

## **Commitment organizacional, qualidades psicométricas e invariância do questionário de Meyer e Allen em enfermeiros portugueses<sup>1</sup>**

Teresa Neves<sup>2</sup>

João Graveto<sup>3</sup>

Victor Rodrigues<sup>4</sup>

João Marôco<sup>5</sup>

Pedro Parreira<sup>3</sup>

Objetivo: avaliar as qualidades psicométricas da versão portuguesa do Questionário de Comprometimento Organizacional, para o contexto da enfermagem, através de análise confirmatória e de invariância, visando a confiabilidade, consistência interna, validade de construto e a validade externa do instrumento. Método: procedeu-se à análise fatorial confirmatória da versão portuguesa do questionário, numa amostra de 850 enfermeiros, em contexto hospitalar. Complementou-se a análise com recurso à pesquisa de especificação. A qualidade de ajustamento foi avaliada através de diferentes índices. Estimou-se a confiabilidade, consistência interna e validade de construto. A invariância do modelo foi avaliada em duas subamostras, da amostra global, por forma a confirmar a validade externa da solução fatorial. Resultados: O modelo obtido após refinamento demonstrou bom ajustamento global ( $\chi^2/df=6,37$ ; CFI=0,91; GFI=0,92; RMSEA=0,08; MECVI=0,62). A estrutura fatorial revelou-se estável ( $\lambda:\Delta\chi^2(14)=18,31$ ;  $p=0,193$ ; Interceptos:  $\Delta\chi^2(14)=22,29$ ;  $p=0,073$ ; Covariância:  $\Delta\chi^2(3)=6,01$ ;  $p=0,111$ ; Resíduos:  $\Delta\chi^2(15)=22,44$ ;  $p=0,097$ ). Conclusão: o modelo simplificado do questionário revelou boa qualidade de ajustamento, apresentando uma solução fatorial estável. O instrumento revelou-se ajustado para monitorizar e avaliar o comprometimento organizacional dos enfermeiros portugueses.

Descritores: Recursos Humanos de Enfermagem; Lealdade ao Trabalho; Avaliação de Recursos Humanos em Saúde; Pesquisa em Administração de Enfermagem; Psicometria; Estudos de Validação.

<sup>1</sup> Apoio financeiro da Escola Superior de Enfermagem de Coimbra (ESEnfC), Portugal, da Unidade de Investigação em Ciências da Saúde: Enfermagem (UICISA:E), Portugal, e da Fundação para a Ciência e a Tecnologia, I.P. (FCT), Projeto Ref.ª UID/DTP/00742/2013, Portugal.

<sup>2</sup> Doutoranda, Faculdade de Medicina, Universidade de Coimbra, Coimbra, Portugal. Enfermeira, Centro Hospitalar e Universitário de Coimbra, Coimbra, Portugal.

<sup>3</sup> PhD, Professor Adjunto, Escola Superior de Enfermagem de Coimbra, Coimbra, Portugal.

<sup>4</sup> PhD, Professor Associado, Faculdade de Medicina, Universidade de Coimbra, Coimbra, Portugal.

<sup>5</sup> PhD, Professor Associado, William James Centre for Research, Instituto Universitário de Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida, Lisboa, Portugal.

### **Como citar este artigo**

Neves T, Graveto J, Rodrigues V, Marôco J, Parreira P. Organizational commitment, psychometric qualities and invariance of the Meyer and Allen Questionnaire for Portuguese Nurses. Rev. Latino-Am. Enfermagem. 2018;26:e3021. [Access    ]; Available in:  . DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1518-8345.2407.3021>.

mês dia ano

URL

## Introdução

O comprometimento dos recursos humanos com a carreira e a organização é crucial para o desenvolvimento pessoal, profissional e organizacional<sup>(1)</sup>.

No contexto organizacional, *commitment* ou comprometimento é um construto multidimensional, tradutor de um estado psicológico associado à relação afetiva dos colaboradores com a organização, à percepção da obrigação moral de permanência por lealdade e ao custo/benefício associado à saída. Este influencia a satisfação, o desempenho, a produtividade e o investimento profissional, bem como o *turnover*, apresentando um forte impacto no comportamento organizacional<sup>(2-6)</sup>.

Em termos teóricos, o modelo de referência para a análise do comprometimento organizacional define o construto em três componentes: afetivo, calculativo ou instrumental e normativo<sup>(2,7-8)</sup>.

O comprometimento organizacional afetivo (COA) expressa a ligação emocional que o colaborador estabelece com a organização, quando se revê e com esta se identifica, pela congruência entre os valores humanos e objetivos comuns. Encontra-se assim relacionado com a percepção pessoal de características objetivas e subjetivas da organização, sendo fundamental para satisfação, motivação profissional e sucesso organizacional<sup>(2,9-10)</sup>.

De forma complementar, o comprometimento organizacional calculativo (COC) traduz a percepção dos colaboradores acerca do custo associado à saída da organização. A intenção de saída é comumente relacionada com o sistema de recompensas, o reconhecimento/valorização profissional e as oportunidades de desenvolvimento na carreira. O investimento pessoal dos colaboradores é, assim, ajustado ao retorno esperado da organização<sup>(2-3,8-9)</sup>.

O comprometimento organizacional normativo (CON) está associado ao dever moral do trabalhador para com a organização, pelas mais-valias que lhe são proporcionadas, condicionando o sentimento de obrigação de permanência. Este é promotor do desempenho de atividades com competência, de acordo com as normas instituídas, embora sem grande envolvimento motivacional<sup>(2-4,8,11)</sup>.

De acordo com essa abordagem, os colaboradores com forte COA encontram-se empenhados e mantêm-se na organização por vontade própria, não ponderando a sua saída. No que diz respeito ao COC, associa-se à realização de objetivos pessoais, permanecendo os colaboradores na organização por necessidade, por ausência de alternativas e pelos custos relacionados à mudança. Por último, um forte CON resulta do

sentimento de dever associado e da responsabilidade moral com a organização<sup>(2-3,12)</sup>.

Todavia, apesar de, em teoria, o modelo conceitual ser baseado na independência dos três componentes, a investigação científica evidenciou existirem correlações entre as suas dimensões. Essas dimensões são globalmente condicionadas pelas vivências laborais dos colaboradores, sendo expectável coexistirem diferentes níveis de comprometimento entre componentes, com impacto variável no comportamento em contexto de trabalho<sup>(2-3)</sup>.

O comprometimento organizacional advém, desse modo, da influência conjunta de fatores, tais como as características pessoais, estruturais e relacionadas com o desempenho de papéis e as experiências de trabalho. Além disso, é também variável condicionante da intenção de saída, do desempenho profissional e do sucesso organizacional<sup>(6,13)</sup>.

