita, quando ajustada por prevalência e vieses. Os resultados poderiam ser diferentes se o mesmo método para a coleta das informações do primeiro contato com o instrumento tivesse sido utilizado no reteste. No primeiro contato havia um pesquisador para responder a eventuais dúvidas no preenchimento.

Como a avaliação da autoeficácia do trabalhador pode ser um preditor de prazo e efetividade de retorno às atividades laborativas^{11,13,14}, conhecer as suas expectativas pode indicar maiores dificuldades para o retorno ao trabalho em curto ou médio prazo. Os resultados da sua aplicação podem direcionar intervenções nas condições de trabalho e no processo de reintegração que repercutam favoravelmente quanto à expectativa dos trabalhadores para seu retorno ao trabalho.

O uso deste questionário pode também nortear políticas públicas e empresariais ao agregar conhecimento sobre as limitações que o trabalhador possa ter para a reinserção laborativa. Poderá também prover informações aos profissionais envolvidos no acolhimento previdenciário ou nos serviços de saúde do trabalhador. Em ambos, cabe analisar a relação entre as cargas de trabalho e a incapacidade dos trabalhadores que se encontram afastados a fim de planejar o processo de retorno ao trabalho. Espera-se que a ferramenta apresentada possa influenciar positivamente na reintegração social pelo trabalho e auxiliar no monitoramento da eficiência deste processo. Além disso, seu uso pode valorizar a participação do trabalhador neste planejamento²³.

Caberia ainda testar o poder preditivo deste questionário para o adoecimento entre trabalhadores saudáveis e para o afastamento entre as pessoas com outros tipos de doenças que acometem os trabalhadores em sofrimento mental. Há deficiência no acesso a serviços de saúde mental no Brasil, com baixa taxa de tratamento entre as pessoas com adoecimento na região paulista da Grande São Paulo²⁵. Portanto, os serviços de saúde do trabalhador poderiam agir na promoção da saúde mental e detecção precoce de casos para suprir falhas na rede básica da atenção integral.

Nos serviços de reabilitação profissional previdenciária, o uso de parâmetros objetivos para a avaliação, estabelecimento/acompanhamento de metas e tomada de decisões, poderia ser embasado por informações obtidas a partir de estudo dos trabalhadores beneficiários de auxílio-doença. A prática em utilizar ferramentas validadas cientificamente, como aquela que avalia a autoeficácia para o retorno ao trabalho, poderia ser um indicador de acompanhamento da evolução nas tentativas de reinserção no trabalho. Seu uso também seria útil para discutir fatores que influenciam a permanência do trabalhador no mercado de trabalho após o retorno.

Tentou-se minimizar viés de seleção buscando participantes em duas unidades diferentes da Previdência Social. Porém, como ambas estavam localizadas na cidade de São Paulo e foram escolhidas por conveniência, há uma limitação para a extrapolação dos resultados pela falta de representatividade local dos sujeitos de pesquisa. A perda de sujeitos elegíveis que não aceitaram participar da pesquisa não apresentou características diferentes daqueles que entraram no grupo estudado, o que favorece a validade interna do estudo. Entretanto, as perdas no teste-reteste foram um problema, pois impactaram negativamente a análise da validação psicométrica do questionário. Técnicas estatísticas foram utilizadas para tentar ajustar os achados da melhor maneira possível.

O critério de inclusão de diagnóstico de transtornos mentais é um dos pontos fortes do estudo, pois os participantes passaram por tripla validação – médico assistente, médico do trabalho ou da empresa, e médico perito previdenciário. De toda forma, o diagnóstico de quadro psiquiátrico e a definição da incapacidade laborativa apresentaram aspectos de subjetividade que podem ter limitado a seleção de casos – com falsos positivos incluídos e falsos negativos excluídos.

