

## Empirical Articles

# Centração no paciente: Contributo para o estudo de adaptação da Patient-Practitioner Orientation Scale (PPOS)

Patient-Centeredness: Contribution to the Adaptation of the Patient-Practitioner Orientation Scale (PPOS)

Ana Monteiro Grilo<sup>\*ab</sup>, Joana Santos Rita<sup>c</sup>, Elisabete Teresa Carolino<sup>d</sup>, Ana Isabel Gomes<sup>e</sup>,  
Margarida Custódio dos Santos<sup>ab</sup>

[a] Departamento de Ciências Sociais e Humanas, Área Científica de Psicologia, Escola Superior de Tecnologia da Saúde de Lisboa, Instituto Politécnico de Lisboa, Lisboa, Portugal. [b] Centro de Investigação em Psicologia, Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa, Lisboa, Portugal. [c] Administração Regional de Saúde de Lisboa e Vale do Tejo, ACES Loures-Odivelas, Lisboa, Portugal. [d] Departamento de Ciências Naturais e Exatas, Área Científica de Matemática, Escola Superior de Tecnologia da Saúde de Lisboa, Instituto Politécnico de Lisboa, Lisboa, Portugal. [e] Hospital Lusíadas Lisboa, Lisboa, Portugal.

## Resumo

**Objetivo:** Este estudo teve como objetivo traduzir e contribuir para a adaptação para a população portuguesa (Português Europeu) da Patient-Practitioner Orientation Scale (PPOS).

**Método:** Após o processo de tradução e de pré-teste, a escala foi aplicada a 593 estudantes do 1º ao 6º ano do curso de Medicina em várias Universidades de Portugal Continental. A validade do construto e a fiabilidade do instrumento foram aferidas através da análise fatorial exploratória (ACP) e confirmatória (AFC), e do cálculo do coeficiente alpha de Cronbach.

**Resultados:** A versão final explica 31.54% da variância total e confirma a estrutura em dois fatores: Caring, (19.56% da variância) e Sharing (11.98% da variância). Os itens 2 e 4 apresentaram inconsistências com os fatores definidos à priori (versão original do instrumento), os itens 9 e 17 obtiveram cargas fatoriais inferiores a .3, e o item 3 registou uma diferença inferior a .1 entre as cargas fatoriais para os dois domínios. Os coeficientes de alpha de Cronbach foram .65, .50 e .56 para a escala total, e subescalas Caring e Sharing, respetivamente. A AFC revelou um bom ajustamento global do modelo de medida ( $\chi^2(132, N = 593) = 344.28, p < .001$ ;  $\chi^2/df = 2.61$ ; GFI = .93; AGFI = .92; CFI = .87; NNFI = .81; SRMR = .084; RMSEA = .05, 95% CI [0.045, 0.059],  $p = .293$ ). As análises exploratórias posteriores sugerem a possibilidade de melhoria dos índices de validade e de fiabilidade da escala total e da sub-escala Caring, com a retirada de itens específicos.

**Conclusão:** Não obstante as fragilidades encontradas no que concerne à fiabilidade e validade da PPOS-P para uma amostra de estudantes portugueses de Medicina, este estudo representa um contributo científico para a adaptação da escala, que pode ser considerada para efeitos de avaliação de atitudes de centração no paciente nos contextos da educação médica e da investigação.

**Palavras-Chave:** centração no paciente, cuidar, partilhar, PPOS, adaptação, profissionais de saúde

## Abstract

**Objective:** The purpose of this study was to contribute to the European Portuguese adaptation of the Patient-Practitioner Orientation Scale (PPOS).

**Method:** A sample of 593 medical students participated in the study. After permission from the original author, the translation procedures required to ensure translation of the PPOS to European Portuguese were performed. Construct validity (exploratory and confirmatory factor analysis) and reliability (internal consistency) were assessed.

**Results:** The final version confirmed the original structures of two factors, explaining 31.54% of total variance; Caring (19.56%) and Sharing (11.98%). Items 2 and 4 showed inconsistencies with the factors defined earlier in the original version of the instrument, items 9 and 17 obtained a factorial load less than .3, and the item 3 achieved a difference of less than .1 between factorial charges for the two domains. The internal consistency of PPOS-P scales were adequate (Cronbach's alpha of .65, .50 and .56 for total scale, and subscales Caring and Sharing, respectively). Confirmatory factor analysis provided an acceptable adjustment for the observed variables ( $\chi^2(132, N = 593) = 344.28, p < .001$ ;  $\chi^2/df = 2.61$ ; GFI = .93; AGFI = .92; CFI = .87; NNFI = .81; SRMR = .084; RMSEA = .05, 95% CI [0.045, 0.059],  $p = .293$ ). Subsequent exploratory analyzes suggest the potential for improving the levels of validity and reliability of the total scale and Caring subscale, with the removal of specific items.

**Conclusion:** Although the fragilities identified in the validity and reliability of the PPOS-P in a sample of Portuguese medical students, this work can represent an important and useful contribute to further investigations that might consider this instrument as a measure of student's changes of patient-centeredness attitudes.

**Keywords:** patient-centeredness, caring, sharing, adaptation, PPOS, health professionals

Psychology, Community & Health, 2017, Vol. 6(1), 170–185, doi:10.5964/pch.v6i1.148

Received: 2015-05-25. Accepted: 2017-03-28. Published (VoR): 2018-01-08.

Handling Editor: Marta Marques, CIPER, Faculty of Human Kinetics, University of Lisbon, Lisbon, Portugal; ISPA – Instituto Universitário, Lisbon, Portugal

\*Corresponding author at: Av. D. João II, Lote 4.69.01, 1990 – 096 Lisboa, Portugal. E-mail: ana.grilo@estesl.ipl.pt



This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

A centração no paciente é hoje reconhecida como um aspeto fundamental da interação profissional de saúde-paciente (Hudon, Fortin, Haggerty, Loignon, Lambert, & Poitras, 2012). O conceito de centração foi introduzido por Balint em meados do século XX com o objectivo de afirmar que cada paciente deve ser entendido como *pessoa única* (Balint, 1969). Ao longo das últimas décadas, o conceito foi evoluindo e amplificado, sendo que a definição actualmente mais aceite traduz a centração no paciente como “o cuidado que é congruente e responsivo às necessidades, desejos e preferências dos pacientes” (Laine & Davidoff, 1996, pp. 152). Mead e Bower (2000) desempenharam um importante papel na conceptualização deste conceito ao integrarem cinco componentes: (1) adopção do modelo biopsicossocial, em oposição ao modelo biomédico; (2) compreensão do paciente enquanto um indivíduo único com os seus direitos, e não como um simples corpo com uma doença; (3) partilha de poder e de responsabilidade entre profissional de saúde e paciente; (4) construção de uma aliança terapêutica; e (5) compreensão do cuidador enquanto pessoa, e não apenas como um técnico provido de competências específicas.