Em termos organizacionais e, especificamente, na área da saúde, o comprometimento organizacional dos recursos humanos assume um papel chave no desempenho individual e organizacional, de forma efetiva e eficiente. Elevados níveis de comprometimento organizacional são determinantes da consecução dos objetivos organizacionais, conferindo, por isso, vantagem competitiva às instituições de saúde. Todavia, o contexto socioeconômico dos últimos anos conduziu à necessidade de contenção de custos, com impacto na gestão eficaz e efetiva dos recursos, particularmente dos recursos humanos. Desse modo, foram necessárias mudanças organizacionais e legislativas que influenciam as relações dos profissionais de saúde com as organizações, com subsequente impacto na motivação e no comprometimento organizacional, assim como na qualidade dos cuidados de saúde prestados<sup>(6,11-12,14-16)</sup>.

No que diz respeito à enfermagem, tal é particularmente relevante dado o seu papel privilegiado na prestação de cuidados de saúde, sendo o grupo profissional com maior representatividade nos sistemas de saúde. Porém, os vínculos laborais cada vez mais precários e as condições de trabalho menos favoráveis influenciam o comprometimento organizacional dos enfermeiros e, subsequentemente, os resultados em saúde. Em Portugal, o rácio de enfermeiros (6,58 enfermeiros/1.000 habitantes) é muito baixo quando comparado com a média da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (9,16 enfermeiros/1.000 habitantes), concentrando-se a maioria nos cuidados hospitalares. Salienta-se, porém, o elevado grau de formação dos enfermeiros portugueses, na sua maioria licenciados (4 anos de formação), sendo que 22,53% detêm ainda o título de enfermeiro especialista (tempo de formação variável entre 18 e 24 meses)<sup>(6,12,14-15,17)</sup>.

A evidência científica aponta o comprometimento organizacional dos enfermeiros como preditor do desempenho, sendo determinante do compromisso com o paciente, através do desenvolvimento de comportamentos positivos, minimizando aspectos negativos, como conflitos e exaustão profissional, com impacto na qualidade dos cuidados de enfermagem e, subsequentemente, na satisfação dos pacientes com esses profissionais<sup>(6,9,12,18-19)</sup>.

A avaliação do comprometimento organizacional é, pois, fundamental para a sua compreensão, pretendendo-se com esta investigação contribuir para a validação de um instrumento de medida específico para a avaliação do comprometimento organizacional na classe profissional de enfermagem.

O Questionário de Comprometimento Organizacional (QCO), construído em 1990, para o contexto norte-americano, e revisto pelos autores em 1997, engloba três escalas para avaliar o comprometimento afetivo, calculativo e normativo, apresentando, na versão revista, valores aceitáveis de consistência interna (*alpha* de Cronbach ( $\alpha$ )<sub>COA</sub>=0,85;  $\alpha$ <sub>COC</sub>=0,79;  $\alpha$ <sub>CON</sub>=0,73)<sup>(8)</sup>. Trata-se de um dos instrumentos internacionalmente mais utilizados em estudos de investigação científica para monitorizar o comprometimento organizacional, em Portugal e entre profissionais de saúde, designadamente enfermeiros<sup>(4,13,20-22)</sup>.

No contexto português, a versão traduzida do QCO<sup>(3)</sup> resultou de um trabalho de tradução e retroversão, bem como no desenvolvimento de dois pré-testes, visando a adaptação cultural. O estudo posterior de validação fatorial, através de análise fatorial exploratória e confirmatória, demonstra também a estrutura tridimensional, apresentando nas três escalas elevada consistência interna ( $\alpha$ <sub>COA</sub>=0,91;  $\alpha$ <sub>COC</sub>=0,91;  $\alpha$ <sub>CON</sub>=0,84), superior à versão original. Importa ainda referir que foram identificados problemas de ajustamento de alguns itens da escala original ao modelo fatorial, optando-se, por isso, pela sua eliminação. Assim, foi apresentado no modelo refinado indicadores de bondade do ajustamento no limiar da aceitabilidade (qui-quadrado ajustado aos graus de liberdade ( $\chi^2/df$ )=4,17; *goodness-of-fit index* (GFI)=0,82; *root mean square error of approximation* (RMSEA)=0,08). Todavia, no que diz respeito à confirmação, o modelo de três componentes não foi validado dado que as relações identificadas entre as componentes não estão de acordo com o modelo teórico e empírico, designadamente pela correlação negativa ( $r=-0,51$ ) entre o COA e o CON, bem como pela correlação ( $r=0,48$ ) entre o COC e o CON<sup>(3)</sup>.

Nesse contexto, a presente investigação tem como objetivo avaliar as qualidades psicométricas da versão portuguesa do QCO, para o contexto da enfermagem,

através de análise confirmatória e de invariância, visando a confiabilidade, consistência interna, validade de construto e a validade externa do instrumento.

## Método

Foi realizado um estudo de validação, de tipo quantitativo, transversal, não-experimental, que pretendeu avaliar a análise das propriedades psicométricas da versão portuguesa do QCO, no contexto da enfermagem portuguesa.

A população alvo integra enfermeiros a desempenharem funções na prestação de cuidados diretos aos pacientes de 71 serviços de internamento de cirurgia geral, medicina interna e ortopedia, de 12 unidades hospitalares públicas, das regiões centro e norte de Portugal. A coleta de dados desenvolveu-se entre 15 de janeiro e 15 de setembro de 2015.

O dimensionamento da amostra foi calculado com base numa fórmula para análise de equações estruturais<sup>(23)</sup>, tendo-se obtido uma estimativa de 255 indivíduos. Todavia, dado o objetivo de estudar as propriedades psicométricas do QCO, a amostra selecionada foi composta pelo máximo de participantes da população alvo, de forma a assegurar a validade externa dos resultados e a generalização das conclusões para a população sob estudo.

Como critério de inclusão na amostra, estabeleceu-se o desempenho de funções de prestação direta de cuidados de enfermagem, excluindo-se os enfermeiros com funções exclusivas de gestão.

A amostra obtida constituiu-se por 850 enfermeiros, dos 1844 questionários distribuídos (taxa de resposta de 46,10%).

O instrumento de coleta de dados integra questões de caráter sociodemográfico, nomeadamente idade, gênero, estado civil, habilitações literárias, exercício de funções especializadas, tempo de serviço, vínculo laboral, horário semanal e tipologia de horário, bem como a versão portuguesa do QCO<sup>(3)</sup>. Esta é composta por 19 itens, distribuídos por três escalas independentes, para avaliação do comprometimento organizacional nos componentes afetivo (6 itens), calculativo (7 itens) e normativo (6 itens), conforme Figura 1. Os itens são respondidos numa escala de tipo *Likert* de 7 pontos, correspondendo o score (1) a "Discordo Totalmente" e o score (7) a "Concordo Totalmente". O maior valor obtido nas escalas corresponde à dimensão de comprometimento organizacional mais evidente, considerando-se 3,5 o ponto médio da escala.