A coleta padronizada e realizada por apenas um entrevistador tentou minimizar possível viés. Entretanto, a mudança de técnica na coleta do reteste pode ter influenciado nos resultados.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por fim, este estudo apresentou análises psicométricas da versão para o português falado no Brasil de um questionário holandês que avalia a autoeficácia para retorno ao trabalho após o afastamento por transtorno mental. O instrumento apresentou alguns dos seus parâmetros psicométricos divergentes do original. Estudos adicionais sobre a dimensionalidade da escala poderão confirmar esses achados.

O uso do questionário “Expectativa sobre o trabalho” entre trabalhadores do Brasil pode auxiliar no planejamento de processos de retorno ao trabalho entre portadores de quadros mentais incapacitantes. Em virtude da facilidade de aplicação da ferramenta, a sua utilização é indicada nos diversos serviços de atendimento aos trabalhadores. Novos estudos devem ser desenvolvidos para complementar a análise do uso da ferramenta no Brasil.

REFERÊNCIAS

1. Vigo D, Thornicroft G, Atun R. Estimating the true global burden of mental illness. *Lancet Psychiatry*. 2016;3(2):171-8. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(15\)00505-2](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(15)00505-2)

2. Delclós J, Plana M, García S, Vila D, López López JC, Benavides FG, et al. Duración de la incapacidad temporal por contingencia común por grupos diagnósticos. *Arch Prev Riesgos Labor*. 2010 [citado 9 fev 2018];13(4):180-7. Disponível em: http://www.archivosdeprevencion.com/view_document.php?tpd=2&i=1954
3. Silva Junior JS, Fischer FM. Adoecimento mental incapacitante: benefícios previdenciários no Brasil entre 2008-2011. *Rev Saude Publica*. 2014;48(1):186-90. <https://doi.org/10.1590/S0034-8910.2014048004802>
4. Ministério da Fazenda, Secretaria de Previdência, Empresa de Tecnologia e Informações da Previdência. Anuário Estatístico da Previdência Social 2016. Brasília: MF/DATAPREV, 2017. Disponível em: <http://www.previdencia.gov.br/wp-content/uploads/2018/01/AEPS-2016.pdf>
5. Hensing G, Spak F. Psychiatric disorders as a factor in sick-leave due to other diagnoses: a general population-based study. *Br J Psychiatry*. 1998;172:250-6. <https://doi.org/10.1192/bjp.172.3.250>
6. Lidwall U. Sick leave diagnoses and return to work: a Swedish register study. *Disabil Rehabil*. 2015;37(5):396-410. <https://doi.org/10.3109/09638288.2014.923521>
7. Nielsen MB, Bültmann U, Amby M, Christensen U, Diderichsen F, Rugulies R. Return to work among employees with common mental disorders: study design and baseline findings from a mixed-method follow-up study. *Scand J Public Health*. 2010;38(8):864-72. <https://doi.org/10.1177/1403494810384424>
8. Roelen CA, Norder G, Koopmans PC, Rhenen W, Klink JJ, Bültmann U. Employees sick-listed with mental disorders: who returns to work and when? *J Occup Rehabil*. 2012;22(3):409-17. <https://doi.org/10.1007/s10926-012-9363-3>
9. Bandura A. Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychol Rev*. 1977;84(2):191-215. [https://doi.org/10.1016/0146-6402\(78\)90002-4](https://doi.org/10.1016/0146-6402(78)90002-4)
10. Bandura A. The explanatory and predictive scope of self-efficacy theory. *J Soc Clin Psychol*. 1986;4(3):359-73. <https://doi.org/10.1521/jscp.1986.4.3.359>
11. Huijs JJ, Koppes LL, Taris TW, Blonk RW. Differences in predictors of return to work among long-term sick-listed employees with different self-reported reasons for sick leave. *J Occup Rehabil*. 2012;22(3):301-11. <https://doi.org/10.1007/s10926-011-9351-z>
12. Nieuwenhuijsen K, Noordik E, Dijk FJ, Klink JJ. Return to work perceptions and actual return to work in workers with common mental disorders. *J Occup Rehabil*. 2013;23(2):290-9. <https://doi.org/10.1007/s10926-012-9389-6>
13. Volker D, Zijlstra-Vlasveld MC, Brouwers EPM, Lomwel AGC, Feltz-Cornelis CM. Return-to-work self-efficacy and actual return to work among long-term sick-listed employees. *J Occup Rehabil*. 2015;25(2):423-31. <https://doi.org/10.1007/s10926-014-9552-3>
14. Lagerveld SE, Blonk RWB, Brenninkmeijer V, Schaufeli WB. Return to work among employees with mental health problems: development and validation of a self-efficacy questionnaire. *Work Stress*. 2010;24(4):359-75. <https://doi.org/10.1080/02678373.2010.532644>
15. Silva-Junior JS, Griep RH, Lagerveld SE, Fischer FM. Brazilian cross-cultural adaptation of 'Return-to-work self-efficacy' questionnaire. *Rev Saude Publica*. 2017;51:8. <https://doi.org/10.1590/S1518-8787.2017051006778>
16. Teixeira MAP, Dias ACG. Propriedades psicométricas da versão traduzida para o português da Escala de Autoeficácia Geral Percebida de Ralph Schwarzer. In: Instituto Brasileiro de Avaliação Psicológica, organizador. Resumos [CD-ROM] do 2. Congresso Brasileiro de Avaliação Psicológica; 17-20 maio 2005; Gramado, RS. Porto Alegre: IBAP; 2005.
17. Schwarzer R, Jerusalem M. Generalized Self-Efficacy scale. In: Weinman J, Wright S, Johnston M. Measures in health psychology: a user's portfolio. Causal and control beliefs. Windsor (UK): NFER-NELSON; 1995. p.35-37.
18. Vignola RCB, Tucci AM. Adaptation and validation of the Depression, Anxiety and Stress scale (DASS) to Brazilian Portuguese. *J Affect Disord*. 2014;155:104-9. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2013.10.031>
19. Lovibond SH, Lovibond PF. Manual for the Depression Anxiety Stress Scales. 4 ed. Sydney (AU): Psychology Foundation; 2004.
20. Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research. 2.ed. New York: Guilford Press; 2015.
21. Hair Jr JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE, Tatham RL. Análise multivariada de dados. 6.ed. Porto Alegre: Bookman; 2009.