Neste contexto, o modelo de centração no paciente pressupõe que o profissional de saúde compreenda a perspetiva do paciente sobre a sua doença ou disfunção (Mead & Bower, 2000), isto é, as suas ideias e preocupações (Bensing & Verhaak, 2004), bem como os aspetos culturais que podem condicionar as suas atitudes e os seus comportamentos (Lamiani et al., 2008; Okamoto, 2007; Teal & Street, 2009). Para além disto, o profissional de saúde necessita de partilhar o processo de decisão com o doente atribuindo-lhe poder epistemológico e tornando-o membro ativo (e, por isso, responsável) no seu processo de tratamento (Epstein & Peters, 2009; Mead & Bower, 2000).

Diversos estudos têm vindo a demonstrar que as atitudes de centração no paciente são determinantes para a qualidade dos cuidados de saúde em geral, e da comunicação em particular (Deledda, Moretti, Rimondini, & Zimmermann, 2013). Estas atitudes têm vindo a ser consistentemente associadas à satisfação do doente (Cvengros, Christensen, Hillis, & Rosenthal, 2007; Krupat, Yeager, & Putnam, 2000; Mast, Kindlimann, & Langewitz, 2005), ao aumento da adesão ao tratamento (Haskard Zolnieriek & DiMatteo, 2009), à menor perturbação emocional (Corney, 2000), a diagnósticos mais precisos (Dyche & Swiderski, 2005), ao mais rápido restabelecimento do doente (Street, Makoul, Arora, & Epstein, 2009), e à diminuição do número de consultas (Bertakis & Azari, 2011), bem como de erros médicos (Gong, Zhu, Li, Turley, & Zhang, 2006). A constatação dos benefícios da abordagem centrada no paciente confere pertinência às atitudes e competências que lhe estão subjacentes e apontam para a necessidade da sua avaliação e desenvolvimento. Justifica-se, assim, a utilização de um instrumento como forma de avaliar as atitudes de centração dos estudantes e profissionais de saúde face à relação com o paciente.

A *Patient-Practitioner Orientation Scale* (PPOS) construída por Krupat, Yeager e Putnam (2000), é atualmente o instrumento mais utilizado para avaliar a centração no paciente. Trata-se de um instrumento de auto-relato, passível de ser aplicado a estudantes, profissionais de saúde e pacientes, e permite avaliar as atitudes ao longo do contínuo centração no paciente vs. centração na doença/médico. Os resultados obtidos a partir da PPOS indicam se o médico ou estudante de medicina possuem uma orientação mais centrada no paciente ou mais centrada na doença; quando utilizada com pacientes, mostra qual a sua preferência por um ou outro tipo de orientação.

A PPOS integra duas dimensões distintas da centração no paciente, *Sharing* e *Caring*. A primeira refere-se ao grau em que o médico partilha informação e controlo com o paciente. Integra a dimensão de partilha de poder e de responsabilidade entre profissional de saúde e paciente (Mead & Bower, 2000) reflectindo quanto os participantes acreditam que o paciente deseja obter informação e integrar o processo de tomada de decisão, compartilhando o poder com o clínico. A segunda traduz-se pelo grau em que o médico proporciona suporte ao paciente e se preocupa com aspetos que ultrapassam os sintomas físicos, e reflete o quanto os participantes acreditam que as expectativas, sentimentos e circunstâncias de vida do paciente interferem no processo de tratamento (Mead & Bower, 2000).

No processo original de construção da escala Krupat, Yeager e Putnam (2000) solicitaram a 297 estudantes que respondessem a um total de 61 itens relativos às suas atitudes em relação à interação médico-paciente. Todos os itens foram formulados de forma a reflectir uma das duas dimensões da centração no paciente. Após o estudo estatístico inicial, foi proposta uma escala com 33 itens (*alfa de Cronbach* = .83), pertencendo 15 à subescala *Sharing* (*alfa de Cronbach* = .82) e 18 à subescala *Caring* ( $\alpha$  = .80). Posteriormente, a análise fatorial recorrendo a método de rotação *Varimax* e análise dos índices de precisão interna de cada item possibilitou uma nova redução de itens, ficando a versão final da escala total com 18 itens (nove itens para cada uma das subescalas). Com o objetivo de validar cada construto (*Caring* e *Sharing*), os autores estudaram também a correlação entre as médias obtidas na PPOS e os resultados obtidos noutras duas escalas (*Multidimensional Health Locus of Control Scale* e *The Attitude Toward Authority Scale*), concluindo que as crenças de controlo, medidas na PPOS, são específicas para a relação médico-paciente e não têm tradução nas relações hierárquicas em geral.

A PPOS tem vindo a ser utilizada em diversas investigações relativas à educação de futuros profissionais de saúde (e.g., Cvengros, Christensen, Hillis, & Rosenthal, 2007; Haidet et al., 2002; Lee, Seow, Luo, & Koh, 2008; Ribeiro, Krupat, & Amaral, 2007; Ross & Haidet, 2011; Tsimtsiou, Kerasidou, Efstathiou, Papaharitou, & Hatzimouratidis, 2007) e à comunicação entre profissional de saúde e paciente (Shaw, Woiszwilllo, & Krupat, 2012), o que constitui um bom indicador da sua aplicabilidade. Considerando a inexistência, em Portugal, de instrumentos validados para medir a centração no paciente, o presente estudo teve como objetivo proceder à tradução e adaptação da PPOS com recurso a uma amostra de estudantes de medicina portugueses que frequentam o curso de Medicina em Universidades de Portugal Continental.

## Método

### Descrição do Instrumento Original

A PPOS é uma escala originalmente escrita na língua inglesa que coloca os respondentes perante dezoito afirmações, que devem ser classificadas numa escala de tipo *Likert* com seis pontos, em que o valor 1 corresponde a *Completamente de acordo* e o valor 6 a *Completamente em desacordo*. A escala é constituída por duas dimensões de centração no paciente: *Sharing* e *Caring*. Os nove itens correspondentes à dimensão *Sharing* pretendem medir até que ponto o respondente acredita que o poder e o controlo devem ser partilhados entre o médico e o paciente, e que o profissional de saúde deve partilhar informação como paciente. (p.e., *Os pacientes deveriam ser tratados como parceiros dos médicos, com igualdade de poder e estatuto*.) É composta pelos itens 1, 4, 5, 8, 9, 10, 12, 15 e 18. A dimensão *Caring* conta igualmente com nove itens que medem se o respondente considera as expectativas, sentimentos e preferências dos pacientes como elementos determinantes da relação médico-doente e do processo de tratamento. (p.e., *Não é muito importante conhecer as características culturais e psicossociais do paciente para tratá-lo*.) Inclui os itens 2, 3, 6, 7, 11, 13, 14, 16 e 17. Existem três itens formulados inversamente (itens 9, 13 e 17), havendo lugar à reversão do valor obtido para cálculo dos *scores* total e de cada uma das dimensões. Para todos os itens, os valores mais elevados representam a centração no paciente, ao passo que os valores mais baixos correspondem a uma orientação centrada no médico.