A análise descritiva (medidas de tendência central, dispersão e frequência) realizou-se com recurso ao

*Statistical Package for the Social Sciences* (versão 22.0, SPSS An IBM Company, Chicago, IL). Os itens 2, 5, 7 e 15 foram invertidos previamente às análises fatoriais. Dados os resultados do estudo exploratório prévio da versão portuguesa do QCO<sup>(3)</sup>, confirmando a estrutura trifatorial do modelo, conforme versão original, procedeu-se à análise fatorial confirmatória, para verificar a adequação dos dados ao modelo em estudo, através do *software* AMOS (versão 22, An IBM Company, Chicago, IL). Neste estudo, optou-se por incluir todos os itens da escala original, apesar de se verificar a eliminação de alguns itens no estudo prévio de validação para o contexto português<sup>(3)</sup>.

A aderência à distribuição normal das variáveis foi determinada pelos coeficientes de assimetria (Sk) e curtose (Ku), considerando-se que  $|Sk| < 3$  e  $|Ku| < 10$  não indicavam desvios consideráveis à distribuição normal, impeditivos da análise pelo método da máxima verosimilhança. A presença de *outliers* foi avaliada pela distância quadrada de Mahalanobis ( $D^2$ ). Os valores omisso foram substituídos pela média da série, dada a diminuta percentagem na amostra em estudo (inferior a 1,5%)<sup>(24)</sup>.

A qualidade do ajustamento global foi avaliada de acordo com os índices qui-quadrado ( $\chi^2$ ),  $\chi^2/df$ , índice de ajuste comparativo - *comparative fit index* (CFI), índice de qualidade de ajuste (GFI), raiz do erro quadrático médio (RMSEA),  $P[rmsea \leq 0,05]$ , IC 90% e índice de validação cruzada esperado modificado para o método de máxima verosimilhança - *modified expected cross-validation index* (MECVI), considerando-se aceitáveis

valores de  $\chi^2/df < 5$ , CFI e GFI  $> 0,90$ , RMSEA  $< 0,08$ , sendo que o menor MECVI identifica o modelo com melhor validade externa<sup>(24-26)</sup>.

As modificações introduzidas, para ajustamento do modelo global, foram sustentadas nos índices de modificação (superiores a 11;  $p < 0,001$ ) produzidos pelo AMOS, bem como em considerações teóricas<sup>(24)</sup>.

Considerando a necessidade de reajuste do modelo, com o intuito de encontrar o melhor subconjunto de fatores e variáveis reflexas, com vista à otimização da qualidade do ajustamento e parcimônia da solução fatorial, recorreu-se, numa estratégia exploratória adicional, à pesquisa de especificação heurística, exaustiva, com base na análise prévia dos índices de modificação<sup>(24)</sup>.

Para verificar a validade externa da solução do modelo fatorial obtido, procedeu-se à validação cruzada, comparando os índices observados na amostra de teste com os índices obtidos numa outra amostra independente extraída da mesma população, através de análise multigrupos. A amostra total foi, por isso, dividida aleatoriamente em duas partes aproximadamente iguais. A invariância fatorial (configuracional, métrica e estrutural) do modelo de medida foi testada nos dois grupos, por comparação do modelo livre nos dois grupos com um modelo constrito em que foram sendo fixados os pesos (cargas) fatoriais, interceptos, resíduos e variâncias/covariâncias dos dois grupos. A significância estatística da diferença entre os dois modelos foi determinada pelo teste Qui-quadrado<sup>(24,27-28)</sup>.

1.	Acredito que há muito poucas alternativas para poder pensar em sair desta instituição
2.	Não me sinto "emocionalmente ligado" a esta instituição
3.	Seria materialmente muito penalizador para mim, neste momento, sair desta instituição, mesmo que o pudesse fazer
4.	Eu não iria deixar esta instituição neste momento porque sinto que tenho uma obrigação pessoal para com as pessoas que trabalham aqui
5.	Sinto que não tenho qualquer dever moral em permanecer na instituição onde estou atualmente
6.	Esta instituição tem um grande significado pessoal para mim
7.	Não me sinto como "fazendo parte da família" nesta instituição
8.	Mesmo que fosse uma vantagem para mim, sinto que não seria correto deixar esta instituição no presente momento
9.	Na realidade sinto os problemas desta instituição como se fossem meus
10.	Esta instituição merece a minha lealdade
11.	Ficaria muito feliz em passar o resto da minha carreira nesta instituição
12.	Sentir-me-ia culpado se deixasse esta instituição agora
13.	Uma das principais razões para eu continuar a trabalhar para esta instituição é que a saída iria requerer um considerável sacrifício pessoal, porque uma outra instituição poderá não cobrir a totalidade de benefícios que tenho aqui
14.	Neste momento, manter-me nesta instituição é tanto uma questão de necessidade material quanto de vontade pessoal
15.	Não me sinto como fazendo parte desta instituição
16.	Uma das consequências negativas para mim se saísse desta instituição resulta da escassez de alternativas de emprego que teria disponíveis
17.	Muito da minha vida iria ser afetada se decidisse querer sair desta instituição neste momento
18.	Sinto que tenho um grande dever para com esta instituição
19.	Como já dei tanto a esta instituição, não considero atualmente a possibilidade de trabalhar numa outra

Figura 1. Questionário de Commitment Organizacional (QCO)

A confiabilidade de construto e consistência interna foram avaliadas pela confiabilidade composta (CC) e  $\alpha$ , considerando-se indicadores de confiabilidade apropriada os valores superiores a 0,70. A validade de construto foi determinada em três subcomponentes: a validade convergente, calculada pela variância extraída da média (VEM) por cada fator, considerando-se indicador de validade convergente os valores superiores a 0,50<sup>(24,26)</sup>; a validade discriminante, considerada evidente quando a VEM de cada um de dois fatores foi igual ou superior ao quadrado da correlação entre esses fatores; e a validade fatorial, considerando o peso fatorial estandardizado ( $\lambda$ ) e a confiabilidade individual ( $\lambda^2$ ), sendo também indicadores da qualidade do ajustamento local. Usualmente, consideram-se apropriados pesos fatoriais superiores a 0,50 e, subsequentemente, a confiabilidade individual superior a 0,25<sup>(24,29)</sup>, mas na área das ciências sociais, por vezes, são considerados valores inferiores<sup>(30)</sup>. Num estudo prévio do QCO, os autores propõem pesos fatoriais superiores a 0,40<sup>(31)</sup>. Todavia, nesta investigação, optouse por considerar pesos fatoriais iguais ou superiores a 0,30 e a confiabilidade individual igual ou superior a 0,09, sendo que estudos anteriores, em contexto português, apresentaram já pesos fatoriais dessa mesma ordem<sup>(3,32)</sup>.

