

Construção e validação da Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde

Construction and validity of the Interprofessional Communication in Health Scale

Construcción y validación de la Escala de Comunicación Interprofesional en Salud

Cláudia Patrícia da Costa Brás^{I,II}

ORCID: 0000-0001-8990-1187

Manuela Maria Conceição Ferreira^{III}

ORCID: 0000-0002-8452-2222

Maria do Céu Aguiar Barbieri de Figueiredo^{IV,V}

ORCID: 0000-0003-0329-0325

^IInstituto de Ciências Biomédicas Abel Salazar. Porto, Portugal.

^{II}Escola Superior de Enfermagem de Coimbra.
Coimbra, Portugal.

^{III}Escola Superior de Saúde de Viseu, Instituto Politécnico de
Viseu. Viseu, Portugal.

^{IV}Universidade de Huelva. Huelva, Espanha.

^VCentro de Investigações em Tecnologias e Serviços de Saúde &
Rede de Investigação em Saúde. Porto, Portugal.

Como citar este artigo:

Brás CPC, Ferreira MMC, Figueiredo MCAB. Construction and validity of the Interprofessional Communication in Health Scale. Rev Bras Enferm. 2023;76(3):e20220483. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2022-0483pt>

Autor Correspondente:

Cláudia Patrícia da Costa Brás
E-mail: claudiabras@esenfc.pt



EDITOR CHEFE: Álvaro Sousa
EDITOR ASSOCIADO: Jules Teixeira

Submissão: 23-09-2022 **Aprovação:** 20-01-2023

RESUMO

Objetivos: construir e validar a Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde. **Métodos:** o estudo psicométrico foi realizado em uma amostra com 360 enfermeiros de um centro hospitalar e universitário da região centro de Portugal. A confiabilidade foi avaliada através da consistência interna e a validade do construto pela análise fatorial exploratória e confirmatória. **Resultados:** a Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde, constituída por 27 itens, está organizada em 3 fatores: "Trabalho em equipe", "Gestão de conflitos" e "Liderança", com uma variância total de 51,1%. Obtiveram-se boa consistência interna, com alfa de Cronbach de 0,842, e índices adequados de qualidade de ajustamento do modelo. **Conclusões:** a Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde apresenta uma estrutura fatorial com resultados adequados de validade e de confiabilidade, podendo constituir-se um instrumento de autorresposta útil na avaliação da comunicação interprofissional em saúde.

Descritores: Comunicação; Equipe de Assistência ao Paciente; Enfermagem; Estudo de Validação; Psicometria.

ABSTRACT

Objectives: to construct and validate the Interprofessional Communication Scale in Health. **Methods:** a psychometric study was carried out on a sample of 360 nurses from a hospital and university center in central Portugal. Reliability was assessed through internal consistency and construct validity through exploratory and confirmatory factor analysis. **Results:** the Interprofessional Communication in Health Scale, consisting of 27 items, is organized into 3 factors: "Teamwork", "Conflict management" and "Leadership", with a total variance of 51.1%. Good internal consistency was obtained, with a Cronbach's alpha of 0.842, and adequate Goodness of Fit Index model. **Conclusions:** the Interprofessional Communication in Health Scale presents a factorial structure with adequate validity and reliability results, and may constitute a useful self-report instrument in assessing interprofessional communication in health.

Descriptors: Communication; Patient Care Team; Nursing; Validation Study; Psychometrics.

RESUMEN

Objetivos: construir y validar la Escala de Comunicación Interprofesional en Salud. **Métodos:** el estudio psicométrico se realizó sobre una muestra de 360 enfermeras de un centro hospitalario y universitario del centro de Portugal. La confiabilidad se evaluó a través de la consistencia interna y la validez de constructo mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio. **Resultados:** la Escala de Comunicación Interprofesional en Salud, compuesta por 27 ítems, se organiza en 3 factores: "Trabajo en equipo", "Gestión de conflictos" y "Liderazgo", con una varianza total del 51,1%. Se obtuvo una buena consistencia interna, con un alfa de Cronbach de 0,842, y adecuados índices de bondad de ajuste del modelo. **Conclusiones:** la Escala de Comunicación Interprofesional en Salud presenta una estructura factorial con resultados adecuados de validez y confiabilidad, pudiendo constituir un instrumento de autoinforme útil en la evaluación de la comunicación interprofesional en salud.

Descriptorios: Comunicación; Grupo de Atención al Paciente; Enfermería; Estudio de Validación; Psicometría.

INTRODUÇÃO

Os processos de comunicação no ambiente hospitalar são complexos e dinâmicos, pelo enorme fluxo de informações, pelas diferentes equipes de profissionais e inúmeras intervenções de elevada complexidade⁽¹⁾. Continuamos a assistir à sobrecarga de trabalho, pela falta de recursos humanos, ausência de padronização de condutas, inexperiência de profissionais e déficit de lideranças, fatores que podem originar falhas na comunicação e colocar em riscos os cuidados prestados aos doentes⁽²⁻⁴⁾. A persistência de práticas hierarquizadas entre diferentes profissionais, os conflitos no trabalho e as dificuldades em compreender o papel do outro não favorecem o trabalho em equipe e influenciam o modo como a comunicação interprofissional é estabelecida^(1,4-6).

Os profissionais de saúde trabalham inevitavelmente juntos, mas são formados para trabalhar separadamente, o que se constitui uma barreira para o desenvolvimento de práticas colaborativas e de efetivo trabalho em equipe⁽⁵⁾. É prememente romper com a cultura uniprofissional, com uma visão estereotipada do que é uma equipe profissional, que não se traduz automaticamente em colaboração entre os profissionais⁽⁷⁾.

Uma comunicação interprofissional efetiva favorece o cuidado contínuo, minimizando a ocorrência de erros e contribuindo para a segurança do doente⁽⁸⁾. Contudo, é fundamental que os profissionais, independentemente da categoria a qual pertencem, tomem decisões compartilhadas, construam os saberes de modo dialógico, tendo em vista a visão e missão da organização hospitalar^(2,6,9). O diálogo deve ser entendido como ferramenta para consolidar a comunicação interprofissional, que é reconhecida como a capacidade de comunicação efetiva entre pessoas, especialmente de diferentes profissões, e considerada como primordial para alcançar a prática interprofissional colaborativa em saúde^(2,10).