O resultado total da escala pode ser obtido a partir da média aritmética dos valores dos 18 itens. Os autores da escala original (Krupat, Rosenkranz, et al., 2000) dividem o resultado total em três grupos: alto ( $\text{score} \geq 5.00$ , correspondendo a uma orientação centrada no paciente), médio ( $4.57 < \text{score} < 5.00$ ) e baixo ( $\text{score} \leq 4.57$ ), correspondendo a uma orientação centrada na doença ou no profissional de saúde. Os resultados das dimensões *Sharing* e *Caring* podem, à semelhança da escala total, ser obtidos respetivamente a partir da média dos valores dos nove itens correspondentes a cada dimensão (Krupat, Rosenkranz, et al., 2000).

### Processo de Tradução e Adaptação Cultural

De forma a cumprir os dois primeiros passos na adaptação transcultural (Eremenco, Cella, & Arnold, 2005), a versão original do instrumento foi submetida a um processo de tradução e retroversão, realizado em três fases (figura 1).

Numa primeira fase, dois tradutores bilingues realizaram traduções independentes e simultâneas do instrumento para Português Europeu. A harmonização das duas traduções numa só versão foi depois concretizada por um profissional de saúde bilingue, com mais de 10 anos de experiência profissional. Na fase seguinte, dois outros tradutores bilingues realizaram a retroversão desta versão de consenso, de forma independente. A verificação da equivalência do conteúdo da retroversão com a escala original foi garantida por um linguista sénior, experiente na tradução de instrumentos em Língua Inglesa, processo do qual resultou a adequação da estrutura frásica de alguns itens. Na terceira fase, foi realizada uma aplicação piloto do instrumento em Português Europeu (PPOS-P) com 15 estudantes de medicina portugueses, que foram depois entrevistados, para aferir eventuais problemas na clareza do vocabulário utilizado e na compreensão dos itens, e para assegurar que o significado original de cada item se mantinha na nova versão. A aplicação prévia da versão experimental do instrumento permitiu também avaliar alguns aspetos da validade facial do mesmo

(Hammond, 1995). Com base nas entrevistas, foram efetuadas pequenas alterações de redação em 3 itens (e.g., itens 1, 3 e 9).

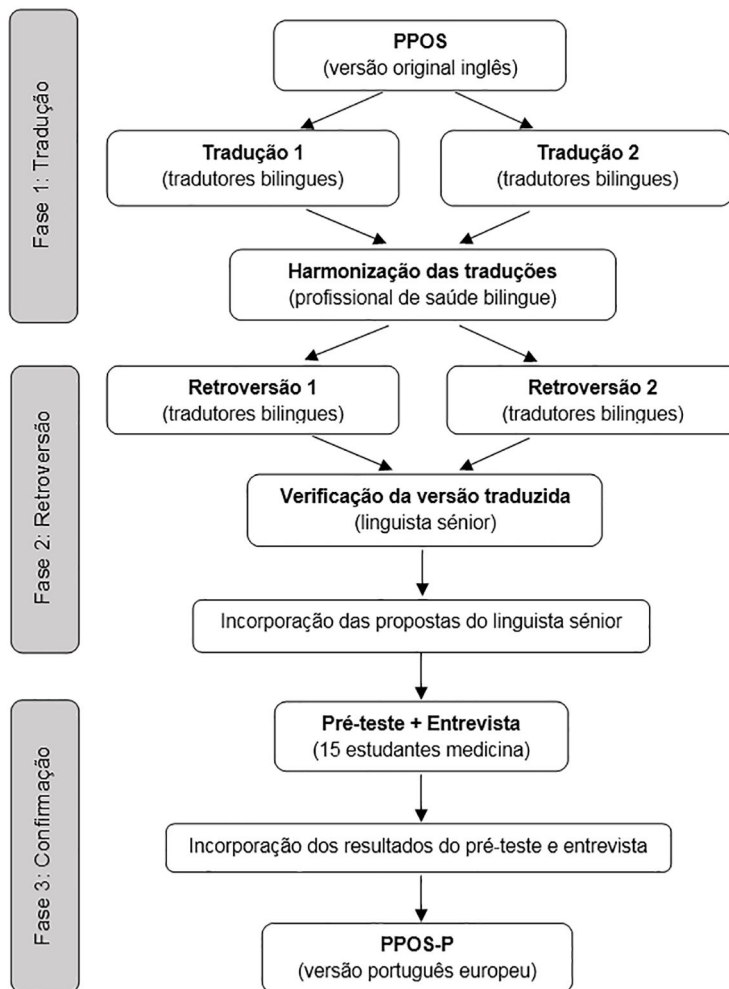


Figura 1. Representação Gráfica do Processo de Tradução e Adaptação Cultural do Instrumento

## Procedimento de aplicação da versão para português europeu da PPOS

A recolha de dados deste estudo decorreu entre outubro de 2012 e janeiro de 2013. Estudantes de medicina de sete faculdades de medicina portuguesas (i.e., Instituto de Ciências Biomédicas Abel Salazar, Universidade da Beira Interior, Universidade de Coimbra, Universidade de Lisboa, Universidade Nova de Lisboa, Universidade do Minho e Universidade do Porto) foram convidados a participar no estudo, através de mensagem de correio eletrónico promovida pelas associações de estudantes de cada instituição. Cada estudante recebia uma mensagem com o *link* para preenchimento da escala. Após o preenchimento da mesma, o estudante recepcionava uma mensagem de correio electrónico agradecendo a colaboração. Na elaboração do formulário foi introduzida a limitação de uma resposta por utilizador. Foram considerados como critérios de inclusão na amostra: a) estar atualmente matriculado no curso de Medicina, e b) frequentar um dos seis anos de escolaridade do curso. Os sujeitos, depois de informados que a sua participação era voluntária e anónima, preencheram *online* o instrumento principal e ainda um questionário de caracterização

sociodemográfica, bem como o consentimento informado. Os questionários não continham qualquer pedido de identificação e apenas os estudantes que deram o seu consentimento participaram no estudo.

## Validade de construto e fiabilidade da Versão Portuguesa do Instrumento

De modo a atestar a equivalência de construto e fiabilidade entre a versão original do questionário e a versão experimental em Português Europeu, optou-se por submeter este novo instrumento aos mesmos procedimentos estatísticos que foram utilizados na construção da versão original, como sugerido por [Ribeiro \(1999\)](#). A validade de construto do instrumento foi avaliada com recurso a procedimentos de análise fatorial exploratória e confirmatória. A fiabilidade do instrumento foi obtida por meio de procedimentos de análise da consistência interna, com recurso ao coeficiente *alpha* de *Cronbach*.

## Considerações Éticas

A utilização da PPOS para a população portuguesa foi autorizada pelo primeiro autor da escala original, Edward Krupat. A aprovação por comissão de ética não foi requerida por parte das associações de estudantes que promoveram o estudo.

