

Psicologia: Teoria e Pesquisa



Este é um artigo publicado em acesso aberto sob uma licença Creative Commons.

Fonte: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-37722016000300237&lng=en&nrm=iso. Acesso em: 8 mar. 2018.

REFERÊNCIA

NASCIMENTO, Thainá Tavares et al. Assumir o comando no trabalho: evidências de validade da versão brasileira da escala. **Psicologia: Teoria e Pesquisa**, Brasília, v. 32, n. 3, e323212, 2016.

Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-37722016000300237&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 8 mar. 2018. Epub May 18, 2017. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/0102-3772e323212>.

Assumir o Comando no Trabalho: Evidências de Validade da Versão Brasileira da Escala

Thainá Tavares Nascimento¹
Jacob Arie Laros
Juliana Barreiros Porto
Universidade de Brasília
Melissa Machado de Moraes
ESSEC Business School

RESUMO - Esta pesquisa teve como objetivo explorar evidências de validade da versão brasileira da escala de assumir o comando da mudança. Utilizou-se uma amostra de 197 trabalhadores brasileiros e os dados foram coletados via questionário online. Testou-se a estrutura de mensuração da escala, a relação com variáveis da rede nomológica e com o comportamento proativo de expressar ideias e sugestões. Os dados sugerem que o construto é unifatorial e confiavelmente medido no Brasil com oito dos dez itens da escala original. A confirmação das correlações esperadas com as variáveis da rede nomológica sugerem evidências de validade de construto, assim como o teste do modelo hipotetizado que inclui o outro comportamento proativo, que indicou evidências de validade concorrente e discriminante.

Palavras-chave: validação, proatividade, assumir o comando da mudança

Taking Charge: Validity Evidence for the Brazilian Version of the Scale

ABSTRACT - This research aimed to explore validity evidence of the Brazilian version of the taking charge scale. A sample of 197 Brazilian workers was used and data were collected via an online survey. The measurement model was tested, as well as the relationship with variables of the nomological network and with the proactive behavior called voice. The data suggests that the construct is composed by one factor and can be reliably measured in Brazil using eight of the ten items of the original scale. The confirmation of the expected correlations with the nomological net variables suggests construct validity, as well as the test of the hypothesized model that includes the other proactive behavior, which showed evidence of concurrent and discriminant validity.

Keywords: validation, proactivity, taking charge

Nas últimas décadas, gestores e pesquisadores vêm reconhecendo o papel ativo dos funcionários sobre suas carreiras, seu ambiente de trabalho, o contexto social e as organizações (Crant, 2000). Nesse sentido, a redução do nível de supervisão exercida pelos gestores têm caracterizado os atuais contextos organizacionais, além do aumento das demandas relacionadas ao aprimoramento dos processos de trabalho, à efetividade, à flexibilidade e ao foco no futuro. O conceito de proatividade no trabalho representa a possibilidade de os funcionários assumirem essa postura ativa capaz de contribuir para os resultados da organização (Bateman & Crant, 1999). Em face disso, o comportamento proativo dos funcionários tem se mostrado cada vez mais importante, sendo observado um crescente interesse dos pesquisadores em compreender esse fenômeno (Thomas, Whitman, & Viswesvaran, 2010).

No âmbito individual, o comportamento proativo tem sido associado a diversas consequências positivas para os funcionários, como satisfação, comprometimento e desempenho no trabalho (Thomas et al., 2010; Tornau & Frese, 2013). Espera-se que tais benefícios individuais da proatividade também gerem contribuições no âmbito

organizacional, impactando positivamente a empresa (Bateman & Crant, 1999). Estudos empíricos mais recentes vêm demonstrando esse efeito, com o comportamento proativo influenciando positivamente o desempenho de grupos de trabalho e, por conseguinte, os resultados organizacionais (Mackenzie, Podsakoff, & Podsakoff, 2011). Entre as consequências positivas esperadas da proatividade na organização, é possível citar a inovação em produtos, serviços e processos, a prevenção de problemas, bem como maior alinhamento estratégico entre organização e seu ambiente externo (Parker & Collins, 2010).

O comportamento proativo é compreendido nos estudos da área como ações auto-iniciadas e orientadas ao futuro, tomadas pelo indivíduo com o intuito de produzir mudanças em si mesmo ou em seu ambiente de trabalho (Grant & Ashford, 2008). Essa conceitualização compõe-se de três ideias centrais: *Auto-iniciadas* sugere que esse comportamento ocorre por iniciativa pessoal e não em resposta a exigências externas; *Orientação à mudança* diz respeito à capacidade do comportamento proativo influenciar e mudar situações; *Foco no futuro* diz respeito ao teor antecipatório do comportamento proativo, que ocorre antes de uma situação futura, visando à busca por oportunidades, bem como à antecipação de problemas.

¹ Endereço para correspondência: ICC Sul, Instituto de Psicologia, PST, Sala AT-013, Asa Norte, Brasília, DF, Brasil. CEP: 70910-900. E-mail: thainatavares@gmail.com

Tendências distintas de pesquisa têm explorado diferentes conceitos de comportamento proativo dos indivíduos nas organizações, a exemplo de expressar ideias e sugestões (LePine & Van Dyne, 1998), implementar ideias (Parker, Williams, & Turner, 2006), negociar tarefas e papéis na organização (Ashford & Black, 1996), buscar ativamente *feedback* (Ashford, 1986) e assumir o comando da mudança (Morrison & Phelps, 1999). Em uma tentativa de esclarecer os inter-relacionamentos de diferentes construtos de proatividade, Parker e Collins (2010) propuseram e testaram empiricamente uma tipologia que os sistematiza em termos do seu foco de mudança. Entre as categorias investigadas pelas autoras, destaca-se a de ajustamento do ambiente interno de trabalho, cujos comportamentos proativos focam na “tomada de controle e produção de mudanças no âmbito interno da organização” (Parker & Collins, 2010, p. 636). O presente trabalho foca em um exemplar típico dessa categoria, o comportamento proativo de assumir o comando da mudança no trabalho. Nomeado originalmente *taking charge*, esse comportamento compreende “esforços individuais voluntários e construtivos de um funcionário para efetuar uma mudança organizacional funcional relacionada à forma como o trabalho é executado no âmbito de seu posto de trabalho, unidade ou organização” (Morrison & Phelps, 1999, p. 403).