O trabalho em equipe, a resolução de conflitos interprofissionais e a liderança colaborativa são domínios essenciais para que se promova uma colaboração interprofissional eficaz⁽¹⁰⁾. Nesta perspectiva, torna-se relevante investir em modelos formativos em saúde propostos pela Organização Mundial da Saúde, apontando para uma aprendizagem integrada e interativa com sistemas e processos de informação estruturados, estratégias de comunicação efetivas, políticas para resolução de conflitos e diálogos frequentes entre as equipes^(5,11-12), onde as diferenças de opinião deverão ser assumidas como interações construtivas⁽⁹⁾.

O papel do enfermeiro líder é essencial no desenvolvimento do trabalho em equipe, capaz de influenciar no trabalho coletivo e na interação multiprofissional, para melhores resultados em saúde⁽¹³⁾. Esse comprometimento do líder pressupõe um processo de liderança autêntica, implicando autoconhecimento sobre os seus pontos fortes, limitações, uma coerência nas suas ações, transparência no compartilhamento de informações e um papel de influenciador de outros pelo seu comportamento proativo, ético e responsável, de forma a construir um ambiente de confiança e integridade nos serviços de saúde⁽¹⁴⁻¹⁵⁾.

A comunicação efetiva com comportamentos assertivos na partilha de informação, um relacionamento interpessoal ancorado na colaboração, respeito e ajuda mútua, tem impacto não apenas na segurança do doente, mas também no âmbito profissional e

peçoal dos profissionais^(3,9), sendo considerada uma das metas internacionais da segurança do paciente, estabelecida pela *Joint Commission International*, em parceria com a Organização Mundial da Saúde.

As competências comunicacionais não podem ser aprimoradas apenas com a experiência clínica; elas devem ser treinadas, aperfeiçoadas, validadas, para que se promovam mudanças de atitude e de comportamento dos profissionais de saúde, com um efeito benéfico na sua autoeficácia e com o propósito de melhorar a qualidade dos serviços de saúde⁽¹⁶⁾.

Na revisão da literatura, não foram encontrados instrumentos que permitissem efetuar uma avaliação da comunicação interprofissional em saúde em alguns dos domínios de competência referenciados pela *Canadian Interprofessional Health Collaborative*. Assim, entende-se a importância de elaborar um instrumento de autopreenchimento que permitirá obter dados sobre as competências de comunicação interprofissional. Desta forma, o estudo teve como objetivo construir e validar a Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde (ECIPS).

OBJETIVOS

Construir e validar a Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde.

MÉTODOS

Aspetos éticos

O estudo foi conduzido conforme as diretrizes de ética internacionais, sendo aprovado pela comissão de ética integrada na unidade de inovação e desenvolvimento – centro de ensaios clínicos e pelo conselho de administração do centro hospitalar e universitário da região centro de Portugal, obtendo-se autorização formal para a prossecução do estudo. A realização do estudo salvaguardou, nos diferentes momentos do processo, os princípios ético-deontológicos consignados na Declaração de Helsínquia e na legislação portuguesa em vigor, que rege a investigação com seres humanos (Decreto-Lei nº 80/2018). O consentimento livre e esclarecido foi obtido de todos os participantes envolvidos no estudo, manifestado de forma escrita.

Desenho, período e local do estudo

Estudo psicométrico com enfermeiros de um centro hospitalar e universitário da região centro de Portugal. A pesquisa decorreu no período de setembro de 2018 a maio 2019. Foi utilizado, para o desenho da pesquisa, o protocolo COSMIN (*consensus-based standards for the selection of health measurement instruments*), de acordo com o EQUATOR network⁽¹⁷⁾.

População ou amostra; critérios de inclusão e exclusão

A amostra deste estudo é do tipo não probabilística por conveniência, constituída por 360 enfermeiros. O cálculo amostral foi realizado atendendo aos critérios de realização das análises fatoriais, respeitando a razão de 10:1 (número de respondentes por cada item do questionário), para obter soluções fatoriais

estáveis⁽¹⁸⁾. Como critérios de inclusão, foram considerados todos os enfermeiros que desenvolviam funções de prestação de cuidados diretos ao utente do centro hospitalar e universitário da região centro de Portugal. Os critérios de exclusão estabelecidos foram exercer funções como enfermeiro gestor e estar ausente temporariamente do serviço no período de colheita de dados, por atestado médico, licença de férias ou outra licença.

Protocolo do estudo

Suportaram a construção desta escala a revisão exaustiva da literatura, os domínios de competência destacados pela *National Interprofesional Competency Framework*⁽¹⁰⁾ e os objetivos de ensino-aprendizagem identificados no *Health Professions Core Communication Curriculum* (HPCCC) da *European Association for Communication in Health Care* (EACH)⁽¹⁹⁾, que podem permitir a avaliação da comunicação clínica consoante com as necessidades e especificidades institucionais e/ou grupos profissionais.

Em uma fase inicial, foram definidos os itens que permitissem medir o construto em estudo, obtendo uma versão provisória do instrumento constituída por 40 itens. Seguidamente, procedeu-se à validade de conteúdo, usando-se, para o efeito, dois procedimentos: análise de juízes e análise semântica. O painel de juízes foi constituído por um psicometrista, dois docentes e um enfermeiro da prática clínica, peritos na área da comunicação que avaliaram a clareza da linguagem, a pertinência prática e teórica dos itens⁽²⁰⁾, tendo-se definido como critério incorporar os itens com concordância entre juízes acima de 75%⁽²¹⁾. Relativamente ao Coeficiente de Validade de Conteúdo (CVC) por juiz, esse situou-se entre os 0,777 e os 0,883. O cálculo final do CVC com fator de polarização foi de 0,830. Determinou-se o coeficiente de razão de validade através do modelo de Lawshe ajustado por Tristan⁽²²⁾, para a verificação quantitativa da validade de conteúdo, dado que o número de painelistas é inferior a 5. O mínimo aceitável para a razão de validade ajustado é de 0,582. Neste estudo, seis dos itens foram eliminados, por apresentarem valores inferiores ao aceitável para a razão de validade em todos os critérios medidos, não verificando-se concordância inter-juízes. Verificamos também que três itens da escala apresentavam valores de 0,5 no critério de relevância teórica. Contudo, o valor próximo do mínimo aceitável para a relevância teórica, valores adequados nos outros dois critérios e a intenção de efetuar posteriormente uma análise exploratória e confirmatória nos permitiram assumir esses três itens para a escala final.