## Análise Estatística

Os dados demográficos foram objeto de uma análise estatística descritiva. Na análise fatorial exploratória, a extração dos fatores foi realizada através da Análise em Componentes Principais (ACP), com rotação *varimax*, e determinação prévia de dois fatores (dada a natureza do construto avaliado e a consideração de duas dimensões no estudo da escala original em língua inglesa, foi definido este critério *à priori*). Foram retidos os fatores comuns que apresentavam um *eigenvalue* superior a 1, tendo esta informação sido articulada com o *scree plot* e a percentagem de variância total explicada. A validade da análise fatorial exploratória foi confirmada através da medida de adequação de Kaiser-Meyer-Olkin (i.e., KMO superior a 0.7) e do Teste de Esfericidade de Bartlett (i.e.,  $p < .05$ , para rejeitar  $H_0$ ). Na matriz fatorial, foram considerados relevantes para análise os itens com pesos fatoriais absolutos acima de .3, tendo em linha de conta a dimensão da amostra ([Marôco, 2007](#); [Yong & Pearce, 2013](#)).

A Análise Fatorial Confirmatória (AFC) foi verificada pela análise de máxima verossimilhança e pelos índices de ajustamento global do modelo, segundo critérios específicos de adequação em cada indicador: i) razão qui-quadrado pelos graus de liberdade ( $\chi^2/g.l.$ , com valores recomendados compreendidos entre 2 e 3), ii) RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation, com valores entre .05 e .08, para IC de 90% e  $p \leq .10$ ), iii) SRMR (Standardized Root-Mean-Squared Residual, com valores compreendidos entre .05 e .1, para IC de 90% e  $p \leq .10$ ), iv) GFI (Goodness-of-Fit Index, com valores iguais ou superiores a .90), v) AGFI (Adjusted Goodness-of-Fit Index, com valores iguais ou superiores a .90), vi) NNFI (Non-Normed Fit Index, com valores iguais ou superiores a .90) e, vii) CFI (Comparative Fit Index, com valores iguais ou superiores a .90) ([Kahn, 2006](#); [Weston & Gore, 2006](#)). Os resultados são considerados significativos para  $p < .05$ .

A consistência interna das escalas foi estimada pelo coeficiente *alpha* de *Cronbach* padronizado, considerando como satisfatório  $\alpha > .7$  ([Marôco & Garcia-Marques, 2006](#)).

A generalidade das análises estatísticas descritas foi realizada através da versão 22 do *software* IBM® SPSS® Statistics, com exceção da AFC, para a qual se recorreu ao *package* IBM® SPSS® AMOS.



## Resultados

A [tabela 1](#) apresenta os resultados referentes à distribuição da amostra segundo o gênero dos participantes e o ano do curso de Medicina que frequentavam à data do preenchimento do questionário.

Tabela 1

*Distribuição da Amostra em Função do Gênero e do Ano de Frequência no Curso de Medicina*

<b>Sujeitos (N = 593)</b>	<b>N (%)</b>
<b>Ano de frequência no curso de Medicina</b>	
1º ano	75 (12.6)
2º ano	84 (14.2)
3º ano	148 (25.0)
4º ano	75 (12.6)
5º ano	120 (20.2)
6º ano	91 (15.3)
<b>Gênero</b>	
Feminino	416 (70.2)
Masculino	175 (29.5)

A amostra total é constituída por 593 indivíduos, distribuídos pelos seis anos de escolaridade do curso, sendo a grande maioria do gênero feminino. No que concerne à idade, os participantes apresentam idades compreendidas entre os 17 e os 53 anos, com um valor médio de  $22.06 \pm 3.48$  anos.

A [tabela 2](#) apresenta os resultados referentes à análise fatorial exploratória dos dados, cargas fatoriais e comunalidades.

O valor do determinante da matriz de correlação não foi zero (0.04), o teste de esfericidade de Bartlett proporcionou um valor de 1699.35 ( $df = 153$ ,  $p < .001$ ) e o índice de KMO foi de 0.82. As cargas fatoriais dos itens 6, 7, 11, 13, 14 e 16 foram superiores no domínio *Caring*, enquanto que as cargas fatoriais dos itens 1, 5, 8, 10, 12, 15 e 18 foram superiores para o domínio *Sharing*. Dois itens (i.e., 2 e 4) apresentaram cargas fatoriais superiores no domínio oposto ao identificado na escala original. Os itens 9 e 17 apresentaram cargas fatoriais inferiores a .3 em ambos os domínios. O item 3, apesar de apresentar uma carga factorial ligeiramente superior a .3 no domínio a que pertence na escala original, regista uma diferença entre os pesos fatoriais nos dois domínios inferior a .1. Relativamente às comunalidades, a maioria dos itens apresentou valores baixos (i.e., inferior a .3). Este procedimento foi repetido, retirando os dois itens que apresentam maiores fragilidades (i.e., 9 e 17). Os resultados obtidos reafirmaram a organização de itens apresentada na primeira solução de análise, no domínio *Caring* com os itens 4, 6, 7, 11, 13, 14 e 16 e resolução da fragilidade reportada inicialmente para o item 3, e no domínio *Sharing* com os itens 1, 2, 5, 8, 10, 12, 15 e 18, registando-se um ligeiro aumento da variância total explicada (i.e., 34.88%).

Tabela 2

Pesos fatoriais de cada item no fator identificado e respectivas comunalidades, o *eigenvalue* e a percentagem de variância explicada, após análise fatorial exploratória (ACP) da PPOS-P e valores de consistência interna

Items da PPOS-P	Componentes		Comunalidades
	1-Caring	2-Sharing	
16. Não é muito importante saber informações sobre a cultura e o passado do paciente para tratar a doença de uma pessoa.	<b>.792</b>		.628
6. Quando os médicos fazem muitas perguntas sobre o passado do paciente, estão a intrometer-se demasiado em assuntos pessoais.	<b>.766</b>		.591
11. Se as principais ferramentas do médico forem ser aberto e caloroso, este não terá muito sucesso.	<b>.737</b>		.550
13. Um plano de tratamento não pode ser bem-sucedido se colidir com o estilo de vida e os valores do paciente.	<b>-.663</b>		.440
7. Se os médicos forem realmente bons no diagnóstico e tratamento, a forma como se relacionam com os pacientes não é muito importante.	<b>.656</b>		.463
4. Muitas vezes é melhor para os pacientes não terem uma explicação completa da sua condição médica.	.533	<b>.302</b>	.375
14. A maior parte dos pacientes quer entrar e sair do gabinete médico o mais depressa possível.	<b>.360</b>		.146
3. A parte mais importante de uma consulta médica comum é o tratamento físico.	<b>.309</b>		.163
5. Os pacientes deveriam confiar no saber do seu médico e não procurarem, pelos seus próprios meios, informação sobre o seu estado.		<b>.642</b>	.449
18. Quando os pacientes procuram informação médica pelos seus próprios meios, isso habitualmente costuma confundir mais do que ajudar.		<b>.619</b>	.415
15. O paciente tem que ter sempre presente que é o médico que manda.		<b>.532</b>	.286
12. Quando os pacientes discordam do médico, isso é um sinal de que este último não possui o respeito e a confiança do paciente.	.300	<b>.439</b>	.283
8. Muitos pacientes continuam a fazer perguntas, apesar de não estarem a aprender nada de novo.	.301	<b>.424</b>	.270
2. Apesar de hoje em dia o serviço de saúde ser menos personalizado, este é um pequeno preço a pagar pelos avanços na área da medicina.		.370	.180
10. Geralmente, os pacientes preferem ser tranquilizados a possuírem informação sobre a sua saúde.		<b>.357</b>	.138
1. É o médico que decide o que é conversado durante uma consulta.		<b>.355</b>	.145
17. O humor é um dos principais ingredientes utilizado pelo médico no tratamento do paciente.			.138
9. Os pacientes deveriam ser tratados como parceiros dos médicos, com igualdade de poder e estatuto.			.020
<i>Eigenvalues</i>	3.868	1.810	
Variância Explicada (Variância Total Explicada=31.54%)	19.56%	11.98%	
Consistência Interna ( <i>alpha</i> de Cronbach)	.50	.56	
Consistência Interna ( <i>alpha</i> de Cronbach, Krupat, Rosenkranz, et al., 2000)	.52	.67	
Consistência Interna ( <i>alpha</i> de Cronbach, Pereira et al., 2013)	.46	.49	