Considerando as inter-relações dos diferentes construtos de proatividade, assumir o comando da mudança guarda relação próxima com outro tipo de comportamento proativo: expressar ideias e sugestões – definido como a comunicação não-obrigatória de ideias, sugestões, preocupações ou opiniões com a intenção de melhorar o funcionamento da organização ou da unidade (Van Dyne & LePine, 1998). O trabalho de Parker e Collins (2010) demonstrou empiricamente essa proximidade, representada por moderada correlação ($r = 0,56$; $p < 0,01$). Em análise de fator de segunda ordem explorando a composição da categoria de comportamentos focados no ambiente interno, assumir o comando da mudança e expressar ideias e sugestões tiveram maior carga fatorial, respectivamente 0,87 e 0,86, reforçando esse entendimento. Embora tais resultados sugiram uma proximidade entre os dois construtos, observa-se na literatura uma aparente proliferação e sobreposição de conceitos relacionados à proatividade, o que justifica a necessidade de se explorar em maior profundidade as inter-relações dos construtos de proatividade (Tornau & Frese, 2013).

No que tange à promoção do comportamento de assumir o comando da mudança, a meta-análise realizada por Tornau e Frese (2013) indica que variáveis como autoeficácia de amplitude de papel, controle sobre o trabalho, percepção de responsabilidade sobre a mudança, experiência de trabalho, comprometimento e satisfação assumem o papel de antecedentes da variável em questão. Embora alguns estudos tenham sido realizados na tentativa de se compreender o que promove assumir o comando da mudança, esse é um construto relativamente novo, sendo ainda necessários mais estudos sobre a variável, devendo ser melhor explorada a sua rede nomológica.

No Brasil, não são encontrados estudos sobre o comportamento em questão, impossibilitando a comparação com os achados internacionais sobre o tema e a identificação

de possíveis particularidades no contexto nacional. Também não são identificadas no Brasil escalas para mensuração de assumir o comando da mudança, fazendo-se necessário providenciar uma medida para a variável em questão a fim de viabilizar estudos nacionais. Diante disso, o objetivo geral deste trabalho é explorar evidências de validade da escala de *taking charge* (assumir o comando da mudança) no Brasil. Para isso, este estudo compreende três objetivos específicos: (a) Avaliar a adequação da versão brasileira da escala de assumir o comando da mudança em termos de sua estrutura interna; (b) Explorar a rede nomológica de assumir o comando da mudança, investigando sua relação com variáveis identificadas na literatura internacional como antecedentes desse comportamento: percepção de responsabilidade sobre a mudança, autonomia no trabalho e autoeficácia de amplitude de papel; (c) Investigar a relação de assumir o comando da mudança com o comportamento proativo de expressar ideias e sugestões, buscando evidências de validade concorrente e discriminante.

Método

Participantes

Participaram inicialmente da pesquisa 208 trabalhadores brasileiros. Entretanto, apenas os dados de 197 deles foram considerados nas análises deste estudo, pois onze representavam casos extremos multivariados. Essa quantidade de respondentes aproxima-se do valor de 200 considerado adequado para o uso de modelagem por equações estruturais (Pilati & Laros, 2007). Dos participantes incluídos, 63,9% trabalhavam em organizações do setor público da economia; 31,4%, do setor privado; e 4,7%, do terceiro setor. A maior parte (57,1%) trabalhava na região centro-oeste do país e os demais nas regiões sul (17,8%), sudeste (10,8%), norte (10,7%) e nordeste (3,6%). A maioria era do sexo feminino (66,3%) e a média de idade foi de 34,7 anos ($DP = 10,9$). Em relação ao nível de escolaridade, a maior parte dos respondentes possuía pós-graduação completa/incompleta (55,4%), seguida de graduação completa/incompleta (41,5%). Por fim, destaca-se que a média de tempo total de trabalho dos participantes era de 11,6 anos ($DP = 10,3$) e a média de tempo de trabalho na organização atual era de 7,2 anos ($DP = 8,4$).

Instrumentos

Utilizou-se para a coleta de dados um questionário composto por um conjunto de questões sociodemográficas de caracterização da amostra, além de alguns instrumentos de medida. Foram utilizados para os fins deste estudo os dados obtidos a partir de seis escalas: assumir o comando da mudança, expressar ideias e sugestões, personalidade proativa, autonomia no trabalho, autoeficácia de amplitude de papel, percepção de responsabilidade sobre a mudança. Uma vez que a coleta de dados constituiu esforço colaborativo de pesquisadores com interesses distintos, compuseram

também o questionário outros instrumentos de mensuração de construtos, que não foram considerados nas análises deste estudo. As escalas adicionais mediam os seguintes construtos: cooperação, criatividade radical, criatividade incremental, *career plateau*, qualidade das conexões e clima para inovação.