A versão de consenso ficou constituída por 34 itens, sendo submetida a um pré-teste, com 17 enfermeiros da prática clínica, onde o estudo iria decorrer, por forma a analisar a compreensão, a clareza e a aplicabilidade dos itens. Todas as modificações e sugestões apresentadas foram incorporadas na versão final da escala. Foi solicitado aos participantes que respondessem a cada item em uma escala de 5 pontos, entre “nunca” (1) e “sempre” (5), pretendendo avaliar as dimensões teóricas da comunicação em equipas de saúde, sendo que valores mais elevados revelam melhores competências de comunicação interprofissional em saúde. O instrumento final, denominado de Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde (ECLiPS), integrou ainda um questionário que permitiu a caracterização sociodemográfica.

Análise dos resultados e estatística

A análise dos dados foi realizada através do programa informático IBM® SPSS® *Statistics for Windows*, versão 27.0 (IBM Corp., Armonk, N.Y., USA), e através do *software AMOS® 27 (Analysis of Moment Structures)*⁽²³⁾.

Os estudos de confiabilidade configuraram a determinação da consistência interna ou homogeneidade dos itens através do coeficiente de correlação de Pearson (correlações superiores a 0,20), determinação do coeficiente alfa de Cronbach, considerando boa consistência interna valores superiores a 0,80⁽²⁴⁾ e determinação do coeficiente ômega de McDonald, que considera valores aceitáveis de 0,70 e 0,90, e boa consistência interna, valores superiores a 0,90⁽²⁵⁾.

Para extrair fatores comuns da interpretação dos itens, foi aplicada uma análise fatorial exploratória (AFE). A aplicabilidade da AFE foi verificada através: (i) do coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO > 0,5); (ii) do teste de esfericidade de Bartlett ($p < 0,05$); e (iii) dos valores da diagonal principal da matriz anti-imagem das correlações com uma medida de adequação amostral superior a 0,5. Utilizou-se o método das componentes principais (CP) para a redução dos itens originais a um número inferior de fatores comuns, baseado em três aspetos: critério de Kaiser (eigenvalues superiores a 1); critério *scree plot*; e variância extraída total (50% é o valor mínimo aceitável). O processo de interpretação dos fatores extraídos foi otimizado com recurso à rotação ortogonal (Varimax) dos eixos.

Na análise fatorial confirmatória (AFC), o modelo foi estimado pelo método da máxima verosimilhança, sendo previamente avaliados os pressupostos da normalidade através dos coeficientes de assimetria ($Sk <= 3$), curtose ($Ku <= 7$) e pelo coeficiente multivariado de Mardia (< 5)⁽²⁶⁾. Foram levados em conta indicadores de qualidade de ajustamento global como: a razão entre qui quadrado e graus de liberdade (χ^2/df), considerando um ajustamento bom valores inferiores a 2-3, aceitáveis, se inferiores a 5, e inaceitáveis, se superiores a 5⁽²⁷⁾. Os valores de *Goodness of Fit Index* (GFI) e *Comparative Fit Index* (CFI) iguais a 1 são indicadores de um modelo com ajustamento perfeito aos dados; valores superiores a 0,95 indicam um ajustamento ótimo; valores entre 0,90 e 0,95 apontam para um ajustamento bom; e valores inferiores a 0,9 indicam um mau ajustamento⁽²⁸⁾. No entanto, podemos considerar valores entre 0,8 e 0,9 indicando um modelo com um ajustamento sofrível aos dados⁽²⁹⁾. Relativamente ao *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), consideram-se ajustamentos ótimos quando os valores são considerados inferiores a 0,05, bom, para valores entre 0,05 e 0,08, e inaceitáveis, para valores superiores a 0,08⁽³⁰⁾. Calcula-se para o RMSEA um Intervalo de Confiança (IC) de 90%, considerando que um limite superior do IC90% inferior a 0,1 é indicativo de um ajustamento bom⁽²⁹⁾. Os valores do *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) são considerados bons quando inferiores a 0,08, considerando um ajustamento perfeito quando *root mean* (RMR)=0⁽³¹⁾. No ajustamento do modelo, consignaram-se os índices de modificação superiores a 11, propostos pelo AMOS⁽²³⁾.

A qualidade do ajustamento local foi efetuada através dos pesos fatoriais (λ) superiores a 0,50, podendo flexibilizar-se para 0,40 em estudos psicométricos exploratórios, pela confiabilidade individual

dos itens (r_2) com coeficientes iguais ou superiores a 0,25 e pela confiabilidade compósita (FC), que considera boa consistência interna os fatores com valores acima de 0,70^(29,32). Uma das condições para considerarmos a existência de um fator hierárquico de ordem superior é existirem correlações fortes (valores de correlação próximos de 1) e estatisticamente significativas entre fatores de primeira ordem, a existência de pelo menos três fatores de primeira ordem e um suporte conceitual que suporte a existência dos fatores⁽³³⁾.

A validade convergente foi avaliada pela variância extraída média (VEM), a validade discriminante comparando a VEM com o quadrado da correlação de Pearson e a confiabilidade do construto avaliada pela FC. Foram considerados como valores de referência a $VEM > 0,5$, $FC \geq 0,7$ e existência de validade discriminante, quando a correlação ao quadrado entre os fatores é menor que a VEM para cada fator^(26,29).

RESULTADOS

Características da amostra

A amostra em estudo é constituída, maioritariamente, por enfermeiros do sexo feminino (82,8%), com uma média de idades de 42 anos. Na sua maioria, os enfermeiros são casados ou vivem em união estável (63,6%). Predominantemente, 78,6% dos enfermeiros detêm como habilitações académicas a licenciatura em enfermagem, e 38,3% possui o título profissional de enfermeiro especialista. Em média, os enfermeiros possuem 19 anos de experiência profissional. Dos participantes, 5,3% participou

em cursos de formação sobre técnicas de comunicação e comunicação em equipas de saúde.

Análise das propriedades psicométricas da Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde

Para validar a qualidade psicométrica da ECIPs, foram efetuados os estudos de confiabilidade e validade. Em uma fase inicial, calculou-se o valor de confiabilidade para o total dos 34 itens que compõem a escala. No que se refere aos coeficientes de correlação item-total, a maioria dos itens revelou bons índices de correlação, com exceção dos itens 7,30 e 31, que estão aquém do valor crítico de 0,20, definido como o limite mínimo. Analisaram-se novamente os coeficientes alfa de Cronbach por item, verificando-se que se situam acima de 0,8, com um alfa de Cronbach global de 0,876 após a eliminação dos três itens⁽³⁴⁾ e um valor de ômega de McDonald de 0,928⁽²⁵⁾. Assim, a AFE prosseguiu com base nesta estrutura de itens que cumprem os critérios iniciais para permanecerem no procedimento estatístico. Os valores médios e respetivos desvios padrão dos diferentes itens, na sua globalidade, encontram-se bem centrados, encontrando-se acima do índice médio esperado, conforme Tabela 1.