**Nota.** Os pesos fatoriais inferiores a .3 não são apresentados na tabela, seguindo o critério de análise proposto por [Marôco \(2007\)](#) e [Yong & Pearce \(2013\)](#). Os valores a **Bold** representam a carga fatorial dos itens na componente a que pertencem na escala original ([Krupat, Rosenkranz, et al., 2000](#)). Método de Extração: Análise em Componentes Principais. Método de Rotação: Varimax com a Normalização de Kaiser (a rotação convergiu em 3 iterações).

<sup>a</sup>A rotação convergiu em 3 iterações.

A consistência interna da escala foi avaliada tendo em conta, primeiro, a organização dos itens considerados na escala original e, depois, os resultados obtidos na análise factorial exploratória. Os coeficientes de alfa de Cronbach obtidos inicialmente para o domínio *Caring* e *Sharing* foram, respetivamente, de .50 e .56, com um



valor para a escala total de .65. Com o reposicionamento dos itens 2 e 4 nos domínios onde foram mais fortes na análise fatorial, a retirada dos itens 17 e 13 permitem aumentar o coeficiente *alpha de Cronbach* para .74 para o domínio *Caring*, e a retirada do item 9 traduz-se num ligeiro aumento do coeficiente para .57 no domínio *Sharing*. O valor de consistência interna para a escala total alcança um valor de .73 com a reorganização nova e com a retirada dos itens 9, 13 e 17.

Apesar de a solução fatorial não ser totalmente coincidente com a dos autores originais, optou-se por manter a estrutura fatorial original, uma vez que os valores de consistência interna são próximos dos obtidos por [Pereira e colaboradores \(2013\)](#) na validação da PPOS para português do Brasil (PPOS-B) ([tabela 2](#)). Desta forma, e à semelhança destes últimos autores, optou-se por proceder à análise factorial confirmatória ([tabela 3 e figura 2](#)), considerando os dois fatores (*Caring* e *Sharing*) e o mesmo conjunto de itens em cada uma delas.

Tabela 3

Resultados obtidos na análise fatorial confirmatória da PPOS-P (medidas de ajustamento), tendo por referência critérios de adequabilidade e valores obtidos para a PPOS-B ([Pereira et al., 2013](#))

Medidas de ajustamento	Valores do estudo	Níveis mínimos recomendados	Valores obtidos na versão da PPOS-B ( <a href="#">Pereira et. al., 2013</a> )
$\chi^2$	344.28	$2g.l. < \chi^2 < 3g.l.$	313.25
g.l.	132		134
p	.00	$p > .05$	.00
$\chi^2/g.l.$	2.61	$2 < \chi^2/g.l. < 3$	2.33
GFI	.93	$> .9$	.91
AGFI	.92	$> .9$	.89
CFI	.87	$> .9$	.84
NNFI	.81	$> .9$	.81
SRMR	.08	$.05 < SRMR \leq .1$	.07
RMSEA	.05, 95% CI = [.045; .059]	$.05 < RMSEA \leq .08$	.06
PCLOSE	.29	$> .05$	.02
HOLTER	275	$> 200$	

A análise dos resultados permitiu verificar um bom ajustamento global do modelo de medida. Todos os valores encontram-se dentro dos critérios mencionados anteriormente, específicos para cada indicador, à exceção do CFI e do NNFI, que apresentam valores muito próximos mas inferiores a .90. O HOELTER a .05 = 275 indica que o modelo representa adequadamente os dados amostrais. A correlação entre as componentes é de  $r = .344$ ,  $p < .001$ .

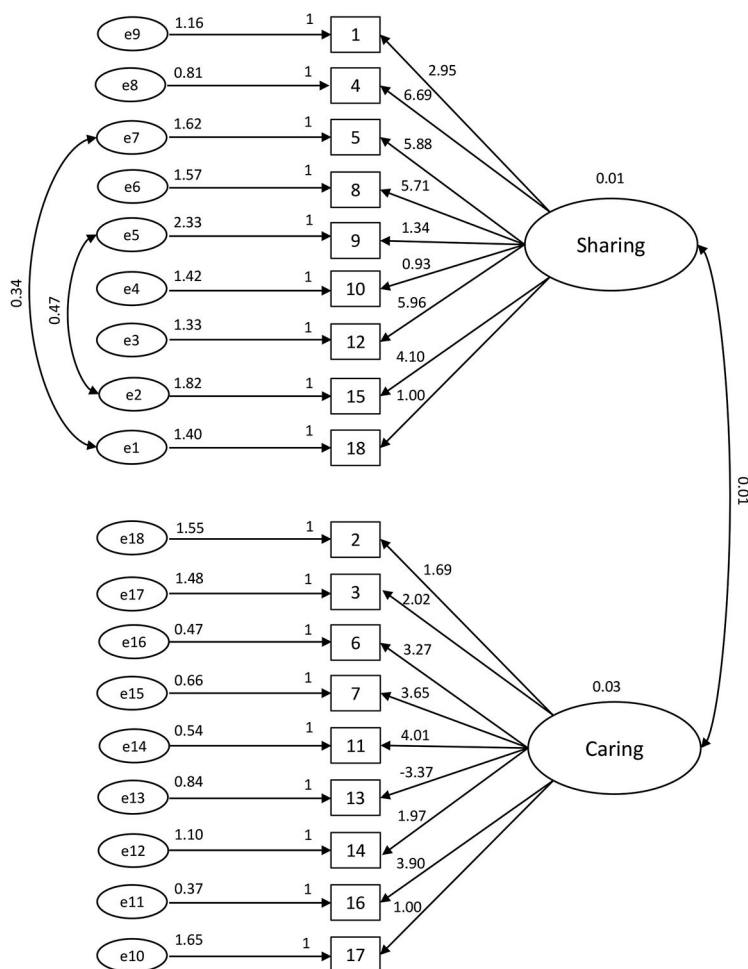


Figura 2. Pesos fatoriais e confiabilidade individual dos itens da PPOS-P, correlações entre fatores e covariâncias entre os erros.