A escala de assumir o comando da mudança (*taking charge*) foi desenvolvida originalmente por Morrison e Phelps (1999), em inglês. Possui dez itens, que foram associados neste estudo a uma escala de respostas do tipo *Likert* de sete pontos (variando de 1, discordo fortemente, a 7, concordo fortemente), na qual o respondente deveria registrar o quanto cada assertiva representava o funcionário foco da avaliação. Na amostra utilizada no estudo original de validação, a escala apresentou estrutura unifatorial ($\alpha = 0,95$) e as cargas fatoriais dos itens variaram de 0,73 a 0,90.

A escala de expressar ideias e sugestões (*voice*), por sua vez, foi originalmente desenvolvida em inglês, por Van Dyne e LePine (1998), sendo composta por seis itens distribuídos em um fator. No estudo original, a escala foi utilizada para auto e heteroavaliação em dois momentos distintos e apresentou alphas de Cronbach variando de 0,88 a 0,96 e cargas fatoriais de 0,67 a 0,92. No presente estudo, utilizou-se a escala para autoavaliação e os itens dessa medida foram associados a uma escala de respostas do tipo *Likert*, de sete pontos, variando de 1 (discordo fortemente) a 7 (concordo fortemente). A versão brasileira da escala de expressar ideias e sugestões, utilizada no presente estudo, apresentou um bom ajuste $\{\chi^2(5, N=197) = 6,85, p = 0,23; CFI = 0,93; RMSEA = 0,04, IC\ 90\% [0,00; 0,12]; SRMR = 0,03\}$, com uma estrutura unifatorial, composta por cinco itens ($\alpha = 0,80$).

O instrumento utilizado para medir personalidade proativa (*proactive personality*) foi desenvolvido originalmente em inglês por Bateman e Crant (1993). A escala original é unifatorial e apresenta 17 itens. Entretanto, foi utilizada a versão reduzida ($\alpha = 0,86$), desenvolvida por Seibert, Crant e Kraimer (1999) e composta pelos dez itens que apresentaram maior carga fatorial no estudo original. A escala de resposta utilizada é do tipo *Likert*, de sete pontos, variando de 1 (discordo fortemente) a 7 (concordo fortemente).

Já a escala de percepção de responsabilidade sobre a mudança (*felt responsibility*), que mede a crença do indivíduo de que ele é responsável por trazer mudanças construtivas no trabalho, foi desenvolvida originalmente por Morrison e Phelps (1999), também em inglês. A medida compõe-se de cinco itens, distribuídos em um fator ($\alpha = 0,80$). A escala de resposta utilizada é do tipo *Likert*, de 7 pontos, variando de 1 (discordo fortemente) a 7 (concordo fortemente).

A escala de autoeficácia de amplitude de papel (*role breadth self-efficacy*) foi desenvolvida por Parker (1998) originalmente em inglês. É unifatorial e possui dez itens, compostos por frases que descrevem tarefas de trabalho amplas e proativas. É solicitado ao respondente que indique o quanto se sente capaz de executar cada uma delas, utilizando uma escala de respostas do tipo *Likert*, de sete pontos, em que 1 representa nada confiante e 7, totalmente confiante. Nos dois estudos originais, a escala apresentou alphas de Cronbach de 0,95 e 0,96.

Por fim, autonomia no trabalho (*job autonomy*) foi medida a partir dos três itens da correspondente subescala da versão

revisada da Job Diagnostic Survey (JDS), desenvolvida por Idaszak e Fritz (1987). Para marcação das respostas, utilizou-se escala do tipo *Likert*, de sete pontos, variando de 1 (discordo fortemente) a 7 (concordo fortemente).

Procedimentos

Antes de dar início a coleta de dados, as versões em inglês das escalas utilizadas foram submetidas aos procedimentos de tradução-retrotradução português-inglês, com dois tradutores independentes, fluentes em ambos os idiomas. O resultado desse procedimento foi revisado por duas das autoras deste artigo, instância em que ajustes pontuais foram realizados no intuito de assegurar correspondência semântica entre as versões. Posteriormente, os instrumentos foram submetidos a uma amostra de oito trabalhadores com variada experiência profissional e nível educacional para uma validação semântica. Em decorrência desse processo, dois itens sofreram leves ajustes para assegurar que o termo *trabalho* fosse entendido como tarefas e atividades executadas, e não como *emprego*.

A composição da amostra deu-se por conveniência. Parte da coleta de dados foi realizada via questionário impresso (54,8%), preenchido por trabalhadores de instituições de saúde de Brasília e por alunos de escolas de ensino superior situadas na mesma cidade. A outra parcela da amostra foi acessada via bola de neve, técnica que parte inicialmente de contatos dos próprios pesquisadores, que, por sua vez, indicam potenciais participantes para a pesquisa. Nessa outra parte da amostra, a coleta foi realizada virtualmente nas plataformas EFS e Qualtrics de questionários online. Para a análise dos dados, utilizaram-se os *softwares* SPSS e Amos, ambos na versão 18.0. Por fim, ressalta-se que todo o trabalho foi realizado em conformidade com os aspectos éticos necessários.

