

## Evidências de validade da versão brasileira da *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale*\*<sup>1</sup>

Natalia Dalforno da Silva<sup>1,2</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-6646-8090>

Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-4714-9462>

Jaqueleine Alcantara Marcelino da Silva<sup>3</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-8307-8609>

Flávio Rebustini<sup>4</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-3746-3266>

Alexandre Pazetto Balsanelli<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-3757-1061>

**Destaques:** (1) Instrumento para medir liderança colaborativa interprofissional. (2) Instrumento para implementar modelo assistencial de cuidado interprofissional. (3) Diagnóstico para fundamentar programas de desenvolvimento interprofissional. (4) Evidências de validade de instrumento de liderança colaborativa interprofissional.

**Objetivo:** buscar evidências de validade da *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale* para o português – Brasil e analisar evidências de conteúdo, processo de resposta e estrutura interna. **Método:** estudo de avaliação psicométrica, com tradução, retrotradução e avaliação por comitê de especialistas acerca da equivalência linguística e de conteúdo. O pré-teste foi realizado com 40 participantes e, posteriormente, a versão final foi aplicada com 318 trabalhadores da saúde. Realizou-se a análise fatorial exploratória e o teste de confiabilidade por meio do alfa de Cronbach e ômega de McDonald. **Resultados:** na validação de conteúdo, quatro itens apresentaram pontuações abaixo do valor crítico. Dos participantes, a maioria era da enfermagem (81%) e fisioterapeutas (10%), do sexo feminino (79%). A fatorabilidade obtida foi Kaiser-Meyer-Olkin = 0,94 e Esfericidade de Bartlett = 2991,4 com  $p < 0,05$ . A análise paralela indicou modelo unidimensional, com variância explicada por 63,71%. Índices de adequação do modelo apresentaram níveis satisfatórios e índices de confiabilidade adequados (alfa de Cronbach = 0,97 e ômega de McDonald = 0,97). **Conclusão:** a Escala de Avaliação da Liderança Colaborativa Interprofissional, de estrutura unidimensional, com 28 itens, apresentou boas evidências de validade de conteúdo, processo de resposta e estrutura interna considerada adequada para mensurar liderança colaborativa interprofissional.

**Descritores:** Liderança; Equipe de Assistência ao Paciente; Relações Interprofissionais; Estudo de Validação; Profissionais de Saúde; Gestão de Recursos da Equipe de Assistência à Saúde.

### Como citar este artigo

Silva ND, Gonçalves GCS, Silva JAM, Rebustini F, Balsanelli AP. Validity evidence of the Brazilian version of the *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale*. Rev. Latino-Am. Enfermagem.

2025;33:e4719 [cited ]. Available from:  <https://doi.org/10.1590/1518-8345.7894.4719>

## Introdução

A prática interprofissional colaborativa é uma forma de organização do trabalho, imprescindível para abordar questões de saúde complexas e proporcionar atendimento integral<sup>(1)</sup>. Ela requer esforços coordenados para garantir o compartilhamento de informações e decisões para que a *expertise* de cada membro da equipe seja viabilizada na implementação dos cuidados e no atendimento das necessidades de saúde<sup>(2)</sup>.

Dentre as competências da prática interprofissional colaborativa está a liderança colaborativa, na qual profissionais trabalham em conjunto com pacientes e famílias para promover a tomada de decisões compartilhadas e produzir corresponsabilidades na equipe<sup>(2)</sup>.

Diferentemente da liderança tradicional, hierárquica e centralizada, a liderança colaborativa interprofissional estabelece-se no compartilhamento de responsabilidades, construção coletiva e articulada de soluções a partir de múltiplas perspectivas, de profissionais e pacientes, nas decisões clínicas para ampliar a qualidade da assistência<sup>(3)</sup>. Também descrita na literatura como liderança coletiva ou distributiva, é considerada estratégia para implementar intervenções complexas, promover comunicação e participação segura, envolver as partes interessadas, num ambiente em que se busca a equidade<sup>(4)</sup>. Contudo, sua aplicação prática no cotidiano dos serviços segue pouco explorada.