A aplicabilidade da análise fatorial foi verificada através dos coeficientes de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = 0,930$), que permitem classificá-lo como excelente pelo teste de esfericidade de Bartlett ($p < 0,000$) e pelos valores da diagonal principal da matriz anti-imagem das correlações com medidas de adequação da amostragem superiores a 0,5, o que permite prosseguir com a análise fatorial⁽²⁴⁾.

Tabela 1 - Consistência Interna dos itens da Escala de Comunicação Interprofissional em Saúde (N=360), Coimbra, Beira Litoral, Portugal, 2018-2019

Itens	M*(±DP**)	r/item total	α^{***} sem item 1ª avaliação	α^{***} sem item 2ª avaliação	Ω^{****} MacDonald
1 Posso uma atitude de afeto e solicitude para com os membros da equipe	4,07 (±0,61)	0,512	0,837	0,871	0,929
2 Demonstro uma atitude positiva para motivar os outros	4,04 (±0,61)	0,597	0,835	0,869	0,929
3 Relaciono-me com os membros da equipe de modo delicado e cuidado	4,14 (±0,60)	0,582	0,835	0,870	0,929
4 Demonstro empatia e preocupação no relacionamento	4,14 (±0,60)	0,642	0,835	0,869	0,928
5 Estabeleço relações de cooperação, assertividade e confiança com os membros da equipe	4,15 (±0,54)	0,630	0,835	0,870	0,928
6 Desenvolvo e mantenho relações com base na verdade	4,48 (±0,58)	0,479	0,837	0,871	0,930
7 Desenvolvo o meu pensamento a respeito de outros membros da equipe	4,18 (±2,22)	0,137	0,856	----	----
8 Compreendo e respeito a individualidade e as funções de cada membro da equipe	4,29 (±0,62)	0,485	0,837	0,872	0,930
9 Considero as necessidades e interesses dos membros da equipe	4,06 (±0,61)	0,459	0,837	0,870	0,930
10 Compreendo a diversidade das equipas, as competências e os saberes profissionais, e tiro partido disso para benefício de todos	4,00 (±0,62)	0,546	0,836	0,876	0,929
11 Possibilito oportunidades de interação e formação de opiniões dentro do grupo	3,83 (±1,24)	0,296	0,840	0,871	0,932
12 Aceito as críticas e escuto ideias/perspetivas divergentes como estimuladores da criatividade e inovação	4,03 (±0,60)	0,522	0,836	0,869	0,929
13 Crio condições para que as divergências de perspetivas sejam canalizadas para a melhoria da qualidade dos cuidados	3,79 (±0,68)	0,611	0,834	0,882	0,929
14 Permito aos membros da equipe oportunidades para mobilizarem as suas competências no desenvolvimento dos cuidados	3,94 (±1,66)	0,226	0,845	0,873	0,933
15 Exprimo de forma simples e direta os meus próprios interesses, distinguindo-os das metas da equipe	3,38 (±0,92)	0,345	0,838	0,869	0,932
16 Tenho capacidade para negociar dentro da equipe de saúde com base no compromisso (interesses mútuos)	3,58 (±0,78)	0,563	0,834	0,870	0,929
17 Consigo gerir eficazmente o conflito canalizando-o para a melhoria da qualidade dos cuidados	3,66 (±0,69)	0,567	0,835	0,893	0,929

Continua

Continuação da Tabela 1

Itens	M*(±DP**)	r/item total	α *** sem item 1ª avaliação	α *** sem item 2ª avaliação	Ω **** MacDonald
18 Valorizo as minhas capacidades na resolução de problemas	3,92 (±2,27)	0,214	0,852	0,869	0,933
19 Revelo participação efetiva na decisão, planeamento e coordenação de cuidados	3,83 (±0,67)	0,605	0,834	0,870	0,929
20 Partilho conhecimentos e competências	4,07 (±0,56)	0,606	0,835	0,892	0,929
21 Ajudo a fomentar o espírito de equipe para conseguir melhores resultados	4,17 (±2,24)	0,216	0,852	0,869	0,933
22 Posso capacidade para integrar os elementos da equipe	4,08 (±0,64)	0,580	0,835	0,869	0,929
23 Facilito a construção de consensos	3,87 (±0,65)	0,602	0,835	0,870	0,929
24 Reconheço o compromisso e empenho contínuo por parte dos membros da equipe	3,92 (±0,61)	0,571	0,836	0,870	0,929
25 Obtenho elementos que me permitem compreender o impacto das minhas ações e o modo como estão a ser recebidas e interpretadas pelos outros	3,64 (±0,65)	0,539	0,836	0,869	0,930
26 Revejo cuidadosamente e de forma detalhada toda a informação que transmito aos membros da equipe	3,72 (±0,72)	0,598	0,834	0,869	0,929
27 Faculto aos membros da equipe indicações de como estão ou não estão a ser bem sucedidos na realização dos cuidados	3,46 (±0,81)	0,565	0,834	0,870	0,929
28 Informo a equipe acerca das minhas perceções, pensamentos e necessidades	3,59 (±0,77)	0,528	0,835	0,870	0,930
29 Sou claro e conciso na partilha de mensagens junto da equipe de saúde	3,92 (±0,63)	0,570	0,835	0,871	0,929
30 Proporciono informação relevante para orientação dos membros da equipe	3,97 (±1,72)	0,209	0,846	---	---
31 Transmito aos outros elementos da equipe a informação relevante que os utentes me transmitem	4,34 (±2,17)	0,157	0,854	----	----
32 Posso conhecimento científico para apresentar dados sobre os utentes e os seus detalhes clínicos aos membros da equipe	4,00 (±0,61)	0,498	0,837	0,871	0,930
33 Efetuo registos claros e adequados (escritos ou eletrónicos) das reuniões	3,99 (±0,73)	0,401	0,838	0,869	0,931
34 Referencio pessoas/instituições para ajudar a resolver problemas	3,65 (±0,80)	0,401	0,837	0,870	0,931

*M - média; **DP - desvio padrão; ***α - alfa de Cronbach; Ω **** - ômega de McDonald.