Análise de Dados

Antes de dar início às análises estatísticas, verificou-se a ocorrência de erros de digitação e dados ausentes, assim como a análise de pressupostos. Como a quantidade de casos omissos não ultrapassou 5%, optou-se por substituir os valores ausentes pelos preditos por regressão (*linear I at trend*), de forma a reduzir o viés nos dados. A partir da distância de *Mahalanobis*, onze casos extremos multivariados – resultantes da combinação de múltiplos escores atípicos emitidos por um mesmo respondente – foram identificados utilizando-se o programa Amos e excluídos das análises subsequentes. A quantidade de *outliers* univariados não ultrapassou 2% por item e optou-se por substituir os valores discrepantes pelos limites inferiores ou superiores. Para checar a normalidade univariada, verificaram-se os valores de *skewness* e *kurtosis* para cada item. O leitor interessado pode solicitar à primeira autora uma tabela completa com todos esses valores. Sucintamente, em relação a *skewness* e *kurtosis* univariadas, é possível afirmar que nenhum valor ficou acima de 2 ou abaixo de -2, indicando não haver problema relevante de normalidade univariada (Miles & Shevlin, 2001). Para

verificar a normalidade multivariada, usou-se o índice de Mardia. Esse índice apresentou valor de 71,04 e razão crítica de 20,77, ou seja, a um nível de significância $p < 0,01$, o que significa que os dados apresentam *kurtosis* multivariada não normal. Sendo a normalidade multivariada um pressuposto do método da máxima verossimilhança (MLE), optou-se por fazer uso da técnica de *bootstrap* com 1000 amostras para estimar adequadamente os intervalos de confiança, verificando o efeito da não normalidade na estimação dos parâmetros (Byrne, 2009a).

Utilizou-se a técnica de modelagem por equações estruturais, por meio do software Amos, para verificar a confirmação de estruturas hipotetizadas. Em um primeiro momento, verificou-se a adequação do modelo de mensuração da escala de assumir o comando da mudança, de forma a garantir que as variáveis medidas (itens) refletem a variável latente (construto; Thompson, 2004a). No caso de ajustes insatisfatórios dos modelos aos dados, optou-se por consultar os índices de modificação apresentados no programa Amos e realizando modificações pertinentes, quando sustentadas teoricamente (Pilati & Laros, 2007). Para ser adequadamente incluída no estudo, a escala que mede o comportamento proativo de expressar ideias e sugestões foi submetida a esse mesmo processo de testagem e adequação do modelo de mensuração.

Investigou-se, também por meio da técnica de modelagem por equações estruturais, a relação entre assumir o comando da mudança e o comportamento proativo de expressar ideias e sugestões. Representados pelas estruturas aprimoradas na análise dos modelos de mensuração, ambos foram incluídos no modelo hipotético inicial, composto pelos dois construtos correlacionados, sem restrição de estimação. Foram ainda inspecionados três modelos concorrentes: o modelo independente (nenhum fator), o modelo com dois fatores e correlação fixada em 1 (perfeitamente correlacionados) e o modelo com dois fatores e correlação fixada em 0 (não-

correlacionados). A fim de adicionar robustez à inspeção da validade discriminante, comparou-se a variância média explicada (VME) das variáveis latentes com o quadrado da correlação entre os dois fatores, como sugerido por Fornell e Larcker (1981), uma vez que valores de VMEs superiores à correlação ao quadrado indicam que os construtos são minimamente diferentes.

No que tange ao uso de modelagem por equações estruturais, destaca-se que, para quantificar o grau de ajuste dos modelos aos dados e comparar os modelos propostos, foram inspecionadas as seguintes estatísticas: χ^2 , CFI (*Comparative Fit Index*), SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*) e RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*). Adotaram-se os seguintes critérios de ajuste satisfatório dos modelos aos dados: CFI superior a 0,95; RMSEA próximo ou inferior a 0,06; e SRMR próximo ou inferior a 0,08 (Hu & Bentler, 1999).

Adicionalmente, investigou-se estatisticamente a relação de assumir o comando da mudança com variáveis tradicionalmente identificadas como antecedentes na rede nomológica do construto. Para isso, realizou-se um procedimento de correlação simples entre os escores das escalas.

Resultados

Análise da Estrutura da Escala de Assumir o Comando da Mudança

Observa-se na Tabela 1 que o modelo de mensuração inicialmente hipotetizado – que considera assumir o comando da mudança como variável latente e os dez itens da escala original como variáveis observadas – não se mostrou adequado, tendo em vista que a maioria das estatísticas de

Tabela 1. Índices de Ajuste e Testes de Diferença entre Modelos de Mensuração (Assumir o Comando da Mudança)

Ajuste	Modelos			
	Todos os Itens (Independente)	Todos os Itens (Um Fator)	Sem Item 3 (Um Fator)	Sem Itens 3 e 7 (Um Fator)
χ^2	970,64	152,26	80,59	38,58
<i>gl</i>	45	35	27	20
<i>p</i> CALCULATED	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
χ^2/gl	21,57	4,35	2,99	1,93
$\Delta\chi^2$		818,38	71,67	42,01
Δgl		10	8	7
$\Delta\chi^2/\Delta gl$		81,84	8,96	6,00
CFI	0,00	0,87	0,93	0,97
ΔCFI		0,87	0,06	0,04
RMSEA	0,32	0,13	0,10	0,07
IC 90% RMSEA	[0,31; 0,34]	[0,11; 0,15]	[0,08; 0,13]	[0,03; 0,10]
SRMR	0,43	0,07	0,05	0,04

Nota. A diferença entre os modelos toma sempre como base o modelo anterior. *gl* = graus de liberdade; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = standardized root mean square residual, IC = intervalo de confiança.

ajuste não atendeu aos critérios previamente estipulados. Ao consultar os índices de modificação, observou-se que o índice com maior impacto (43,4) sugeria adicionar uma correlação entre os erros relativos aos itens 2 (“Mudar como faço meu trabalho para ser mais efetivo/a.”) e 3 (“Adotar melhores procedimentos no trabalho que executo.”). Aparentemente, os dois foram compreendidos como semelhantes pelos respondentes, já que ambos referem-se a melhorias para o trabalho que é executado. Assim, como forma de eliminar redundâncias na escala e tendo em vista que o item 3 apresentava índices de modificação sugerindo covariâncias com outros itens, optou-se por excluí-lo do modelo.