Nesse cenário, o instrumento *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale* (AICLS)<sup>(5)</sup> foi construído e publicado no contexto canadense em 2019, com a proposta de medir a liderança colaborativa interprofissional nas instituições de saúde, por meio das percepções individuais dos profissionais de saúde que compõem as equipes<sup>(5)</sup>. A gênese de sua construção é o modelo teórico que explora a inter-relação entre estruturas verticais e formais na instituição e equipes colaborativas, como novas possibilidades do exercício de liderança<sup>(6)</sup>.

Embora os contextos de formação e de prática em saúde no Brasil e no Canadá apresentem especificidades locais, a literatura sobre trabalho em equipe interprofissional tem estabelecido amplamente as competências interprofissionais necessárias, como comunicação, colaboração e a liderança colaborativa, em diversos cenários de saúde<sup>(7)</sup>.

Estudos específicos sobre liderança colaborativa interprofissional são escassos, logo, identifica-se uma lacuna nos instrumentos de medida. Reconhece-se a existência da *Clinical Shared Leadership Scale* (CSLS)<sup>(8)</sup>, contudo esta não avalia a tomada de decisão compartilhada com envolvimento direto de pacientes e cuidadores – característica fundamental identificada nessa competência – conforme se encontra

na pesquisa com a participação significativa de jovens na proposição e desenvolvimento de cuidados integrados, baseado na liderança colaborativa interprofissional<sup>(9)</sup>. Assim, a liderança colaborativa interprofissional requer a participação ativa de pacientes e família (usuários do serviço), razão pela qual optou-se pela tradução do AICLS<sup>(5)</sup>, dado seu avanço e relevância teórica para a realidade e o contexto do sistema de saúde brasileiro.

O instrumento AICLS, no Canadá, passou pela análise de validade de conteúdo e foi considerado altamente relevante em sua versão preliminar, sua evidência de confiabilidade foi de 0,96, e suas dimensões variaram de 0,85 a 0,92 [Relação simbiótica = 0,87; Atenção plena (*Mindfulness*) = 0,92; Recursos compartilhados = 0,92 e Capacidade de liderar = 0,85]<sup>(5)</sup>.

Assim, torna-se relevante a tradução e validação deste instrumento com a premissa de ser uma medida eficaz para análise da liderança colaborativa em equipes interprofissionais e que pode impactar na compreensão dessa competência para alcance da melhoria da qualidade e da segurança do cuidado ofertado pelas equipes. Nesse sentido, o objetivo deste estudo foi buscar evidências de validade da *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale* (AICLS) para o português - Brasil e analisar evidências de conteúdo, processo de resposta e estrutura interna.

## Método

### Tipo do estudo

Trata-se de um estudo de avaliação psicométrica, cujas evidências de validade e adaptação transcultural (ATC)<sup>(10)</sup> se deram por meio das fases: tradução; síntese, retrotradução, avaliação por comitê de especialistas, pré-teste do instrumento e, por fim, análise das evidências de validade do instrumento<sup>(10-11)</sup>. O estudo seguiu as diretrizes contempladas no *Test Adaptation Reporting Standards* (TARES)<sup>(12)</sup>.

A tradução foi realizada por dois tradutores independentes, com elaboração de uma versão síntese única, por terceiro tradutor<sup>(10)</sup>, avaliada e aprovada pela autora do instrumento.

A equivalência da versão em português foi estabelecida a partir de quatro dimensões: semântica, idiomática, cultural e conceitual por 17 especialistas em prática interprofissional colaborativa e/ou traduções de instrumentos de medida. Após a aprovação pelo comitê de especialistas, seguiu-se para o teste-piloto com 40 trabalhadores assistenciais ou de gestão, que compunham equipes de unidades de internação de um hospital.

Para a avaliação das propriedades psicométricas, uso e adoção do instrumento AICLS<sup>(5)</sup> no Brasil, buscou-se reunir

evidências de validade baseadas no conteúdo, processo de resposta, estrutura interna e verificação da confiabilidade.

A validação de conteúdo é composta por avaliação qualitativa (comitê de especialistas) e avaliação quantitativa de cada item, ao se considerar a importância individual do item na composição do instrumento e representação do construto<sup>(13)</sup>, por meio do cálculo da *Content Validity Ratio (CVR)*<sup>(14)</sup>.