A solução fatorial inicial apresentou uma estrutura com 7 fatores que, no seu conjunto, explicavam 59,67% da variância total. A proporção da variância de cada variável explicada pelos fatores (comunalidade) encontra-se dentro dos valores de referência (0,40), ao oscilarem entre 0,43 e 0,76. Todavia, o gráfico *scree plot* configurava a existência de três fatores, pelo que se efetuou nova análise fatorial, forçando a três fatores. Todos os fatores apresentam cargas fatoriais nos itens superiores a 0,40, exceto os itens 11, 14, 18 e 21, pelo que se excluíram estes itens, efetuando-se nova extração. A solução fatorial final explica 51,1% da variância total após rotação. O fator 1 foi designado por "Trabalho em equipe" e explica 37,9% da variância total sendo constituído pelos itens 1, 2, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 10 e 12. O fator 2, denominado por "Gestão de conflitos", comporta os itens 13, 15, 16, 17, 23, 24, 25, 27 e 28 e explica 8,4% da variância total. O fator 3 foi designado por "Liderança", sendo constituído pelos itens 19, 20, 22, 26, 29, 32, 33 e 34, e explica 4,8% da variância total, conforme Tabela 2.

Analisada a sensibilidade dos itens, observou-se que, de uma forma geral, os valores de assimetria e curtose não comprometem a realização da AFC⁽²⁶⁾, já que, em valores absolutos, oscilam entre 0,04 e 0,94 para a assimetria e entre 0,03 e 2,46 para a curtose. O coeficiente multivariado de Márdia é de 4,17. Esses valores ficam aquém dos valores de referência. As razões críticas das trajetórias entre as variáveis latentes e manifestas são estatisticamente significativas, levando à manutenção dos itens. A Figura 1 apresenta o modelo tetrafatorial, onde se observam os 27 itens distribuídos pelos fatores correspondentes, bem como os pesos fatoriais respetivos e a sua confiabilidade individual. É visível que o item IIC15 do fator 2 e os itens IIC33 e IIC34 do fator 3 apresentam saturações e confiabilidade individual inferiores à recomendada, razão pela qual serão eliminados. No modelo inicial (Figura 1), a maioria dos

índices de qualidade de ajustamento se revelou adequada, $\chi^2 / gl=2,85$, para o $RMR=0,02$, $SRMR=0,06$ e $RMSEA=0,07$ (com limite superior do IC90% de 0,077), com exceção dos índices $GFI=0,83$, $CFI=0,87$, que revelou um ajustamento sofrível.

Tabela 2 - Matriz de componentes principais após rotação Varimax dos 27 itens (N=360), Coimbra, Beira Litoral, Portugal, 2018-2019

Itens	Fatores			*h ² iniciais
	1	2	3	
5	0,81			0,73
3	0,79			0,69
4	0,78			0,72
1	0,71			0,60
2	0,69			0,66
8	0,67			0,66
6	0,60			0,56
9	0,59			0,57
10	0,51			0,52
12	0,46			0,43
16		0,72		0,62
15		0,71		0,56
28		0,66		0,66
27		0,66		0,60
25		0,63		0,64
17		0,55		0,52
13		0,52		0,53
24		0,46		0,59
23		0,46		0,55
33			0,70	0,60
32			0,66	0,51
34			0,53	0,61
22			0,52	0,64
20			0,50	0,60
19			0,49	0,58
26			0,45	0,55
29			0,42	0,47

*h² - comunalidades.

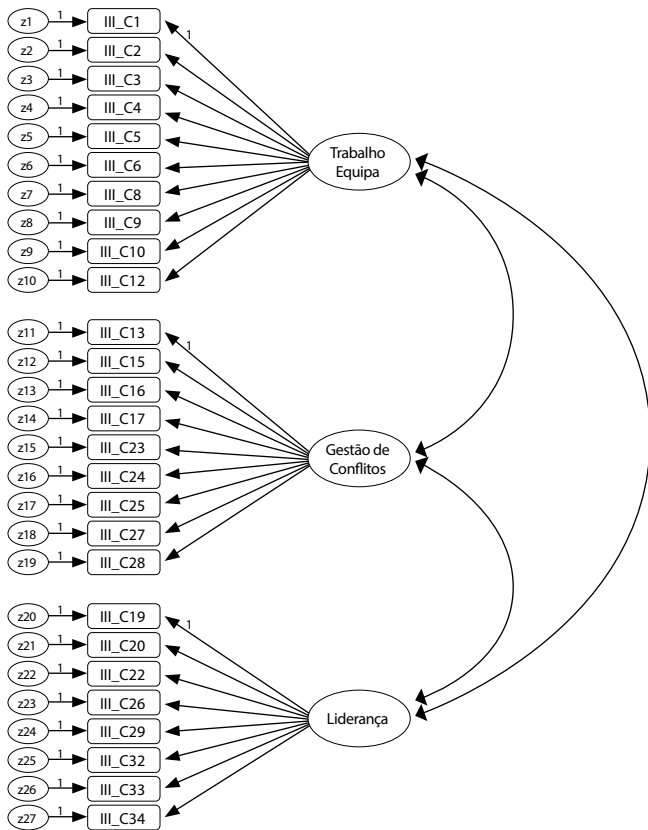
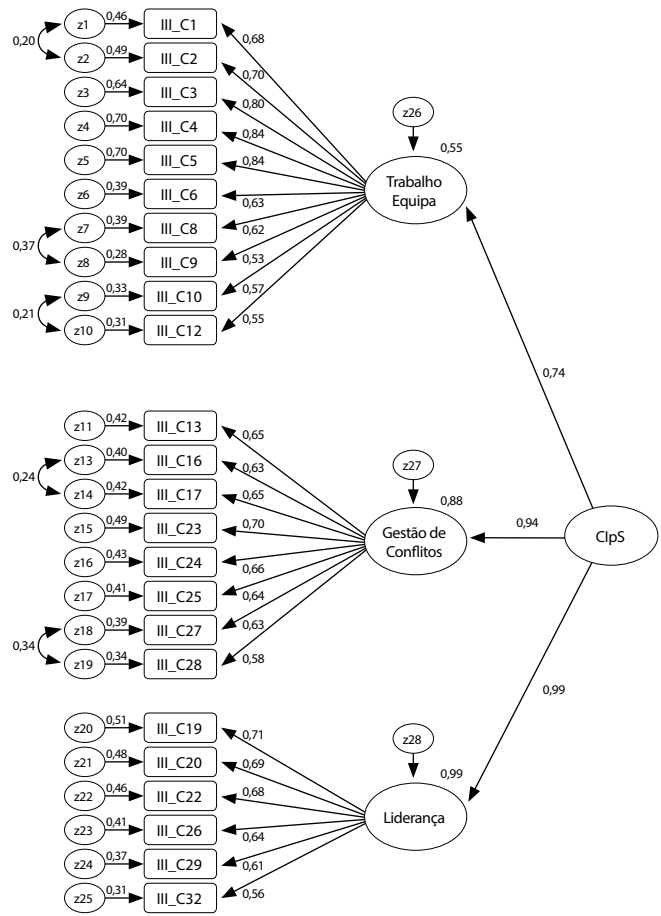


Figura 1 - Modelo inicial com 27 itens, Coimbra, Beira Litoral, Portugal, 2018-2019



ClpS - comunicação interprofissional em saúde.