O novo modelo, com a exclusão do item 3, apresentou uma melhoria no ajuste. Isso pode ser observado na Tabela 1, na qual se nota um aumento no valor do índice CFI, que passou a se aproximar do critério estipulado, além de uma melhor adequação do RMSEA e do SRMR. Entretanto, com exceção do SRMR, os índices de ajuste ainda não atenderam aos critérios estabelecidos inicialmente para que o modelo fosse considerado adequado. Assim, consultaram-se novamente os índices de modificação em busca de mais possibilidades de melhoria da estrutura. Observou-se que o índice com maior impacto na melhora do ajuste do modelo (18,8) indicou uma correlação entre os erros associados aos itens 7 (“Corrigir práticas ou procedimentos defeituosos.”) e 8 (“Eliminar procedimentos redundantes ou desnecessários.”). Também entre esses dois itens observa-se uma sobreposição de significados, uma vez que ambos referem-se à busca por melhorias ou correções nos procedimentos. Nesse caso, optou-se pela exclusão do item 7, que, em comparação com o item 8, apresentou mais covariâncias com outros itens.

Finalmente, como também apresentado na Tabela 1, esse modelo – com a exclusão dos itens 3 e 7 – apresentou um ajuste que pode ser considerado adequado, estando a maior parte dos índices bastante próximos ou melhores que os critérios estipulados {CFI = 0,97; RMSEA = 0,07, IC 90% [0,03; 0,10]; SRMR = 0,04}. Dessa forma, a escala de assumir o comando da mudança mostrou-se adequada com a seguinte estrutura: unifatorial, com oito variáveis observadas.

Correlações entre Assumir o Comando da Mudança e Variáveis da Rede Nomológica

A Tabela 2 indica os coeficientes r de Pearson para as correlações observadas entre assumir o comando da mudança e as variáveis que compõem a sua rede nomológica – percepção de responsabilidade sobre a mudança, autonomia

no trabalho e autoeficácia de amplitude de papel. Destaca-se que todas as correlações são positivas e estatisticamente significativas no nível de $p < 0,01$. Como é possível observar na mesma tabela, a magnitude das correlações entre assumir o comando da mudança e os demais construtos pode ser considerada moderada, variando de 0,27 a 0,43.

Validade Concorrente e Discriminante com o Comportamento Proativo de Expressar Ideias e Sugestões

Como destacado anteriormente, assumir o comando da mudança e expressar ideias e sugestões são tratados nas pesquisas da área como tipos distintos de comportamentos proativos, sendo recorrentemente encontradas na literatura correlações moderadas entre os dois. Assim, hipotetizou-se inicialmente o modelo com as duas variáveis latentes (assumir o comando da mudança e expressar ideias e sugestões) correlacionadas entre si, sendo a correlação estimada livremente. Esse modelo inicial encontra-se graficamente representado na Figura 1, apresentando treze variáveis medidas e os dois construtos correlacionados. O modelo possui uma estrutura simples, tendo em vista a suposição inicial de que nenhuma variável observada funcionaria como indicador de mais de um construto. Os índices de ajuste da estrutura inicialmente testada podem ser observados na Tabela 3. A maioria das estatísticas inspecionadas alcançou os critérios estabelecidos, sugerindo que o modelo ajusta-se bem aos dados.

A fim de verificar se o modelo proposto inicialmente é realmente o que melhor se ajusta aos dados observados, outros três modelos foram inspecionados. Testou-se o modelo independente, com nenhum fator de segunda ordem. Como pode ser observado na Tabela 3, esse modelo apresentou ajuste inadequado, com todos os índices fora dos critérios estipulados. Adicionalmente, a fim de verificar ausência de correlação entre os dois tipos de comportamentos proativos, testou-se o modelo com dois fatores de segunda ordem com restrição de estimação, sendo a correlação entre eles fixada em 0. Verificou-se também o modelo com os dois fatores perfeitamente correlacionados, fixando-se a correlação em 1. O ajuste desses outros dois modelos pode ser observado na mesma tabela. Para os três modelos alternativos, nota-se que, diferentemente do modelo inicial, a maioria dos índices não alcançou os critérios necessários para considerá-los adequados. Observa-se, ainda na Tabela 3, que o modelo

Tabela 2. Coeficientes de Correlação (r de Pearson) entre Assumir o Comando da Mudança e Variáveis da Rede Nomológica

Variáveis	1	2	3	4	5
1. Auto-eficácia de Amplitude de Papel	–				
2. Autonomia no Trabalho	0,26	–			
3. Percepção de Responsabilidade sobre a Mudança	0,40	0,50	–		
4. Personalidade Proativa	0,60	0,25	0,40	–	
5. Assumir o Comando da Mudança	0,43	0,27	0,42	0,34	–

Nota. Todas as correlações são significativas a nível de $p < 0,01$

inicial é, de fato, o que apresentou melhor ajuste {CFI = 0,95; RMSEA = 0,06, IC 90% [0,05; 0,08]; SRMR = 0,06}. Ao compará-lo com o anterior, de menor complexidade, as diferenças entre os índices inspecionados ($\Delta CFI = 0,08$; $\Delta\chi^2/\Delta gl = 77,43$) sugerem que ele apresenta uma melhora considerável no ajuste. Adicionalmente, o cálculo da VME para ambas variáveis latentes indicou valor aproximado de

0,50, sendo superior ao quadrado da correlação entre os fatores, cujo valor aproximado é 0,48.