Na validação do processo de resposta, verifica-se como o item é interpretado e sua relação com o construto medido<sup>(11)</sup>. Participantes do teste-piloto analisaram a viabilidade, comprehensibilidade e facilidade do uso do instrumento. Houve registro do tempo de resposta, dado que pode trazer evidências da complexidade dos processos de resposta<sup>(11,15-16)</sup>.

A análise da estrutura interna do construto foi realizada por Análise Fatorial Exploratória (AFE), que avalia, por meio das cargas fatoriais, a pertinência de cada item para o fator<sup>(16)</sup>. A retenção de fatores influencia substancialmente os resultados da AFE, como também tem fortes implicações teóricas, pois predetermina a dimensionalidade assumida de um construto latente. Devido à sua natureza exploratória, a AFE é utilizada em casos cuja compreensão ainda é incipiente acerca da estrutura fatorial do conceito latente<sup>(17)</sup>, como é o caso da AICLS, recém descrita na literatura<sup>(5)</sup>. Índices de ajuste da solução fatorial foram utilizados para apoiar na determinação do número de fatores retidos<sup>(17)</sup>, e na adequação da estrutura fatorial encontrada<sup>(18)</sup>.

A confiabilidade também foi verificada, utilizando dois indicadores, conforme recomendação da literatura, para aumentar a confiabilidade da interpretação<sup>(19)</sup>.

## Local

O estudo foi desenvolvido em um hospital geral privado, de nível terciário e grande porte, localizado no município de São Paulo (SP), Brasil, considerado um centro de referência internacional em saúde.

## População e amostra do estudo

A população do estudo foi composta por trabalhadores de saúde, em cargos gerenciais e assistenciais, que compunham equipes interprofissionais de unidades críticas e unidades de internação, clínicas e cirúrgicas.

O tamanho da amostra foi calculado com base nas recomendações de verificação da estrutura interna de instrumentos, a qual indica um número mínimo de 300 participantes<sup>(13)</sup>. Neste estudo, alcançou-se uma amostra por conveniência de 318 trabalhadores de saúde que compunham equipes, enfermeiros, técnicos

de enfermagem, fisioterapeutas, médicos, farmacêuticos, psicólogos e nutricionistas.

O critério de inclusão foi trabalhadores atuantes há, no mínimo, um ano na instituição, em cargos de gestão ou assistência, com atividades compartilhadas com pelo menos um trabalhador de outra área de formação. O critério de exclusão utilizado foi trabalhadores que estavam afastados no momento da coleta de dados.

## Variáveis do estudo

O AICLS contempla 28 itens, divididos em quatro dimensões: Relação simbiótica; Atenção plena (*Mindfulness*); Recursos compartilhados; e Capacidade de liderar<sup>(5)</sup>.

A dimensão Relação simbiótica, composta por cinco itens, é definida por uma colaboração na qual todos os membros da equipe têm seus papéis bem estabelecidos e se adaptam reciprocamente às demandas que surgem<sup>(5)</sup>.

A dimensão Atenção plena (*Mindfulness*) é formada por nove itens, caracterizada por foco atento e estendido, com atenção às situações e experiências imediatas à medida que elas aparecem<sup>(5)</sup>.

A dimensão Recursos compartilhados é composta por sete itens, definida por um ambiente que incentiva a abertura, entre os profissionais, para compartilhar conhecimento, habilidade e *expertise* dentro de uma equipe<sup>(5)</sup>.

A dimensão Capacidade de liderar, composta por sete itens, é definida por uma vontade de liderar e aceitar a responsabilização para o cargo de liderança<sup>(5)</sup>.

Os respondentes indicam seu nível geral de concordância com a ocorrência de cada item em uma escala de classificação do tipo *Likert* de cinco pontos: 1 - Nunca; 2 - Raramente; 3 - Ocasionalmente; 4 - Na maioria das vezes; e, 5 - Sempre. As classificações produzem pontuações de 28 a 140<sup>(5)</sup>.

## Coleta de dados

A versão produzida após as etapas de validação de conteúdo e processo de resposta foi transformada em questionário eletrônico, junto a questões de caracterização da amostra. Os dados foram coletados por meio da plataforma *Research Electronic Data Capture (RedCap)*<sup>(20)</sup>. O convite para a participação foi enviado via correio eletrônico para as coordenadoras de área, que encaminharam aos profissionais/trabalhadores de saúde de suas respectivas equipes.