## Discussão

A centração no profissional de saúde/paciente tem vindo a revelar-se uma importante medida da avaliação de competências comunicacionais (Shaw, Woiszwillo, & Krupat, 2012). Desta forma, torna-se importante a disponibilização de instrumentos que possibilitem a avaliação de atitudes de centração no paciente de estudantes ao longo do seu percurso académico, bem como a monitorização das atitudes de médicos e pacientes, melhorando a prestação de cuidados de saúde. Neste âmbito, o presente estudo oferece um primeiro contributo para o estudo de adaptação de uma escala (PPOS) em português europeu que avalia a centração no paciente em utentes, médicos e estudantes de medicina.

Quanto à análise fatorial exploratória realizada, o valor do determinante da matriz de correlação diferente de zero, a significância do teste de esfericidade de Bartlett e o excelente índice KMO confirmaram a executabilidade deste procedimento e a adequabilidade da estrutura fatorial nas duas subescalas consideradas à partida (Kahn, 2006). A maioria dos itens mostrou uma carga fatorial adequada para o fator a que pertencem, na escala original. Os itens 6, 7, 11, 13 e 16 do domínio *Caring*, bem como os itens 5, 15 e 18

do domínio *Sharing* obtiveram cargas fatoriais superiores a 0.50, podendo assim ser considerados os que melhor representam os respetivos domínios. Contudo, cinco itens apresentaram situações mais complexas.

No que concerne aos itens 2 (i.e., “*Apesar de hoje em dia o serviço de saúde ser menos personalizado, este é um pequeno preço a pagar pelos avanços na área da Medicina.*”) e 4 (i.e., “*Muitas vezes é melhor para os pacientes não terem uma explicação completa da sua condição médica.*”), as cargas fatoriais, apesar de aceitáveis, são superiores em domínio diferente do da escala original. Relativamente ao primeiro caso (item 2), os resultados vão ao encontro aos obtidos por [Pereira e colaboradores \(2013\)](#), que também verificaram maior carga fatorial deste item para o domínio *Sharing*. Estes resultados sugerem que, apesar do objetivo original do conteúdo do item ter sido apelar para as consequências percebidas da despersonalização dos cuidados de saúde enquanto contexto desvantajoso de uma atitude empática (i.e., *Caring*), o conteúdo poderá ser igualmente interpretado como a menor facilidade de partilha de informação e de poder, devido ao grau de especialidade clínica alcançada com os avanços da medicina. Neste entendimento, o item apela às diferenças entre paciente e médico relativamente à possibilidade de envolvimento e participação do primeiro no processo clínico (i.e., *Sharing*). Ainda em relação a este item, coloca-se como possibilidade que a própria formulação apresente dificuldades de compreensão, que afetem os resultados obtidos. [Nunes \(2011\)](#) utilizou a PPOS com 639 médicos de medicina geral e familiar, optando por uma formulação do item (“*O facto de os cuidados de saúde serem hoje em dia mais impessoais constitui um pequeno preço a pagar pelos avanços alcançados pela medicina.*”) que parece ter melhorado a sua compreensão de acordo com a perspectiva dos autores da escala original.

No caso do item 4, as dificuldades parecem justificar-se por diferenças de âmbito cultural. A questão de fornecer ou não informações sobre a situação clínica ao paciente poderá ter sido entendida numa perspetiva de cuidado e proteção (e menos de partilha), no sentido em que, através do ato de revelação, o médico pode suscitar o desenvolvimento de reacções emocionais excessivas por parte do paciente, dificultando o confronto adequado da doença. Poderá, assim, tratar-se de uma atitude de paternalismo característica da nossa cultura, tanto mais que o item não contempla necessidades idiossincráticas (e.g., diagnóstico reservado) ou fases específicas da doença.

Relativamente ao item 9 (i.e., “*Os pacientes deveriam ser tratados como parceiros dos médicos, com igualdade de poder e estatuto.*”), a carga fatorial não atinge valores satisfatórios em nenhum dos domínios. Tal como em [Pereira e colaboradores \(2013\)](#), este item evidenciou problemas na fase de confirmação da estrutura do instrumento. Neste sentido, é possível que a versão final não tenha conseguido superar todas as questões relativas à tradução e conteúdo do item. Contudo, no próprio trabalho original da escala ([Krupat, Yeager, & Putnam, 2000](#)), observou-se também uma não associação entre o item e os domínios, o que leva a crer que o problema possa residir na própria estrutura do item e não em diferenças de natureza cultural.

O mesmo se regista com o item 17 (i.e., “*O humor é um dos principais ingredientes utilizado pelo médico no tratamento do paciente.*”). Este item apresentou igualmente problemas no estudo de [Nunes \(2011\)](#), levando esta autora a hipotetizar a sua eliminação. Apesar do termo humor ser usado na generalidade dos estudos, autores como [Moore \(2008\)](#) e mais recentemente [Lau, Christensen e Andreasen \(2013\)](#), respetivamente no Nepal e Serra Leoa, substituíram *humour* por *friendly manner*, justificando a mesma com a baixa utilização do humor nas consultas médicas dos seus países. Neste sentido, em estudos posteriores de adaptação da

PPOS, sugere-se a modificação deste item, com recurso à expressão *modo afável* em substituição da palavra *humor*.

Por fim, o item 3 (i.e., “*A parte mais importante de uma consulta médica comum é o tratamento físico.*”), apesar de apresentar uma carga factorial ligeiramente acima de .3, regista uma diferença entre as cargas fatoriais para os dois domínios inferior a .1, o que pode significar que não está claramente definido qual o conceito que avalia. Este foi também um item que levantou algumas questões durante o teste do instrumento (fase 3). Por outro lado, o item original usa o termo *exame* em vez de *tratamento*, e apesar das opções pelo segundo termo na tradução se coadunarem com uma visão mais abrangente da consulta médica, é possível que a utilização da palavra *exame* em estudos posteriores possa conduzir a mudanças nos valores obtidos na análise factorial.

No que concerne à consistência interna da escala, e considerando a organização original da escala, foram identificados valores de *alpha* de *Cronbach* inferiores ao desejável tendo em conta os critérios definidos por [Marôco and Garcia-Marques \(2006\)](#). É possível que as questões discutidas em cima expliquem em grande medida alguns destes resultados, uma vez que eles foram identificados também em estudos anteriores. Saliente-se que os resultados obtidos nos estudos psicométricos da PPOS-P são superiores aos encontrados por [Al-Bawardy, Blatt, Al-Shohaid, e Simmens \(2009\)](#), ligeiramente superiores aos resultados obtidos por [Pereira e colaboradores \(2013\)](#) e, próximos dos que [Street e colaboradores \(2009\)](#) alcançaram. Tal como em estudos prévios, os valores de *alpha* de *Cronbach* encontrados na presente adaptação são superiores na escala total e, exceptuando o estudo de [Al-Bawardy e colaboradores \(2009\)](#), a subescala *Caring* é aquela que apresenta valores de consistência interna mais baixos, o que pode ser indicativo de que o construto *Caring* é conceptualmente mais complexo e apresenta maior divergência a nível cultural.