Por fim, apresentam-se na Tabela 4 os coeficientes estimados pelo método da máxima verossimilhança e os resultados das replicações bootstrap. Observa-se estabilidade na estimação dos coeficientes, dado o baixo padrão de variação nas amostras bootstrap, com elevada proximidade

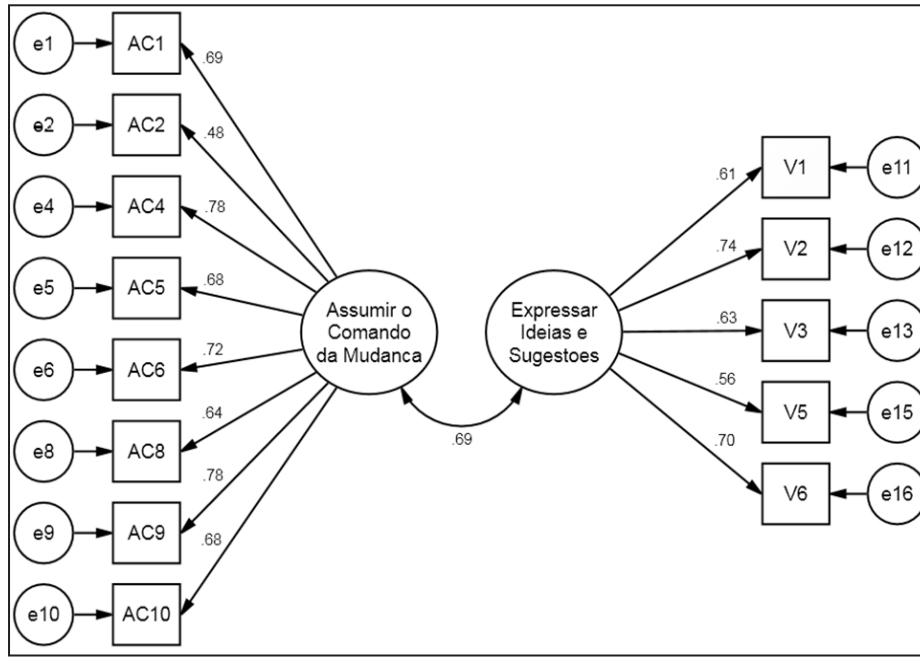


Figura 1. Representação Gráfica do Modelo Hipotetizado, com Valores das Cargas Fatoriais Padronizadas e da Correlação entre os Fatores.

Tabela 3. Índices de Ajuste e Testes de Diferença entre Quatro Modelos Concorrentes

Ajuste	Modelos			
	Variáveis Independentes	Dois fatores correlacionados (restrição)	Dois fatores não-correlacionados (restrição)	Dois fatores correlacionados (estimação livre)
χ^2	1043,16	197,56	193,35	115,92
gl	78	65	65	64
$p_{CALCULATED}$	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
χ^2/gl	13,37	3,04	2,98	1,81
$\Delta\chi^2$		845,60	4,21	77,43
Δgl		13	0	1
$\Delta\chi^2/\Delta gl$		65,05		77,43
CFI	0,00	0,86	0,87	0,95
ΔCFI		0,86	0,01	0,08
RMSEA	0,25	0,10	0,10	0,06
IC 90% RMSEA	[0,24; 0,26]	[0,09; 0,12]	[0,08; 0,12]	[0,05; 0,08]
SRMR	0,37	0,08	0,22	0,06

Nota. A diferença entre os modelos toma sempre como base o modelo anterior. No modelo com dois fatores não-correlacionados a correlação foi fixada em 0; no modelo com dois fatores correlacionados (restrição), a correlação foi fixada em 1; no modelo com dois fatores correlacionados (estimação livre) a correlação foi estimada livremente. gl = grau de liberdade; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual, IC = intervalo de confiança

entre as médias e os coeficientes estimados pelo método da máxima verossimilhança. Assim, os itens podem ser considerados bons indicadores dos construtos latentes, com cargas fatoriais variando de 0,48 a 0,78, no caso da Escala de Assumir o Comando da Mudança e de 0,56 a 0,74 na Escala de Expressar Ideias e Sugestões. Ainda na Tabela 4, observa-se uma correlação moderada de 0,69 entre assumir o comando da mudança e expressar ideias e sugestões.

escolha de uso de versões reduzidas da escala, sem prévios estudos sobre evidências de validade.

Adicionalmente à análise da estrutura de mensuração da escala, investigou-se a relação entre assumir o comando da mudança e variáveis pertencentes à sua rede nomológica: percepção de responsabilidade sobre a mudança, autonomia no trabalho, personalidade proativa e autoeficácia de amplitude de papel. Os resultados sugerem que as relações esperadas entre assumir o comando da mudança e tais

Tabela 4. Coeficientes Estimados pelo Método da Máxima Verossimilhança e Resultados das Replicações Bootstrap