Este estudo integra uma investigação mais ampla, sob o tema dotações seguras e qualidade dos cuidados de enfermagem, aprovada pelos Conselhos de Administração e Comissões de Ética das instituições hospitalares, bem como da Comissão de Ética da Faculdade de Medicina da Universidade de Coimbra, Portugal (Proc. CE100/2014). A participação dos enfermeiros foi voluntária, sendo os questionários entregues, pessoalmente, ao enfermeiro chefe (papel mediador na entrega e recolha dos questionários) de cada serviço, que os disponibilizou a todos os enfermeiros. Esses instrumentos foram preenchidos de acordo com a disponibilidade dos participantes e, posteriormente, entregues em envelope fechado. Foi solicitado o consentimento informado expresso pelos participantes, garantindo o cumprimento dos princípios éticos, como o anonimato e confidencialidade.

## Resultados

A análise das características sociodemográficas revela que a amostra é maioritariamente de sexo feminino (81,86%), com idades compreendidas entre os 22 e os 59 anos. Quanto às habilitações literárias, o grau académico mais comum é a licenciatura (89,05%), identificando-se 27,07% dos enfermeiros com curso de especialização em enfermagem. O vínculo laboral mais prevalente é o contrato individual de trabalho (59,70%), sendo prática

comum a carga horária de 40 horas semanais (86,03%) e com trabalho organizado por turnos (81,71%), ou *roulement*, como descrito na Tabela 1.

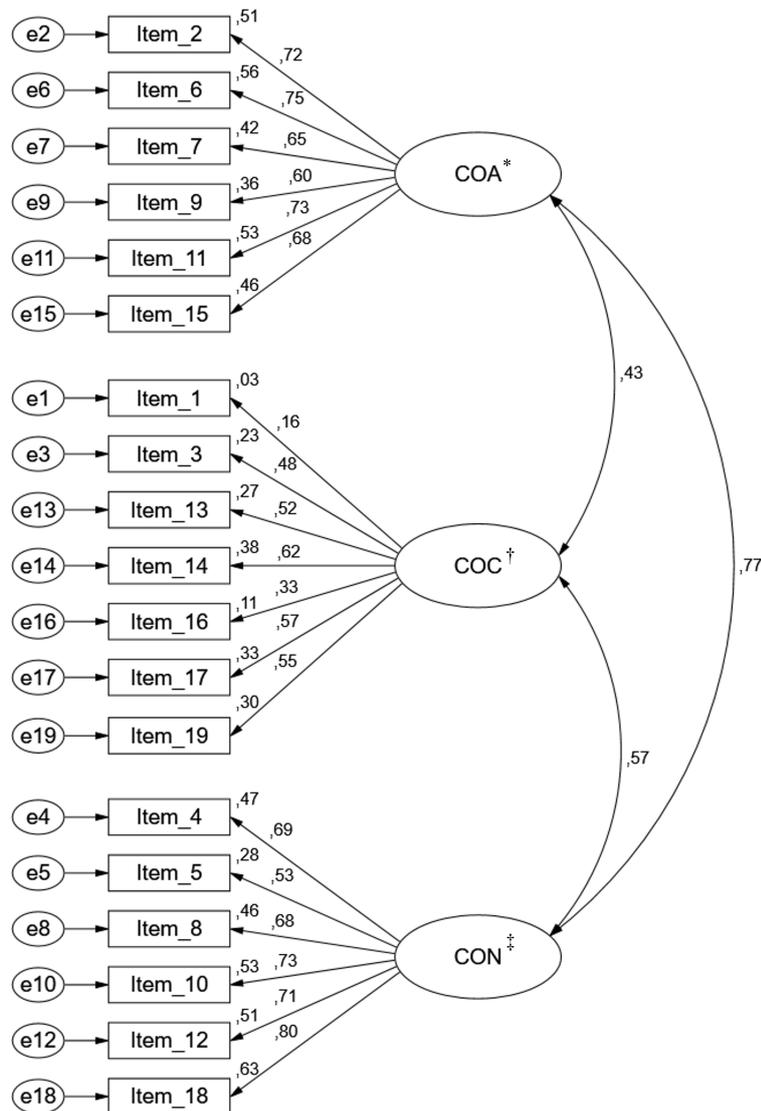
Tabela 1. Características sociodemográficas dos enfermeiros em estudo. Regiões Centro e Norte, Portugal, 2015

Características sociodemográficas	M*	SD†	n‡	%§
Idade (anos)	36,11	±7,97		
Sexo				
Masculino			152	18,14
Feminino			686	81,86
Habilitações Literárias				
Bacharelado			10	1,19
Licenciatura			748	89,05
Mestrado			80	9,52
Doutorado			2	0,24
Especialização				
Curso			222	27,07
Exercício função			70	33,02
Tempo de serviço (anos)	12,99	±7,80		
Inferior a 1 ano			10	1,22
1 a 5 anos			118	14,43
6 a 10 anos			268	32,76
11 a 15 anos			155	18,95
16 a 20 anos			128	15,65
Superior a 20 anos			139	16,99
Vínculo Laboral				
Contrato individual de trabalho			483	59,70
Contrato de trabalho em funções públicas			315	38,94
Outro			11	1,36
Horário Semanal				
35 horas/semana			106	12,88
40 horas/semana			708	86,03
Outro			9	1,09
Tipo de horário				
Fixo (só manhãs)			131	15,98
Por turnos ( <i>roulement</i> )			670	81,71
Outro			19	2,32

\*M - Média; †SD - Desvio padrão; ‡n - Frequência absoluta; §% - Frequência relativa

A análise descritiva dos itens do QCO (média, mediana, moda, desvio-padrão, assimetria e curtose univariadas) demonstra que estes não apresentam desvios severos à normalidade uni- e multivariada, impeditivos da análise fatorial e que apresentam sensibilidade psicométrica apropriada.

A análise fatorial confirmatória do modelo trifatorial do QCO revelou um mau ajustamento aos dados da amostra de 850 enfermeiros ( $\chi^2/df=9,91$ ; CFI=0,78; GFI=0,83; RMSEA=0,10; MECVI=1,84), de acordo com a Figura 2.



\*COA - Comprometimento organizacional afetivo; †COC - Comprometimento organizacional calculativo; ‡CON - Comprometimento organizacional normativo

Figura 2. Estrutura trifatorial do modelo original do Questionário de Comprometimento Organizacional ( $\chi^2/df = 9,91$ ; CFI=0,78; GFI=0,83; RMSEA=0,10; MECVI=1,84)

Analisados os pesos fatoriais e confiabilidades individuais, constatou-se que o item 1 ("Acredito que há muito poucas alternativas para poder pensar em sair desta instituição"), da escala de COC, detinha valores inferiores aos estabelecidos previamente ( $\lambda < 0,30$ ;  $\lambda^2 < 0,09$ ), sugerindo a sua remoção do modelo. Quanto ao pressuposto de normalidade, todos os itens apresentam valores considerados adequados. Todavia, verificou-se a presença de várias observações consideradas *outliers* multivariados ( $p_1$  e  $p_2 < 0,001$ ). Numa estratégia conservadora, refez-se a análise após excluídas oito observações, com valores de  $D^2$  elevados, sem evidência de melhoria na qualidade do ajustamento, decidindo-se, por isso, mantê-las.