## Período

O período de coleta de dados ocorreu entre 15 de julho a 15 de setembro de 2023.

## Tratamento e análise dos dados

Para iniciar a AFE e verificar a fatorabilidade dos dados, foi calculado o índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e realizado o Teste de Esfericidade de Bartlett (TEB)<sup>(13)</sup>.

Para a extração de fatores, utilizou-se o *Unweighted Least Squares* (ULS), com rotação *oblimin*, a partir de uma matriz de correlação policórica<sup>(13)</sup> e, posteriormente, foi explorada a dimensionalidade do instrumento, por meio da técnica de análise paralela, *Optimal Implementation of Parallel Analysis* (PA), abordagem recomendada para um conjunto de variáveis ordenadas com pontuação politômica<sup>(21)</sup>, método de Hull com *Comparative Fit Index*<sup>(22)</sup> e aplicação da *Closeness of dimensionality*<sup>(23)</sup>, composta por três indicadores: *Item Unidimensional Congruence* (I-UniCo), *Item Explained Common Variance* (I-ECV) e *Mean of Item Residual Absolute Loadings* (MIREAL). Valores de I-UNICO > 0,95, I-ECV > 0,85 e MIREAL < 0,30 sugerem que os dados podem ser tratados como essencialmente unidimensionais<sup>(23)</sup>.

A solução fatorial foi aplicada via modelagem por equações estruturais e, para a verificação de necessidades de ajustes, foram calculados os índices: *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA - Raiz do Erro Quadrático Médio de Aproximação); *Non-Normed Fit Index* (NNFI - Índice de Ajuste Não Normatizado); CFI (Índice de Ajuste Comparativo); *Goodness of Fit Index* (GFI - Índice de Qualidade do Ajuste); *Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values* (AGFI - Índice Ajustado de Qualidade do Ajuste)<sup>(24)</sup>. A confiabilidade

foi verificada utilizando os índices alfa de Cronbach e ômega de McDonald<sup>(19)</sup>.

Todas as análises foram realizadas no software *Factor*.

## Aspectos éticos

Os aspectos éticos da pesquisa foram seguidos conforme a Resolução nº. 466 de 2012<sup>(25)</sup>, tanto na fase de avaliação do comitê de especialistas quanto na aplicação do teste-piloto e pré-teste. As etapas aconteceram após a aprovação do Comitê de Ética em Pesquisa (CEP) da Universidade Federal de São Paulo e da instituição coparticipante, hospital onde foi realizada a pesquisa, sob Pareceres nº. 5.533.152 e nº. 5.571.337, respectivamente.

## Resultados

### Adaptação transcultural e validação de conteúdo

A análise de equivalência resultou em 62,5% dos 28 itens com concordância maior que 80%. Após a primeira rodada da análise do comitê de especialistas, 12 itens que tiveram a taxa de concordância menor que 0,80 passaram por revisão, assim como o nome do instrumento, as duas primeiras frases explicativas de introdução e o parágrafo final.

As sugestões foram acatadas e, após as modificações, realizou-se uma nova rodada com o comitê de especialistas para a revisão dos itens e a escolha, entre duas opções, da melhor alternativa, levando em consideração seus conceitos e significados dentro da cultura brasileira. A definição final dos 12 itens está descrita na Figura 1.