22. Cohen J. A coefficient of agreement for nominal scales. *Educ Psychosoc Meas.* 1960;20(1):37-46. <https://doi.org/10.1177/001316446002000104>
23. Momsen AM, Rosbjerg R, Stapelfeldt CM, Lund T, Jensen C, Johansen T, et al. Cross-cultural adaptation and validation of the Danish version of the 19-item return-to-work self-efficacy (RTWSE-19) questionnaire. *Scand J Work Environ Health.* 2016;42(4):338-45. <https://doi.org/10.5271/sjweh.3568>
24. Reichenheim ME, Moraes CL. Operacionalização de adaptação transcultural de instrumentos de aferição usados em epidemiologia. *Rev Saude Publica.* 2007;41(4):665-73. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102006005000035>
25. Andrade LH, Wang YP, Andreoni S, Silveira CM, Alexandrino-Silva C, Siu ER, et al. Mental disorders in megacities: findings from the São Paulo Megacity Mental Health Survey, Brazil. *PLoS One.* 2012;7(2):e31879. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0031879>

Financiamento: Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq – Processo 442051/2014-0). O Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) deu suporte institucional. O Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo deu apoio financeiro para esta publicação.

Contribuição dos Autores: Concepção e planejamento do estudo: JSSJ, FMF, RHG. Coleta, análise e interpretação dos dados: JSSJ, EPS, FMF, RHG. Elaboração ou revisão do manuscrito: JSSJ, EPS, FMF, RHG. Todos os autores aprovaram a versão final do manuscrito e assumem a responsabilidade pública pelo seu conteúdo.

Conflito de Interesses: Os autores declaram não haver conflito de interesses.