Figura 3 - Modelo de 2ª ordem, Coimbra, Beira Litoral, Portugal, 2018-2019

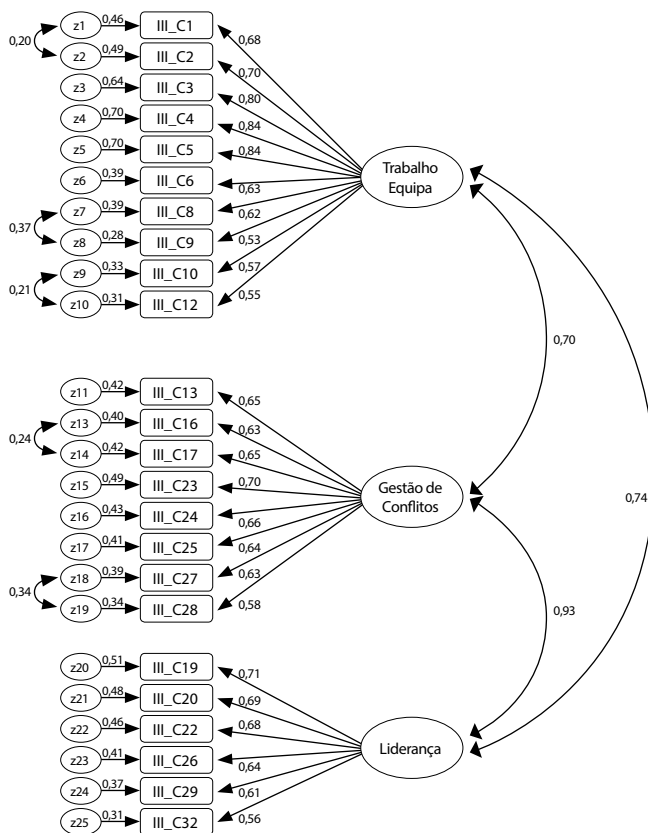


Figura 2 - Modelo com itens eliminados e índices de modificação, Coimbra, Beira Litoral, Portugal, 2018-2019

Procedeu-se ao refinamento do modelo, através dos índices de modificação (IM), conforme Figura 2. Após avaliada a plausibilidade teórica das modificações, correlacionaram-se os erros de medida que conduziram à melhoria do ajustamento de medida, com exceção do índice GFI=0,87, que se mantém em um ajustamento sofrível.

Todos os fatores considerados de 1ª ordem se apresentam positiva e significativamente correlacionados (“Trabalho em equipe” e “Gestão de conflitos” ($r=0,70$; $p<0,01$), “Gestão de conflitos” e “Liderança” ($r=0,93$; $p<0,01$) e “Trabalho em equipe” e “Liderança” ($r=0,70$; $p<0,01$)). Essas correlações sugerem a existência de uma estrutura hierárquica com um fator de 2ª ordem que se designou por Comunicação Interprofissional em Saúde (ClpS). A Figura 3 ilustra o modelo obtido, constatando-se que a maior intensidade correlacional do construto ClpS se verifica com a dimensão “Liderança” ($r=0,99$; $p<0,01$), seguida da dimensão “Gestão de conflitos” ($r=0,94$; $p<0,01$) e “Trabalho em equipe” ($r=0,74$; $p<0,01$).

Obtiveram-se, para o modelo de segunda ordem, os seguintes índices de bondade de ajustamento global: $\chi^2/gf=2,48$, RMR=0,02, SRMR=0,05, RMSEA=0,06 (limite superior do IC90% de 0,071), GFI=0,87 e CFI=0,91. A FC dos fatores se revelou adequada, sendo de 0,9 para o fator “Trabalho em equipe” e “Gestão de conflitos” e 0,8 para o fator “Liderança”⁽³²⁾. A validade convergente, obtida através da VEM, não foi confirmada, uma vez que todos os fatores apresentaram índices inferiores a 0,50. A validade discriminante

apenas se encontra patente entre os fatores $F1_{\text{Trabalho em equipe}}$ vs $F3_{\text{Liderança}}$, $r=0,55^{(29)}$. Conclui-se o estudo desta escala, verificando que as correlações são positivas e estatisticamente significativas ($p<0,01$), estando todos os fatores fortemente associados com a sua dimensão global (fator 2ª ordem). Por outro lado, constata-se que os fatores estão associados significativamente entre si de forma razoável a moderada, com valores que variam entre $r=0,61$ e $r=0,77$. Destaca-se a relação do $F2_{\text{Gestão de conflitos}}$ com o $F3_{\text{Liderança}}$ com $r(358)=0,77$; $p<0,01$ e do $F1_{\text{Trabalho em equipe}}$ com o $F3_{\text{Liderança}}$ $r(358)=0,67$; $p<0,01$.

DISCUSSÃO

A utilização de instrumentos de autopreenchimento, permite o desenvolvimento do pensamento compreensivo, reflexivo, crítico e criativo⁽³⁵⁾. A construção e a validação de instrumentos que mensurem as competências de comunicação em equipes de saúde se revestem de grande interesse, por serem ferramentas fundamentais para os profissionais de saúde que primam por cuidados de excelência.

A EClpS apresentou, no geral, bons indicadores de confiabilidade e validade, tal como se constatou pelos resultados obtidos. A amostra com 360 participantes apresenta uma razão de 10,58 respondentes por item, conferindo robustez aos resultados obtidos⁽¹⁸⁾. Em relação à confiabilidade da escala, os resultados mostram uma boa consistência interna e homogeneidade dos itens. Verificou-se um coeficiente alfa de Cronbach global de 0,876, que se classifica como adequado⁽²⁶⁾, e um ômega de McDonald de 0,928⁽²⁵⁾. O KMO de 0,930 e o teste de esfericidade de Bartlett com uma probabilidade estatisticamente significativa ($p=0,000$) foram indicativos de se prosseguir com a análise factorial exploratória⁽³⁶⁾. A realização da análise factorial através do método dos CP, com rotação ortogonal de tipo Varimax e valores próprios superiores a 1, permitiu explicar 51,1% de variância total, envolvendo um número de fatores teoricamente aceitável, constituindo a melhor solução relativamente à interpretação e significado das dimensões⁽³⁷⁾.