Com o intuito de proceder ao refinamento do modelo, a análise dos índices de modificação permitiu identificar itens pouco ajustados ao modelo fatorial, pela covariância entre os resíduos dos itens e os

fatores latentes, bem como pela possível existência de trajetórias adicionais entre os mesmos, nomeadamente os itens 1, 2, 9, 10, 11, 14, 15, 16, 17 e 19. Nesse contexto, dado o elevado número de itens que podiam saturar em mais do que um fator, condicionando por isso a sua clara definição, optou-se por uma estratégia complementar, exploratória, para avaliar a plausibilidade de uma outra estrutura fatorial, recorrendo à pesquisa de especificação heurística. De acordo com o referencial teórico prévio, mantiveram-se os fatores latentes e identificaram-se as trajetórias opcionais, de acordo com a avaliação prévia dos índices de modificação.

A pesquisa heurística exaustiva permitiu, de acordo com os critérios estatísticos, identificar o modelo considerado mais parcimonioso e com melhor qualidade de ajustamento ( $\chi^2/df=7,81$ ;  $p < 0,001$ ). Analisada a disposição dos itens, verificou-se que a trajetória do 9, 14 e 19 ("Na realidade sinto os problemas desta

instituição como se fossem meus”; “Neste momento, manter-me nesta instituição é tanto uma questão de necessidade material quanto de vontade pessoal”; “Como já dei tanto a esta instituição, não considero atualmente a possibilidade de trabalhar numa outra”) foi alterada para o fator CON. Em concordância com o resultado da análise confirmatória, a pesquisa de especificação revelou que o item 1 não satura na escala COC, nem em nenhuma das outras. Os restantes itens mantiveram-se de acordo com a solução fatorial original.

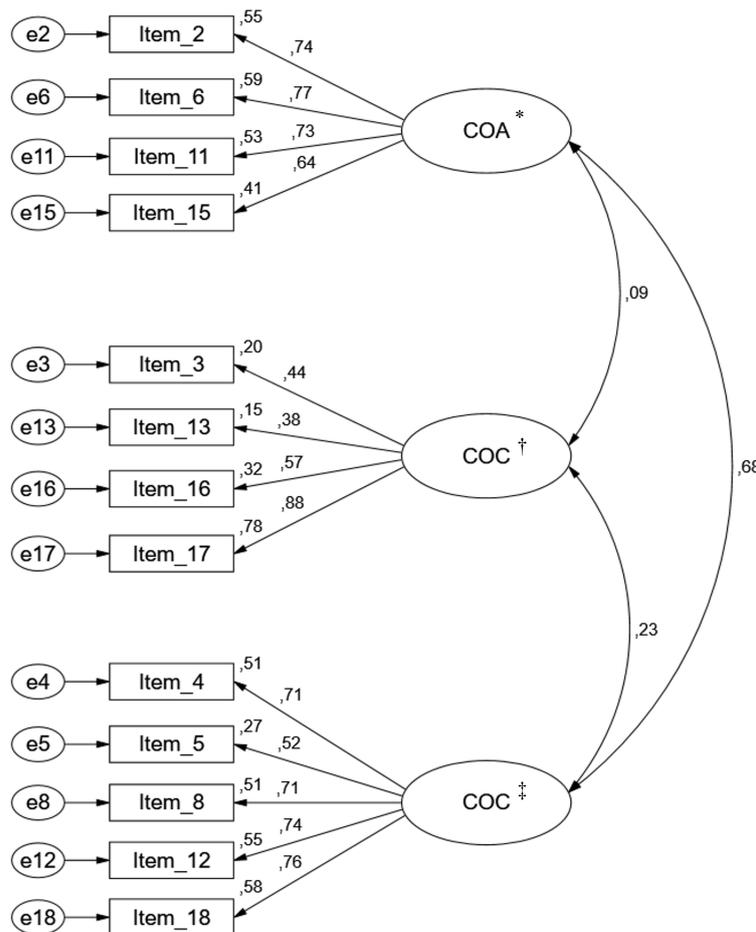
Nesse contexto, atendendo ao referencial teórico conceitual e ao enquadramento dos itens nos fatores latentes originais, optou-se pela remoção dos itens 1, 9, 14 e 19. O modelo simplificado revelou, desse modo, melhor qualidade de ajustamento ( $\chi^2/df=8,30$ ; CFI=0,87; GFI=0,89; RMSEA=0,09; MECVI=0,93) comparativamente ao modelo original, embora ainda globalmente sofrível.

A análise dos itens de modificação desse modelo simplificado demonstrou alta correlação entre os erros de medida dos itens 7 (“Não me sinto como ‘fazendo parte

da família’ nesta instituição”) e 15 (“Não me sinto como fazendo parte desta instituição”), pertencentes ao fator COA. Dada a semelhança e proximidade de formulação e conteúdo dos itens, optou-se, pois, pela remoção do item 7, por apresentar peso fatorial inferior. A análise sustentou ainda a decisão de remoção de item 10 (“Esta instituição merece a minha lealdade”) da escala CON, dada a sua correlação manifesta com outros fatores.

O modelo refinado obtido revela uma adequação aceitável na maioria dos índices da amostra em estudo ( $\chi^2/df=6,56$ ; CFI=0,91; GFI=0,93; RMSEA=0,08; MECVI=0,55), conforme representado na Figura 3. Verifica-se nessa amostra que o modelo simplificado se ajusta melhor à estrutura correlacional observada entre os itens comparativamente ao modelo original ( $\chi^2_{(87)}=1069,77$ ;  $p<0,05$ ), apresentando também um MECVI menor (0,55 vs. 1,84).

Constata-se a existência de correlação moderada entre as escalas COA e CON ( $r=0,68$ ), sendo muito baixa entre a escala COC e as escalas COA e CON, tal como apresentado na Figura 3.



\*COA - Comprometimento organizacional afetivo; †COC - Comprometimento organizacional calculativo; ‡CON - Comprometimento organizacional normativo  
 Figura 3. Estrutura fatorial do modelo refinado do Questionário de Comprometimento Organizacional ( $\chi^2/df=6,56$ ; CFI=0,91; GFI=0,93; RMSEA=0,08; MECVI=0,55)

A confiabilidade de construto, avaliada pela confiabilidade composta e  $\alpha$  de Cronbach, revelou adequada consistência interna das escalas COA e CON (CC e  $\alpha \geq 0,70$ ), apresentando a escala COC valores ligeiramente mais baixos, conforme Tabela 2. Os pesos fatoriais standardizados variaram entre 0,38 e 0,88 e a confiabilidade individual de cada um dos itens entre 0,15 e 0,78 (Figura 3).