Relações	Máxima Verossimilhança				Bootstrap			
	CP	EP	z	p	Média	EP	IC 95%	
							LI	LS
Assumir o comando → AC1					0,69	0,05	0,59	0,77
Assumir o comando → AC2	0,48	0,08	6,71	<.001	0,48	0,07	0,34	0,60
Assumir o comando → AC4	0,78	0,08	12,40	<.001	0,78	0,05	0,67	0,85
Assumir o comando → AC5	0,68	0,12	10,30	<.001	0,68	0,05	0,56	0,77
Assumir o comando → AC6	0,72	0,08	11,25	<.001	0,72	0,05	0,62	0,80
Assumir o comando → AC8	0,64	0,09	9,49	<.001	0,64	0,05	0,53	0,73
Assumir o comando → AC9	0,78	0,10	12,38	<.001	0,78	0,05	0,67	0,85
Assumir o comando → AC10	0,68	0,11	10,30	<.001	0,68	0,05	0,57	0,77
Expressar ideias e sugestões → V1	0,61	0,10	8,59	<.001	0,61	0,08	0,42	0,74
Expressar ideias e sugestões → V2	0,74	0,09	10,82	<.001	0,74	0,06	0,62	0,83
Expressar ideias e sugestões → V3	0,63	0,09	8,89	<.001	0,63	0,07	0,47	0,75
Expressar ideias e sugestões → V5	0,56	0,10	7,80	<.001	0,56	0,07	0,42	0,69
Expressar ideias e sugestões → V6	0,70	0,09	10,21	<.001	0,70	0,07	0,53	0,82
Assumir o comando ↔ Expressar ideias e sugestões	0,69	0,05	12,90	<.001	0,69	0,07	0,55	0,83

Nota. 1000 amostras *bootstrap*. CP = coeficiente padronizado; EP = erro-padrão; IC = intervalo de confiança; LI = limite inferior; LS = limite superior.

Discussão

Os resultados sugerem que a Escala de Assumir o Comando da Mudança pode ser utilizada no Brasil para mensurar adequadamente tal fenômeno. Como sustentado pelos dados, o construto parece ser unifatorial e confiavelmente medido com oito dos dez itens da escala original. No presente estudo, dois itens foram eliminados para melhorar o ajuste do modelo aos dados. A análise da redação dos itens sugeriu que, na amostra utilizada neste estudo, alguns itens da composição original da escala de assumir o comando apresentam sobreposição de significados. Sugere-se que, em estudos futuros, o modelo com todos os itens seja mais uma vez inspecionado, em amostras diversificadas, auxiliando o esclarecimento da pertinência de manutenção ou não de tais itens na escala. Isso permitiria verificar se os itens excluídos realmente adicionam redundância ao instrumento de medida ou se essa foi uma especificidade da amostra utilizada. Vale ainda destacar que há uma profusão de estudos que utilizam apenas os itens de maior carga fatorial da Escala de Assumir o Comando da Mudança (e.g., Grant, Gino, & Hofmann, 2011; Grant, Parker, & Collins, 2009), o que dificulta precisar se o desempenho insatisfatório de alguns itens é exclusivo da amostra brasileira ou se é um problema que passou despercebido na literatura internacional pela

variáveis (Tornau & Frese, 2013) foram reproduzidas na amostra utilizada neste estudo. Ou seja, as correlações positivas e estatisticamente significativas recorrentemente relatadas na literatura internacional foram encontradas também no contexto brasileiro, o que configura evidências de validade nomológica da escala no país. Sugere-se ainda que, em estudos futuros, sejam explorados desenhos de pesquisa que permitam investigar empiricamente relações de causalidade entre os construtos, para além das correlações encontradas no presente trabalho.

Investigou-se também a relação entre assumir o comando da mudança e o comportamento proativo de expressar ideias e sugestões. Com base nos resultados encontrados, é possível afirmar que o modelo com dois fatores correlacionados livremente ajusta-se bem aos dados e possui maior poder de explicação do que os outros modelos testados. O pior ajuste dos modelos com a correlação fixada em 1 e em 0 sugere o descarte de uma correlação perfeita ou ausente, indicando evidências de validade concorrente e discriminante da versão brasileira da Escala de Assumir o Comando da Mudança. Adicionalmente, a comparação da correlação entre as latentes com a média das cargas fatoriais ao quadrado (VME) acrescentou robustez ao teste da validade discriminante, sugerindo que as duas variáveis são minimamente distintas. Assim, confirmou-se no Brasil a hipótese de que assumir

o comando da mudança e expressar ideias e sugestões diferenciam-se em termos dos itens que os compõem e se correlacionam positiva e significativamente, como era esperado com base em estudos anteriores (Tornau & Frese, 2013). Isso sugere que assumir o comando da mudança e expressar ideias e sugestões, de um lado possuem uma relação de proximidade entre si, pertencendo a uma mesma categoria conceitual de proatividade, e de outro trata-se de tipos distintos de manifestação de comportamento proativo, não podendo ser tratados como equivalentes. A investigação realizada apresenta uma contribuição para a área de proatividade, uma vez que atende à crítica de que os esforços de pesquisa em proatividade focam em diferentes fenômenos, resultando em uma proliferação de construtos sendo investigados (Parker & Collins, 2010) em “literaturas aparentemente desconexas”, sem “uma única definição, teoria, ou medida direcionando estes trabalhos” (Crant, 2000, p. 435). Para estudos futuros, sugere-se explorar em maior profundidade a relação entre o comportamento proativo de assumir o comando da mudança e o de expressar ideias e sugestões, verificando similaridades e divergências no que tange à rede nomológica.

Por fim, ressalta-se que a inspeção da validade de uma medida é uma tarefa contínua. Tendo em vista a natureza multifacetada da pesquisa de validação, várias pesquisas podem dar sua contribuição empírica à avaliação de uma medida (Urbina, 2007). Assim, embora este estudo indique evidências iniciais de validade na versão brasileira da Escala de Assumir o Comando da Mudança, mais estudos que abordem essa medida são necessários no país. Nesse sentido, sugere-se a inspeção de modelos que envolvam relações de predição entre variáveis, investigando a validade preditiva do construto e explorando ainda mais a rede nomológica. Recomenda-se também que sejam feitas inspeções da invariância de mensuração (Byrne, 2009b; Thompson, 2004b), que pode ser verificada em um mesmo grupo em momentos distintos, bem como em grupos diferentes – a exemplo de homens e mulheres ou trabalhadores assalariados e voluntários.