Submetida esta estrutura tetrafactorial à AFC, com recurso ao método de máxima verosimilhança, levou à eliminação de alguns itens, após a reespecificação do modelo, por apresentarem problemas de multicolinearidade e saturações inferiores a 0,40, considerado o coeficiente mínimo, dado tratar-se de um estudo preliminar da escala⁽²⁹⁾.

O modelo final de segunda ordem revelou adequados índices de confiabilidade composta e índices de bondade de ajustamento global, com exceção do índice GFI=0,87, que se mantém em um ajustamento sofrível⁽²⁹⁾. Nesse sentido, é recomendável no futuro a replicação do estudo psicométrico em amostras mais alargadas, para obter uma maior sensibilidade, e também a realização de análises paralelas, para confirmar esta estrutura factorial de uma forma mais aprofundada, recorrendo a outros tipos de *software*, como FACTOR® ou programa estatístico R®.

Globalmente, a escala constituída por 24 itens organizados em três fatores, "Trabalho em equipe", "Gestão de Conflitos", "Liderança", demonstra ser capaz de avaliar a comunicação interprofissional em saúde.

Limitações do estudo

As limitações do estudo estão relacionadas com o fato de a técnica de amostragem ser não probabilística de conveniência, limitando a generalização dos resultados. Não foi efetuada uma avaliação por meio da observação direta que iria evitar a influência da capacidade crítica e reflexiva de quem se autoavalia.

Contribuições para as áreas da enfermagem e da saúde

Este instrumento de avaliação multidimensional permitirá obter dados sobre as competências de comunicação interprofissional em saúde, que sustentem intervenções formativas, no sentido fomentar a prática interprofissional colaborativa. Este instrumento que avalia dimensões fulcrais para a comunicação em equipes de saúde contribuirá para melhorar as práticas da equipe de saúde, ancoradas em uma comunicação efetiva, coesa e consolidada.

CONCLUSÕES

As organizações de saúde constituem espaços de forte interação entre diferentes profissionais. Desta forma, a comunicação interprofissional em contexto clínico é fundamental perante a necessidade de respostas seguras e efetivas na prestação de cuidados de saúde. Foi nesse sentido que a EClpS foi criada, justificando-se o presente estudo psicométrico. Essa escala é constituída por 24 itens, organizados em três dimensões: "Trabalho em equipe", "Gestão de conflitos" e "Liderança".

O estudo das características psicométricas da EClpS permite afirmar que é um instrumento robusto e certifica a sua qualidade e a relevância teórica de cada um dos itens incluídos nas três dimensões que a constituem. A EClpS constitui-se um recurso valioso para avaliação das competências de comunicação interprofissional em saúde, sensibilizando os enfermeiros e outros profissionais de saúde para esta temática, de forma a construir interfaces colaborativas necessárias para convergir melhor na resposta aos desafios de saúde.

Sugerimos que sejam realizados mais estudos, a nível nacional, com a replicação da escala, obtendo-se cada vez melhores índices de ajustamento do modelo.

DISPONIBILIDADE DE DADOS E MATERIAL

<https://doi.org/10.48331/scielodata.JAZSA3>

CONTRIBUIÇÕES

Brás CPC, Ferreira MMC e Figueiredo MCAB contribuíram com a concepção ou desenho do estudo/pesquisa. Brás CPC, Ferreira MMC e Figueiredo MCAB contribuíram com a análise e/ou interpretação dos dados. Brás CPC, Ferreira MMC e Figueiredo MCAB contribuíram com a revisão final com participação crítica e intelectual no manuscrito.