Tabela 2. Análise da confiabilidade de construto, validade convergente e validade discriminante dos fatores do Questionário de Comprometimento Organizacional (modelo refinado), numa amostra de enfermeiros das regiões Centro e Norte de Portugal, 2015

Fatores	N.º de itens	CC*	$\alpha^\dagger$	VEM‡	$\rho^{§}$
COA	4	0,81	0,82	0,52	0,01 - 0,46
COC¶	4	0,67	0,65	0,36	0,01 - 0,05
CON**	5	0,82	0,81	0,49	0,05 - 0,46

\*CC - Confiabilidade composta; † $\alpha$  -  $\alpha$  de Cronbach; ‡VEM - Variância extraída da média; § $\rho^2$  - Quadrado da correlação entre os fatores; ||COA - Comprometimento organizacional afetivo; ¶COC - Comprometimento organizacional calculativo; \*\*CON - Comprometimento organizacional normativo

No tocante à validade convergente, revela-se adequada na escala COA, encontrando-se a VEM no limiar da aceitabilidade para a escala CON, sendo o valor inferior na escala COC. A comparação das VEM com os quadrados da correlação entre os fatores revelou validade discriminante das escalas.

A análise da invariância fatorial do modelo, simultânea, nas duas amostras independentes (teste e validação), revelou índices de ajustamento adequados na solução fatorial final ( $\chi^2/df=4,18$ ; CFI=0,89; GFI=0,91; RMSEA=0,06; MECVI=0,82). Não se verificaram diferenças estatisticamente significativas no ajustamento global do modelo, entre as duas amostras, quando da comparação do modelo livre com um modelo constrito, relativamente à estrutura de pesos fatoriais, interceptos e covariâncias dos fatores ( $\lambda: \Delta\chi^2(10)=16,37$ ;  $p=0,090$ ; Interceptos:  $\Delta\chi^2(13)=21,73$ ;  $p=0,060$ ; Covariância:  $\Delta\chi^2(6)=8,89$ ;  $p=0,180$ ; Resíduos:  $\Delta\chi^2(13)=23,32$ ;  $p=0,038$ ). Verifica-se, assim, invariância de medida forte nas duas amostras, confirmando a validade externa dessa estrutura fatorial da versão reduzida do instrumento, conforme Figura 3.

## Discussão

O presente estudo analisou as propriedades psicométricas do QCO numa amostra em contexto da

enfermagem portuguesa, confirmando-se a estrutura tridimensional para avaliação do comprometimento organizacional nos componentes afetivo, calculativo e normativo, como postulado pelos autores do modelo<sup>(2,8)</sup>.

Dada a relevância desse instrumento para a definição e operacionalização do construto de comprometimento organizacional na enfermagem, o presente estudo pretendeu contribuir para a avaliação da validade, confiabilidade e invariância de um modelo adaptado à realidade portuguesa, constituindo-se como uma etapa preliminar ao desenvolvimento de outras investigações.

Tomando em consideração esse objetivo de avaliação das qualidades psicométricas da versão portuguesa do QCO, apesar de se ter determinado como adequada uma amostra de 255 indivíduos, optou-se por utilizar uma amostra de dimensão maior do que o usualmente recomendado para a realização de análise de equações estruturais, com o intuito de traduzir adequadamente a variabilidade populacional, bem como permitir a análise de invariância.

Os resultados da investigação, sustentados pela fundamentação teórica, semântica e conceptual, conduziram à necessidade de adaptação da versão original, originando um modelo simplificado, pela remoção de um item das escalas COA e CON e de três itens da escala COC. Esse modelo evidencia melhor ajustamento às características da amostra em estudo, por comparação com os resultados obtidos para o modelo original.

Estudos anteriores evidenciaram ser já prática comum a melhor adaptação de versões simplificadas, por modelos aninhados, do QCO, de acordo com os diferentes contextos culturais, identificando-se modelos com diferente número de itens<sup>(3,10,32-34)</sup>.

No trabalho inicial de tradução e validação para o contexto português, foram já eliminados dois itens originais, entre os quais consta o item 10, por inadequação à estrutura fatorial. Este estudo sugere ainda, em investigações futuras, a eliminação do item 19, por se encontrar no limiar de aceitabilidade<sup>(3)</sup>.

Um estudo de validação para o contexto brasileiro identifica também o item 10 no componente afetivo<sup>(33)</sup>. Importa salientar que o termo lealdade, presente nesse item, classificado como normativo, poderá ser, de acordo com alguns autores, um indicador de comprometimento afetivo, sendo provavelmente essa a sua interpretação na cultura portuguesa<sup>(33,35-36)</sup>.

As divergências encontradas entre os diferentes modelos poder-se-ão dever ao fato das soluções resultantes de análise fatorial exploratória, com recurso a rotação ortogonal dos fatores, considerarem que cada item satura apenas num fator. Assim, quando

da avaliação desses modelos através de análise confirmatória, é comum que os índices de modificação identifiquem itens que se refletem em diferentes fatores, condicionando a qualidade do ajustamento, sendo tal fato frequente no caso das ciências sociais e humanas<sup>(24)</sup>.

A análise da confiabilidade e a consistência interna do modelo revelaram adequação, nas escalas COA e CON, sendo o valor ligeiramente inferior na escala COC, mas autores há que consideram adequados. Os resultados aqui apresentados são aproximados dos valores da escala original e de outros estudos<sup>(12,31-32,37)</sup>, apesar de inferiores aos do estudo prévio da versão portuguesa<sup>(3)</sup>.

Quanto à validade de construto, na generalidade, os pesos fatoriais são superiores a 0,50, existindo apenas dois itens da escala COC com valores inferiores, que condicionam a sua confiabilidade individual e validade fatorial. A validade convergente, avaliada pela VEM, revelou-se no limiar da aceitabilidade nas escalas COA e CON, sendo ligeiramente inferior na escala COC, decorrente da elevada variabilidade nos pesos fatoriais dos itens. Todavia, verificase validade discriminante de todas as escalas.

De acordo com alguns autores, pesos fatoriais iguais ou superiores a 0,30 ou 0,40 são aceitáveis em análise exploratória em ciências sociais<sup>(30,38)</sup>. Porém, em análise fatorial confirmatória, valores inferiores a 0,50 colocam em causa a validade fatorial e, subsequentemente, a convergente, ao condicionar o valor da VEM<sup>(24)</sup>. Em Portugal, estudos anteriores evidenciaram já pesos fatoriais na ordem de 0,35, nomeadamente o estudo de inicial de validação do QCO para o contexto português e um estudo de validação das escalas COA e COC para trabalhadores de *call center* portugueses<sup>(3,32)</sup>.