Apesar disso, os resultados da análise factorial confirmatória demonstraram que as medidas indicativas de um bom ajuste estão dentro ou próximo das gamas que sugerem um ajuste aceitável do modelo aos dados. Na comparação com a versão da PPOS-B ([Pereira et al., 2013](#)), verificamos que estes são muito idênticos e, inclusivamente em alguns casos melhores.

As análises exploratórias adicionais realizadas para os dois primeiros procedimentos estatísticos permitiram concluir que a opção pela retirada de alguns itens (i.e., 9, 17 e 13) e a troca de itens (i.e., 2 e 4) para o domínio onde se revelou mais forte neste estudo melhora, em termos gerais e nesta amostra em particular, as características de validade e fiabilidade da escala. No caso da sub-escala *Caring* e da escala total, o coeficiente de *alpha* de *Cronbach* alcança mesmo valores aceitáveis segundo as recomendações estatísticas adoptadas. É de salientar, contudo, que a melhoria da qualidade da escala alcançada desta forma não está isenta de questionamento. O item 13, p.e., surge na análise factorial como um dos itens com maior carga factorial no domínio a que pertence originalmente, no entanto, na avaliação da consistência interna foi indicado como um item passível de eliminação, conferindo um aumento substancial do coeficiente de *alfa* de *Cronbach*.

É assim de salientar que o presente estudo pretende constituir um contributo na adaptação da PPOS-P, uma medida potencialmente útil quando se pretendem avaliar as atitudes de centração no paciente. A necessidade da reestruturação da escala, por forma a melhorar as características de validade e fiabilidade da mesma, seja pela reformulação de itens, seja pela sua retirada, deverá ser considerada em estudos futuros. A aplicação deste instrumento noutros contextos amostrais, como sejam os profissionais de saúde de áreas específicas na prestação de cuidados, e também utentes, poderá trazer outros resultados relevantes para o processo de tomada de decisão. A possível alteração da estrutura da escala deverá, contudo ser considerada com cautela

e reforçada com a análise de trabalhos que têm vindo a ser desenvolvidos com este instrumento, uma vez que a PPOS tem sido adaptada em vários países e, não obstante algumas fragilidades psicométricas identificadas, a opção dos autores tem sido sempre no sentido de conservação dos 18 itens na sua versão original. Propõem-se assim que os novos estudos comecem por considerar a revisão da redação de alguns dos itens do instrumento. Nota-se, no entanto, que os resultados obtidos permitem considerar a utilização da PPOS como medida de avaliação da orientação de estudantes e de profissionais de saúde em relação à centração no paciente vs. centração na doença/médico.

## Conflito de Interesses

Os autores atestam a inexistência de conflito de interesses.

## Financiamento

Os autores não têm financiamento a declarar.

## Agradecimentos

As autoras agradecem às associações de estudantes de medicina que compreenderam a pertinência do estudo, assim como aos estudantes que aceitaram participar no estudo de adaptação de uma escala amplamente utilizada internacionalmente e pode contribuir para a adequação da formação dos profissionais de saúde

## Referências

- Al-Bawardy, R., Blatt, B., Al-Shohaid, S., & Simmens, S. J. (2009). Cross-cultural comparison of the patient-centeredness of the hidden curriculum between a Saudi Arabian and 9 US medical schools. *Medical Education Online*, 14, Article 19.
- Balint, E. (1969). The possibilities of patient-centered medicine. *The Journal of the Royal College of General Practitioners*, 17(82), 269-276.
- Bensing, J., & Verhaak, P. F. M. (2004). Communication in medical encounters. In A. Kaptein & J. Weinman (Eds.), *Health psychology*. Malden, MA, USA: Blackwell Publishing.
- Bertakis, K. D., & Azari, R. (2011). Determinants and outcomes of patient-centered care. *Patient Education and Counseling*, 85(1), 46-52. doi:10.1016/j.pec.2010.08.001
- Corney, R. (2000). *O desenvolvimento de perícias da comunicação e aconselhamento em medicina*. Lisbon, Portugal: Climepsi.
- Cvengros, J. A., Christensen, A. J., Hillis, S. L., & Rosenthal, G. E. (2007). Patient and physician attitudes in the health care context: Attitudinal symmetry predicts patient satisfaction and adherence. *Annals of Behavioral Medicine*, 33(3), 262-268. doi:10.1007/BF02879908
- Deledda, G., Moretti, F., Rimondini, M., & Zimmermann, C. (2013). How patients want their doctor to communicate: A literature review on primary care patients' perspective. *Patient Education and Counseling*, 90(3), 297-306. doi:10.1016/j.pec.2012.05.005