REFERÊNCIAS

1. Petry L, Diniz MBC. Communication between teams and the care transfer of critical patients. *Rev Rene*. 2020;21:e43080. <https://doi.org/10.15253/2175-6783.20202143080>
2. Previato GF, Baldissera VDA. Communication in the dialogical perspective of collaborative interprofessional practice in primary health care. *Interface: Commun, Health, Educ*. 2018;22:1535–47. <https://doi.org/10.1590/1807-57622017.0647>
3. Noce LGA, Oliveira TS, Melo LC, Silva KFB, Parreira BDM, Goulart BF. Interprofessional relationships of a patient assistance team in critical care. *Rev Bras Enferm*. 2020;73(4): e20190420. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2019-0420>
4. Coifman AHM, Pedreira LC, Jesus APS, Batista REA. Interprofessional communication in an emergency care unit: a case study. *Rev Esc Enferm*. 2021;55: e03781. <https://doi.org/10.1590/S1980-220X2020047303781>
5. Freire Filho JR, Silva CBG, Costa MV, Forster AC. Educação Interprofissional nas políticas de reorientação da formação profissional em saúde no Brasil. *Saúde Debate*. 2019;43(spe 1):86–96. <https://doi.org/10.1590/0103-11042019S107>
6. Claramita M, Riskiyana R, Susilo AP, Huriyati E, Wahyuningsih MSH, Norcini JJ. Interprofessional communication in a socio-hierarchical culture: development of the TRI-O guide. *J Multidiscip Healthc*. 2019;12:191–204. <https://doi.org/10.2147/JMDH.S196873>
7. Diniz ALTM, Melo RHV, Vilar RLA. Análise de uma Prática Interprofissional Colaborativa na Estratégia Saúde da Família. *Rev Ciênc Plural*. 2021;7(3):137–57. <https://doi.org/10.21680/2446-7286.2021v7n3ID23953>
8. Olino L, Gonçalves AC, Karine J, Strada R, Becker Vieira L, Luiza M, et al. Effective communication for patient safety: transfer note and Modified Early Warning Score. *Rev Gaúcha Enferm*. 2019;40(spe):e2:20180341. <https://doi.org/10.1590/1983-1447.2019.20180341>
9. Moreira FTLDS, Callou RCM, Albuquerque GA, Oliveira RM. Estratégias de comunicação efetiva no gerenciamento de comportamentos destrutivos e promoção da segurança do paciente. *Rev Gaúcha Enferm*. 2019;40(spe):e20180308. <https://doi.org/10.1590/1983-1447.2019.20180308>
10. Canadian Interprofessional Health Collaborative. A National Interprofessional Competency Framework [Internet]. Canada: University of British Columbia; 2010 [cited 2022 Jan 20]. 11–23 p. Available from: <https://phabc.org/wp-content/uploads/2015/07/CIHC-National-Interprofessional-Competency-Framework.pdf>
11. World Health Organization (WHO). Framework for Action on Interprofessional Education & Collaborative Practice [Internet]. Geneva: World Health Organization, Department of Human Resources for Health; 2010 [cited 2022 Jan 22]. 12–31 p. Available from: https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/70185/WHO_HRH_HPN_10.3_eng.pdf?sequence=1&isAllowed=y
12. Belarmino AC, Rodrigues MENG, Anjos SJSB, Ferreira Júnior AR. Collaborative practices from health care teams to face the covid-19 pandemic. *Rev Bras Enferm*. 2020;73(Suppl 6):e20200470. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2020-0470>
13. Valentim LV, Luz RA, Santos LSC, Silva Noca CR. Perception of nursing professionals regarding teamwork. *Rev Baiana Enferm*. 2020;34:1–8. <https://doi.org/10.18471/rbe.v34.37510>
14. Maziero V, Bernardes Gomes A, Vendas Righetti EA, Spiri WC, Gabriel CS. Aspectos positivos da liderança autêntica no trabalho do enfermeiro: enfermeiro: revisão integrativa Positive. *Rev Bras Enferm*. 2020;73(6): e20190118. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2019-0118>
15. Mondini CCSD, Cunha ICKO, Trettene ADS, Fontes CMB, Bachega MI, Cintra FMR. Authentic leadership among nursing professionals: knowledge and profile. *Rev Bras Enferm*. 2020;73(4):e20180888. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2018-0888>
16. Mata ÁNS, Azevedo KPM, Braga LP, Medeiros GCBS, Segundo VHO, Bezerra INM, et al. Training in communication skills for self-efficacy of health professionals: a systematic review. *Hum Resour Health*. 2021;19(1):30. <https://doi.org/10.1186/s12960-021-00574-3>
17. Mokkink LB, Prinsen CA, Patrick D, Alonso J, Bouter LM, Vet HC, et al. COSMIN Study Design checklist for Patient-reported outcome measurement instruments [Internet]. Amsterdam: Department of Epidemiology and Biostatistics; 2019 [cited 2022 Feb 22]. 4–28 p. Available from: https://www.cosmin.nl/wp-content/uploads/COSMIN-study-designing-checklist_final.pdf
18. Hill MM. Investigação por questionário. 2a edição. Lisboa: Edições Sílabo; 2016. 52–58 p.
19. Bachmann C, Abramovitch H, Barbu CG, Cavaco AM, Elorza RD, Haak R, et al. A European consensus on learning objectives for a core communication curriculum in health care professions. *Patient Educ Couns*. 2013;93(1):18–26. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2012.10.016>
20. Supo J. Cómo validar un instrumento: aprende a crear y validar instrumentos como un experto. [Internet]. Arequipa [Perú] : Bioestadístico; 2013 [cited 2021 Dec 18]. Available from: http://www.cua.uam.mx/pdfs/coplavi/s_p/doc_ng/validacion-de-instrumentos-de-medicion.pdf
21. Polit DF, Beck CT. Fundamentos de pesquisa em enfermagem: avaliação de evidências para a prática de Enfermagem. 9a ed. Porto Alegre: Artmed; 2019. 174–179 p.
22. Tristán-López A. Modificación al Modelo de Lawshe para el Dictamen Cuantitativo de la Validez de Contenido de un Instrumento Objetivo. *Av Medicion* [Internet]. 2008 [cited 2022 Oct 27];6:37–48. Available from: https://www.humanas.unal.edu.co/lab_psicometria/application/files/9716/0463/3548/VOL_6_Articulo4_Indice_de_validez_de_contenido_37-48.pdf
23. Arbuckle JL. Amos (Version 27.0) [Computer Program]. Chicago: IBM SPSS; 2014.
24. Marôco J. Análise estatística com o SPSS Statistics. 8a ed. Pêro Pinheiro: Pêro Pinheiro: ReportNumber; 2021. 459–470 p.

25. Ventura-León JL, Caycho-Rodríguez T. El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Rev Latinoam Cienc Soc, Niñ Juv.* 2017;15(1):625–7. <https://doi.org/10.20882/adicciones.962>
26. Kline RB. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling.* 4th ed. New York : The Guilford Press; 2016. 262-277 p.
27. Wheaton B. Assessment of fit in overidentified models with latent variables. *Sociol Methods Res.* 1987;16:118–54. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001005>
28. Tanaka JS, Huba GJ. A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British J Math Statist Psychol.* 1985;38:197–201. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1985.tb00834.x>
29. Marôco J. *Análise de equações estruturais : fundamentos teóricos, software & aplicações.* 3a ed. Pêro Pinheiro: Pêro Pinheiro: ReportNumber; 2021.
30. Browne MW, Cudeck R. Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociol Methods Res.* 1992;21(2). <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
31. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equat Model.* 1999;6(1):1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
32. Hair JF, Babin BJ, Anderson RE, Black WC. *Multivariate Data Analysis.* 8th ed. UK: Cengage; 2018.
33. Bollen KA. *Structural Equations with Latent Variables.* New York: Wiley; 1989.
34. Pestana MH, Gageiro JN. *Análise de dados para ciências sociais: a complementariedade do SPSS.* 6a ed. Lisboa: Edições Sílabo; 2014. 528 p.
35. Cotta RMM, Costa GD. Instrumento de avaliação e autoavaliação do portfólio reflexivo: uma construção teórico-conceitual. *Interface Comun, Saúde, Educ.* 2016;20(56):171–83. <https://doi.org/10.1590/1807-57622014.1303>
36. Gärtner FR, Bomhof-Roordink H, Smith IP, Scholl I, Stiggelbout AM, Pieterse AH. The quality of instruments to assess the process of shared decision making: a systematic review. *PLoS ONE.* 2018;13(2):e0191747. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0191747>
37. Cunha CM, Almeida Neto OP, Stackfleth R. Main psychometric evaluation methods of the validity of measuring instruments. *Rev Atenç Saúde.* 2016;14(47):75–83. <https://doi.org/10.13037/ras.vol14n47.3391>