Os valores baixos verificados nos itens 3 ( $\lambda=0,44$ ) e 13 ( $\lambda=0,38$ ) podem estar associados a problemas de interpretação cultural, decorrentes do processo de adaptação para o contexto da enfermagem portuguesa. Importa, também, referir que o item 1 foi removido do modelo simplificado por apresentar peso fatorial muito baixo.

No entanto, por questões teóricas, dado que esses itens pertencem à escala COC, ao nível da qual se verificou a maior necessidade de ajuste, com a remoção de três itens (1, 14 e 19), optouse por manter os itens 3 e 13 no modelo em estudo, dada a sua importância para a garantia de avaliação do construto latente de comprometimento calculativo.

Todas as modificações associadas à escala COC podem dever-se ao fato, em teoria, desse fator poder ser subdividido. A abordagem bidimensional inclui um fator relacionado com a percepção de ausência de alternativas e oportunidades de emprego e outro

associado à percepção de sacrifícios decorrentes da saída da organização. Porém, é frequente que esses dois fatores se encontrem fortemente correlacionados. A evidência científica é, contudo, ambivalente no que diz respeito à dimensionalidade do COC, existindo estudos que sustentam ambas as perspectivas, uni- e bidimensional<sup>(39)</sup>.

No contexto da estrutura fatorial, os autores da escala<sup>(2,8)</sup> postularam que os componentes afetivo, calculativo e normativo são independentes, sendo esse pressuposto sustentado por diversos estudos. Todavia, dada a evidência de correlação forte, presente na generalidade dos estudos, incluindo o atual, entre as escalas COA e CON, tem-se questionado a pertinência da sua utilização de forma dissociada, existindo mesmo estudos que consideram apenas a escala COA e COC<sup>(7,32)</sup>.

Apesar das limitações encontradas no que diz respeito à validade de construto, é de salientar a estabilidade dessa solução fatorial, comprovando-se a invariância de medida forte do modelo em duas amostras independentes.

Estes resultados vêm, assim, evidenciar que o modelo proposto revela adequação para avaliar o comprometimento organizacional no contexto da enfermagem portuguesa.

Importa, contudo, referir que os resultados obtidos devem ser analisados tendo em consideração as limitações do estudo, nomeadamente em relação à validade de construto e tipo de amostragem.

Nesse contexto, estudos adicionais são necessários, nomeadamente com unidades amostrais diferentes, para análise de distintas estruturas fatoriais, considerando, assim, a possibilidade de dissociação da escala de comprometimento afetivo, de modo a identificar o modelo mais adequado ao contexto cultural da enfermagem portuguesa.

## Conclusão

A presente investigação contribuiu para o estudo das qualidades psicométricas do QCO no contexto da enfermagem portuguesa. A análise fatorial confirmatória e a pesquisa de especificação sustentaram o refinamento do modelo original, confirmando-se a invariância de medida forte do modelo tridimensional simplificado em duas amostras independentes. Contudo, identificaram-se algumas limitações ao nível da confiabilidade e validade de construto, sendo necessários estudos adicionais.

O QCO revela-se, assim, um instrumento ajustado para a monitorização e avaliação do comprometimento

organizacional dos recursos humanos de enfermagem, no contexto português.

## Referências

1. Lima MP, Costa VMF, Lopes LFD, Balsan LAG, Santos AS, Tomazzoni GC. Levels of career commitment and career entrenchment of nurses from public and private hospitals. *Rev. Latino-Am. Enfermagem*. 2015; 23(6):1033–40. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/0104-1169.0211.2646>.
2. Meyer JP, Allen NJ. A Three-Component Conceptualization of Organizational Commitment. *Hum Resour Manag Rev*. 1991; 1(1):61–89. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/1053-4822\(91\)90011-Z](http://dx.doi.org/10.1016/1053-4822(91)90011-Z).
3. Nascimento JL, Lopes A, Salgueiro MF. Estudo sobre a validação do “Modelo de Comportamento Organizacional” de Meyer e Allen para o contexto português. *Comport Organ Gest*. [Internet]. 2008 [cited Apr 8, 2017]; 14(1):115–33. Available from: <http://www.scielo.mec.pt/pdf/cog/v14n1/v14n1a08.pdf>. Portuguese.
4. Franco M, Franco S. Organizational commitment in family SMEs and its influence on contextual performance. *Team Perform Manag An Int J*. 2017; 23(7/8):364–84. doi: <http://dx.doi.org/10.1108/TPM-05-2016-0020>.
5. Kim YI, Geun HG, Choi S, Lee YS. The impact of organizational commitment and nursing organizational culture on job satisfaction in Korean American Registered Nurses. *J Transcult Nurs*. 2017; 28(6):590–7. doi: <http://dx.doi.org/10.1177/1043659616666326>.
6. Karami A, Farokhzadian J, Foroughameri G. Nurses’ professional competency and organizational commitment: Is it important for human resource management? *PLoS One*. 2017; 12(11):e0187863. doi: <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0187863>.
7. Jaros S. Meyer and Allen Model of Organizational Commitment : Measurement Issues. *Icfai J Organ Behav*. [Internet]. 2007 [cited Apr 11, 2017]; 6(4):7–26. Available from: <https://pdfs.semanticscholar.org/7546/2d9094b420466ad68c404527c7b6cb38d040.pdf>.
8. Meyer JP, Allen NJ. *Commitment in the Workplace: Theory, Research and Application*. Thousand Oaks: SAGE Publications; 1997. 150 p. doi: <http://dx.doi.org/10.4135/9781452231556>.
9. Gabrani A, Hoxha A, Gabrani J, Petrela E, Zaimi E, Avdullari E. Perceived organizational commitment and job satisfaction among nurses in Albanian public hospitals: A cross-sectional study. *Int J Healthc Manag*. 2016; 9(2):110–8. doi: <http://dx.doi.org/10.1179/2047971915Y.0000000019>.
10. Meyer JP, Stanley DJ, Jackson TA, McInnis KJ, Maltin ER, Sheppard L. Affective, normative, and continuance commitment levels across cultures: A meta-analysis. *J Vocat Behav*. 2012; 80(2):225–45. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jvb.2011.09.005>.
11. Goh CY, Marimuthu M. The Path towards Healthcare Sustainability: The Role of Organisational Commitment. *Procedia Soc Behav Sci*. 2016; 224:587–92. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2016.05.445>.
12. Nunes EMGT, Gaspar MFM. Quality of the leader-member relationship and the organizational commitment of nurses. *Rev Esc Enferm USP*. 2017; 51:e03263. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/S1980-220X2016047003263>.
13. Wong CA, Spence Laschinger HK. The influence of frontline manager job strain on burnout, commitment and turnover intention: A cross-sectional study. *Int J Nurs Stud*. 2015; 52(12):1824–33. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2015.09.006>.
14. Nunes EMGT, Gaspar MFM. Meyer and Allen’s Organizational Behavior Model: Study with Nurses. *Pensar Enferm*. [Internet]. 2014 [cited Apr 8, 2017]; 18(1):14–26. [http://pensarenfermagem.esel.pt/files/Artigo2\\_14\\_26.pdf](http://pensarenfermagem.esel.pt/files/Artigo2_14_26.pdf). Portuguese.
15. Vagharseyyedin S. An integrative review of literature on determinants of nurses’ organizational commitment. *Iran J Nurs Midwifery Res*. 2016; 21(2):107–17. doi: <http://dx.doi.org/10.4103/1735-9066.178224>.
16. Baird KM, Tung A, Yu Y. Employee organizational commitment and hospital performance. *Health Care Manage Rev*. 2017; Sep 15. doi: <http://dx.doi.org/10.1097/HMR.000000000000181>.
17. Ordem dos Enfermeiros. Dados estatísticos dos membros activos em 31-12-2016. [Internet]. 2017. [Acesso 11 abril 2017]; 2017. Disponível em: [http://www.ordemenfermeiros.pt/Documents/2016\\_DadosEstatisticos\\_00\\_Nacionais.pdf](http://www.ordemenfermeiros.pt/Documents/2016_DadosEstatisticos_00_Nacionais.pdf). Portuguese.
18. Gupta V, Agarwal UA, Khatri N. The relationships between perceived organizational support, affective commitment, psychological contract breach, organizational citizenship behaviour and work engagement. *J Adv Nurs*. 2016; 72(11):2806–17. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/jan.13043>.
19. Santos A, Chambel MJ, Castanheira F. Relational job characteristics and nurses’ affective organizational commitment: The mediating role of work engagement. *J Adv Nurs*. 2016; 72(2):294–305. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/jan.12834>.
20. Rodrigues A, Queirós A, Pires C. A influência do marketing interno nas atitudes e comportamentos dos colaboradores: aplicação a uma organização de cuidados sociais e de saúde. *Rev Port Saúde Pública*. 2016; 34(3):292–304. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rpsp.2016.08.001>. Portuguese.
21. Osei HV, Osei-Kwame D, Osei Amaniampong L. The effects of individual mechanisms on work self-efficacy of nurses: The mediating role of organizational commitment. *Int J Healthc Manag*. 2017; 10(4):219–37. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/20479700.2016.1268798>.
22. Pereira I, Veloso A, Silva IS, Costa P. Compromisso organizacional e satisfação laboral: um estudo exploratório em unidades de saúde familiar portuguesas. *Cad Saúde Pública*. 2017; 33(4):e00153914. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/0102-311x00153914>. Portuguese.