- Dyche, L., & Swiderski, D. (2005). The effect of physician solicitation approaches on ability to identify patient concerns. *Journal of General Internal Medicine*, 20(3), 267-270. doi:[10.1111/j.1525-1497.2005.40266.x](https://doi.org/10.1111/j.1525-1497.2005.40266.x)
- Epstein, R. M., & Peters, E. (2009). Beyond information: Exploring patients' preferences. *Journal of the American Medical Association*, 302(2), 195-197. doi:[10.1001/jama.2009.984](https://doi.org/10.1001/jama.2009.984)
- Eremenco, S. L., Cella, D., & Arnold, B. A. (2005). Comprehensive method for the translation and cross-cultural validation of health status questionnaires. *Evaluation & the Health Professions*, 28(2), 212-232. doi:[10.1177/0163278705275342](https://doi.org/10.1177/0163278705275342)
- Gong, Y., Zhu, M., Li, J., Turley, J., & Zhang, J. (2006). Clinical communication ontology for medical errors. *Annual Symposium Process*, 2006, 930.
- Haidet, P., Dains, J. E., Paterniti, D. A., Hechtel, L., Chang, T., Tseng, E., & Rogers, J. C. (2002). Medical student attitudes toward the doctor-patient relationship. *Medical Education*, 36(6), 568-574. doi:[10.1046/j.1365-2923.2002.01233.x](https://doi.org/10.1046/j.1365-2923.2002.01233.x)
- Hammond, S. (1995). Using psychometric tests. In G. M. Breakwell, S. Hammond, & Fife-Schaw, *Research methods in Psychology* (pp. 194-212). London, United Kingdom: Sage.
- Haskard Zolnieriek, K. B., & DiMatteo, M. R. (2009). Physician communication and patient adherence to treatment: A meta-analysis. *Medical Care*, 47(8), 826-834. doi:[10.1097/MLR.0b013e31819a5acc](https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e31819a5acc)
- Hudon, C., Fortin, M., Haggerty, J., Loignon, C., Lambert, M., & Poitras, M. (2012). Patient-centered care in chronic disease management: A thematic analysis of the literature in family medicine. *Patient Education and Counseling*, 88(2), 170-176. doi:[10.1016/j.pec.2012.01.009](https://doi.org/10.1016/j.pec.2012.01.009)
- Kahn, J. H. (2006). Factor analysis in counseling psychology research, training, and practice: Principles, advances, and applications. *The Counseling Psychologist*, 34(5), 684-718. doi:[10.1177/0011000006286347](https://doi.org/10.1177/0011000006286347)
- Krupat, E., Rosenkranz, S. L., Yeager, C. M., Barnard, K. B., Putnam, S. M., & Inui, T. S. (2000). The practice orientations of physicians and patients: The effect of doctor-patient congruence on satisfaction. *Patient Education and Counseling*, 39(1), 49-59. doi:[10.1016/S0738-3991\(99\)00090-7](https://doi.org/10.1016/S0738-3991(99)00090-7)
- Krupat, E., Yeager, C. M., & Putnam, S. (2000). Patient role orientations, doctor-patient fit, and visit satisfaction. *Psychology & Health*, 15(5), 707-719. doi:[10.1080/08870440008405481](https://doi.org/10.1080/08870440008405481)
- Laine, C., & Davidoff, F. (1996). Patient-centered medicine: A professional evolution. *Journal of the American Medical Association*, 275(2), 152-156. doi:[10.1001/jama.1996.03530260066035](https://doi.org/10.1001/jama.1996.03530260066035)
- Lamiani, G., Meyer, E. C., Rider, E. A., Browning, D. M., Vegni, E., Mauri, E., . . . Truog, R. D. (2008). Assumptions and blind spots in patient-centredness: Action research between American and Italian health care professionals. *Medical Education*, 42(7), 712-720. doi:[10.1111/j.1365-2923.2008.03038.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-2923.2008.03038.x)
- Lau, S. R., Christensen, S. T., & Andreasen, T. A. (2013). Patients' preferences for patient-centered communication: A survey from an outpatient department in rural Sierra Leone. *Patient Education and Counseling*, 93, 312-318. doi:[10.1016/j.pec.2013.06.025](https://doi.org/10.1016/j.pec.2013.06.025)
- Lee, K. H., Seow, A., Luo, N., & Koh, D. (2008). Attitudes towards the doctor-patient relationship: A prospective study in an Asian medical school. *Medical Education*, 42(11), 1092-1099. doi:[10.1111/j.1365-2923.2008.03157.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-2923.2008.03157.x)
- Marôco, J. (2007). *Análise estatística com utilização do SPSS* (3rd ed.). Lisbon, Portugal: Edições Sílabo.



- Marôco, J., & Garcia-Marques, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas? *Laboratório de Psicologia*, 4, 65-90.
- Mast, M. S., Kindlimann, A., & Langewitz, W. (2005). Recipient's perspective on breaking bad news: How you put it really makes a difference. *Patient Education and Counseling*, 58(3), 244-251. doi:[10.1016/j.pec.2005.05.005](https://doi.org/10.1016/j.pec.2005.05.005)
- Mead, N., & Bower, P. (2000). Patient-centredness: A conceptual framework and review of the empirical literature. *Social Science & Medicine*, 51(7), 1087-1110. doi:[10.1016/S0277-9536\(00\)00098-8](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(00)00098-8)
- Moore, M. (2008). What does patient-centred communication mean in Nepal? *Medical Education*, 42, 18-26. doi:[10.1111/j.1365-2923.2007.02900.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-2923.2007.02900.x)
- Nunes, E. (2011). *Aconselhamento médico na prevenção da doença e promoção da saúde: Análise a propósito do consumo de tabaco* (Doctoral thesis, Escola Nacional de Saúde Pública, Universidade Nova de Lisboa, Lisbon, Portugal). Retrieved from <https://run.unl.pt/bitstream/10362/10183/1/RUN%20-%20Tese%20de%20Doutoramento%20-%20Emilia%20Nunes.pdf>
- Okamoto, S. (2007). Transformations in doctor-patient communication in Japan: The role of cultural factors. *Patient Education and Counseling*, 65(2), 153-155. doi:[10.1016/j.pec.2006.11.004](https://doi.org/10.1016/j.pec.2006.11.004)
- Pereira, C. M., Amaral, C. F., Ribeiro, M. M., Paro, H. B., Poonto, R. M., Reis, L. E., . . . Krupat, E. (2013). Cross-cultural validation of the Patient-Practitioner Orientation Scale (PPOS). *Patient Education and Counseling*, 91, 37-43. doi:[10.1016/j.pec.2012.11.014](https://doi.org/10.1016/j.pec.2012.11.014)
- Ribeiro, J. L. (1999). *Investigação e avaliação em psicologia e saúde*. Lisbon, Portugal: Climepsi Editores.
- Ribeiro, M. M., Krupat, E., & Amaral, C. F. (2007). Brazilian medical students' attitudes towards patient-centered care. *Medical Teacher*, 29(6), e204-e209. doi:[10.1080/01421590701543133](https://doi.org/10.1080/01421590701543133)
- Ross, E. F., & Haidet, P. (2011). Attitudes of physical therapy students toward patient-centered care, before and after a course in psychosocial aspects of care. *Patient Education and Counseling*, 85(3), 529-532. doi:[10.1016/j.pec.2011.01.034](https://doi.org/10.1016/j.pec.2011.01.034)
- Shaw, W. S., Woiszwill, M. J., & Krupat, E. (2012). Further validation of the Patient-Practitioner Orientation Scale (PPOS) from recorded visits for back pain. *Patient Education and Counseling*, 89(2), 288-291. doi:[10.1016/j.pec.2012.07.017](https://doi.org/10.1016/j.pec.2012.07.017)
- Street, R. L., Jr., Makoul, G., Arora, N. K., & Epstein, R. M. (2009). How does communication heal? Pathways linking clinician-patient communication to health outcomes. *Patient Education and Counseling*, 74(3), 295-301. doi:[10.1016/j.pec.2008.11.015](https://doi.org/10.1016/j.pec.2008.11.015)
- Teal, C. R., & Street, R. L. (2009). Critical elements of culturally competent communication in the medical encounter: A review and model. *Social Science & Medicine*, 68(3), 533-543. doi:[10.1016/j.socscimed.2008.10.015](https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.10.015)
- Tsimtsiou, Z., Kerasidou, O., Efstathiou, N., Papaharitou, S., & Hatzimouratidis, D. (2007). Medical students' attitudes toward patient-centered care: A longitudinal survey. *Medical Education*, 41(2), 146-153. doi:[10.1111/j.1365-2929.2006.02668.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-2929.2006.02668.x)
- Weston, R., & Gore, P. A., Jr. (2006). A brief guide to structural equation modelling. *The Counseling Psychologist*, 34(5), 719-751. doi:[10.1177/0011000006286345](https://doi.org/10.1177/0011000006286345)

Yong, A. G., & Pearce, S. (2013). A beginner's guide to factor analysis: Focusing on exploratory factor analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 9(2), 79-94. doi:[10.20982/tqmp.09.2.p079](https://doi.org/10.20982/tqmp.09.2.p079)