Referências

- Ashford, S. J. (1986). Feedback-seeking in individual adaptation: A resource perspective. *Academy of Management Journal*, 29(3), 465–487. doi:10.2307/256219
- Ashford, S. J., & Black, J. S. (1996). Proactivity during organizational entry: The role of desire for control. *Journal of Applied Psychology*, 81(2), 199–214. doi:10.1037/0021-9010.81.2.199
- Bateman, T. S., & Crant, J. M. (1993). The proactive component of organizational behavior: A measure and correlates. *Journal of Organizational Behavior*, 14(2), 103–118. doi:10.1002/job.4030140202
- Bateman, T. S., & Crant, J. M. (1999). Proactive behavior: Meaning, impact, recommendations. *Business Horizons*, 42(3), 63–70. doi:10.1016/S0007-6813(99)80023-8
- Byrne, B. M. (2009a). Bootstrapping as an aid to nonnormal data. In *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed., pp. 329–352). New York, NY: Routledge.
- Byrne, B. M. (2009b). Testing for the factorial validity of a theoretical construct (first-order CFA model). In *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed., pp. 53–95). New York, NY.
- Crant, J. M. (2000). Proactive behavior in organizations. *Journal of Management*, 26(3), 435–462. doi:10.1177/014920630002600304
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. doi:10.2307/3151312
- Grant, A. M., & Ashford, S. J. (2008). The dynamics of proactivity at work. *Research in Organizational Behavior*, 28, 3–34. doi:10.1016/j.riob.2008.04.002
- Grant, A. M., Gino, F., & Hofmann, D. A. (2011). Reversing the extraverted leadership advantage: The role of employee proactivity. *Academy of Management Journal*, 54(3), 528–550. doi:10.5465/AMJ.2011.61968043
- Grant, A. M., Parker, S. K., & Collins, C. (2009). Getting credit for proactive behavior: Supervisor reactions depend on what you value and how you feel. *Personnel Psychology*, 62, 31–55. doi:10.1111/j.1744-6570.2008.01128.x
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Idaszak, J. R., & Fritz, D. (1987). A revision of the Job Diagnostic Survey: Elimination of a measurement artifact. *Journal of Applied Psychology*, 72(1), 69–74. doi:10.1037/0021-9010.72.1.69
- LePine, J. A., & Van Dyne, L. (1998). Predicting voice behavior in work groups. *Journal of Applied Psychology*, 83(6), 853–868. doi:10.1037/0021-9010.83.6.853
- Mackenzie, S. B., Podsakoff, P. M., & Podsakoff, N. P. (2011). Challenge-oriented organizational citizenship behaviors and organizational effectiveness: Do challenge-oriented behaviors really have an impact on the organization’s bottom line? *Personnel Psychology*, 64(3), 559–592. doi:10.1111/j.1744-6570.2011.01219.x
- Miles, J., & Shevlin, M. (2001). *Applying regression & correlation: A guide for students and researchers*. London: SAGE Publications Ltd.
- Morrison, E. W., & Phelps, C. C. (1999). Taking charge at work: Extrarole efforts to initiate workplace change. *Academy of Management Journal*, 42(4), 403–419. doi:10.2307/257011
- Parker, S. K. (1998). Enhancing role breadth self-efficacy: The roles of job enrichment and other organizational interventions. *Journal of Applied Psychology*, 83(6), 835–852. doi:10.1037/0021-9010.83.6.835
- Parker, S. K., & Collins, C. G. (2010). Taking stock: Integrating and differentiating multiple proactive behaviors. *Journal of Management*, 36(3), 633–662. doi:10.1177/0149206308321554
- Parker, S. K., Williams, H. M., & Turner, N. (2006). Modeling the antecedents of proactive behavior at work. *Journal of Applied Psychology*, 91(3), 636–652. doi:10.1037/0021-9010.91.3.636

- Pilati, R., & Laros, J. A. (2007). Modelos de equações estruturais em psicologia: Conceitos e aplicações. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 23(2), 205–216.
- Seibert, S. E., Crant, J. M., & Kraimer, M. L. (1999). Proactive personality and career success. *Journal of Applied Psychology*, 84(3), 416–427. doi:10.1037/0021-9010.84.3.416
- Thomas, J. P., Whitman, D. S., & Viswesvaran, C. (2010). Employee proactivity in organizations: A comparative meta-analysis of emergent proactive constructs. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 83(2), 275–300. doi:10.1348/096317910x502359
- Thompson, B. (2004a). Confirmatory factor analysis decision sequence. In *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications* (pp. 109–132). Washington, DC: American Psychological Association.
- Thompson, B. (2004b). Testing model invariance. In *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications* (pp. 153–162). Washington, DC: American Psychological Association.
- Tornau, K., & Frese, M. (2013). Construct clean-up in proactivity research: A meta analysis on the nomological net of work-related proactivity concepts and their incremental validities. *Applied Psychology: An International Review*, 62(1), 44–96. doi:10.1111/j.1464-0597.2012.00514.x
- Urbina, S. (2007). Fundamentos em validade. In *Fundamentos de Testagem Psicológica* (pp. 155–212). Porto Alegre: Artmed.
- Van Dyne, L., & LePine, J. A. (1998). Helping and voice extra-role behaviors: Evidence of construct and predictive validity. *Academy of Management Journal*, 41(1), 108–119. doi:10.2307/256902

Recebido em 15.09.2014

Primeira decisão editorial em 12.12.2014

Versão final em 17.02.2015

Aceito em 08.07.2015 ■