23. Westland JC. Lower bounds on sample size in structural equation modeling. *Electron Commer Res Appl*. 2010; 9(6):476–87. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.elerap.2010.07.003>.
24. Marôco J. *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, Software & Aplicações*. 2nd ed. Pêro Pinheiro: Report Number; 2014. 389 p. Portuguese.
25. Souza AC, Alexandre NMC, Guirardello EB. Psychometric properties in instruments evaluation of reliability and validity Propiedades. *Epidemiol Serv Saúde*. 2017; 26(3):649–59. doi: <http://dx.doi.org/10.5123/S1679-49742017000300022>.
26. Hair JF, Babin BJ, Krey N. Covariance-Based Structural Equation Modeling in the Journal of Advertising: Review and Recommendations. *J Advert*. 2017; 46(1):163–77. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/0913367.2017.1281777>.
27. Rios J, Wells C. Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*. 2014; 26(1):108–16. doi: <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2013.260>.
28. Damásio BF. Contribuições da Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG) na avaliação de invariância de instrumentos psicométricos. *Psico-USF*. 2013; 18(2):211–20. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-82712013000200005>. Portuguese.
29. Fornell C, Larcker DF. Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *J Mark Res*. 1981;18(February):39–50. doi: <http://dx.doi.org/10.2307/3151312>.
30. Matsunaga M. How to Factor-Analyze Your Data Right: Do's, Don'ts, and How-To's. *Int J Psychol Res*. 2010; 3(1):97–110. doi: <http://dx.doi.org/10.21500/20112084.854>.
31. Allen NJ, Meyer JP. The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization. *J Occup Psychol*. 1990; 63:1–18. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8325.1990.tb00506.x>.
32. Pais L, Castro CS, Mónico LSM. Affective and Continuance Commitment in Call Centres: Validation of Meyer and Allen Questionnaire. In: *International Multidisciplinary Scientific Conference on Social Sciences and Arts SGEM2014*. 2014. p. 11–8. doi: <http://dx.doi.org/10.5593/sgemsocial2014/B11/S1.002>.
33. Medeiros CAF, Enders WT. Validação do modelo de conceitualização de três componentes do comprometimento organizacional (Meyer e Allen, 1991). *Rev Adm Contemp*. 1998; 2(3):67–87. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-65551998000300005>. Portuguese.
34. Chang HY, Shyu YIL, Wong MK, Chu TL, Lo YY, Teng CI. How does burnout impact the three components of nursing professional commitment? *Scand J Caring Sci*. 2017; 31(4):1003–11. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/scs.12425>.
35. Lapointe É, Vandenberghe C. Supervisory mentoring and employee affective commitment and turnover: The critical role of contextual factors. *J Vocat Behav*. 2017; 98:98–107. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jvb.2016.10.004>.
36. Ruiller C, Van Der Heijden BIJM. Socio-emotional support in French hospitals: Effects on French nurses' and nurse aides' affective commitment. *Appl Nurs Res*. 2016; 29:229–36. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.apnr.2015.06.006>.
37. Betanzos-Díaz N, Rodríguez-Loredo CS, Paz-Rodríguez F. Development and validation of a questionnaire on normative organizational commitment : A pilot study in Mexicans workers The construct of the organizational commitment has its. *An Psicol*. 2017; 33(2):393–402. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.2.235211>.
38. Floyd FJ, Widaman KF. Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychol Assess*. 1995; 7(3):286–99. doi: <http://dx.doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.286>.
39. Meyer JP, Morin AJS, Vandenberghe C. Dual commitment to organization and supervisor: A person-centered approach. *J Vocat Behav*. 2015; 88:56–72. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jvb.2015.02.001>.

Recebido: 28.07.2017

Aceito: 06.05.2018

Correspondência:

João Manuel Garcia Nascimento Graveto  
Escola Superior de Enfermagem de Coimbra  
Rua 5 de Outubro, Apartado 7001  
CEP: 3046-851, Coimbra, Portugal  
E-mail: [jgraveto@esenfc.pt](mailto:jgraveto@esenfc.pt)

**Copyright © 2018 Revista Latino-Americana de Enfermagem**

Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Licença Creative Commons CC BY.

Esta licença permite que outros distribuam, remixem, adaptem e criem a partir do seu trabalho, mesmo para fins comerciais, desde que lhe atribuam o devido crédito pela criação original. É a licença mais flexível de todas as licenças disponíveis. É recomendada para maximizar a disseminação e uso dos materiais licenciados.