Item após modificação	Modificação
Seção 1: RELAÇÃO SIMBIÓTICA: Relação simbólica é uma colaboração na qual todos os membros da equipe têm seus próprios papéis bem estabelecidos e se adaptam mutuamente à dinâmica de mudanças de demandas.	Trocada palavra "ambos" por "todos" e alterada a posição da palavra "dinâmica"
2. Incentiva os membros da equipe a valorizar a expertise uns dos outros.	Trocada palavra "competências" por "expertise"
3. Incentiva os membros da equipe a aproximar suas capacidades complementares (compartilhando conhecimentos, habilidades e experiências) para direcionar o plano de cuidados.	Trocada palavra "explorar" por "aproximar", invertida ordem das palavras "compartilhando conhecimentos", e trocado "abordar o planejamento" por "direcionar o plano".
Seção 2: ATENÇÃO PLENA ( <i>Mindfulness</i> ): Atenção Plena é o foco consciente e prolongado da atenção em experiências imediatas à medida que elas acontecem.	Acrescentado o termo " <i>Mindfulness</i> " e trocada palavra "intencional" por "consciente"
7. Incentiva os membros da equipe a se concentrarem além do <i>status quo</i> (isto é, a maneira usual de fazer as coisas) em questões relevantes e essenciais do cuidado.	Trocado "essência" por "essenciais"
8. Incentiva os membros a considerarem soluções criativas para o planejamento de cuidados complexos a pacientes/clientes.	Trocado "atendimentos mais" por "cuidados"
11. É receptivo para apoiar as mudanças sugeridas pelos membros da equipe.	Invertida a ordem da palavra "apoio".
16. Incentiva os membros da equipe a estabelecerem metas compartilhadas para o trabalho em equipe.	Trocado "sobre seu" por "para o"
21. Compartilha o trabalho entre os membros da equipe, de acordo com suas capacidades, quando os planos de cuidado são implementados	Invertida a ordem das palavras no início da frase
22. Os membros da equipe apoiam que os pacientes/clientes sejam líderes colaborativos	Trocado "apoiem" por "apoiam"
24. Todos os membros da equipe aceitam e se responsabilizam pelo seu trabalho compartilhado em equipe	Trocado "responsabilidade" por "se responsabilizam"
27. Há apoio para o rodízio do líder da equipe de acordo com as necessidades do nosso planejamento	Trocado "apoiemos" por "há apoio" e "conforme" por "de acordo".

Figura 1 - Modificações realizadas pelos autores nos itens após sugestões e segunda rodada do comitê de especialistas. São Paulo, SP, Brasil, 2022

Na validação de conteúdo quantitativa, o valor crítico do CVR aceitável para 17 especialistas foi igual a 0,529<sup>(26)</sup> e indicou a aderência do item no estudo. Quatro itens obtiveram pontuações abaixo de 0,529 em alguma das categorias de avaliação: relevantes teoricamente, pertinentes na prática, suficientemente abrangentes e compreensíveis no conjunto e dimensionalidade.

O item 2, na seção 1, "Incentiva os membros da equipe a se concentrarem além do *status quo* (isto é, a maneira usual de fazer as coisas) em questões relevantes e essenciais do cuidado", apresentou pontuação abaixo de 0,529 quando avaliada sua relevância teórica, pertinência prática e abrangência.

O item 19, da seção 3, "O processo de tomada de decisão se concentra em objetivos compartilhados de todos os membros da equipe", apresentou pontuação menor na avaliação de abrangência.

Já na seção 4, dois itens obtiveram pontuações inferiores a 0,529. O item 22 "Os membros da equipe apoiam que os pacientes/clientes sejam líderes colaborativos" foi avaliado com menor pontuação em pertinência prática, abrangência e dimensionalidade, e o item 23 "Os membros da equipe estejam dispostos a assumirem a função de liderança de equipe quando solicitados", em abrangência e dimensionalidade. Todos os itens foram mantidos no instrumento neste momento, já que apresentaram valores abaixo da razão considerada em alguma das categorias avaliadas e não em sua totalidade.

### Validação do processo de resposta

Quanto à validade do processo de resposta, realizada por meio de entrevista, no teste-piloto, certificou-se a viabilidade do instrumento para uso. Os participantes utilizaram, em média, nove minutos e 27 segundos na resposta do instrumento. O desvio-padrão foi de três minutos e quinze segundos e o tempo máximo de resposta foi de 15 minutos e 51 segundos.

Os respondentes apresentaram dificuldade com o termo "*status quo*" no item 7, na seção 2, apesar de a explicação estar em parênteses dentro do próprio item, conforme indicado pelo comitê de especialistas. Como sugestão, foi retirado o termo "*status quo*", e esse item ficou definido como "Incentiva os membros da equipe a desenvolverem processos que levem à criação de um ambiente onde tomadas de decisões são compartilhadas".

A compreensão das opções de respostas dos itens foi adequada para 100% dos participantes, assim como a organização geral dos itens. Na avaliação da abrangência dos itens, 87,5% dos participantes consideraram

adequada, e um deles sugeriu a retirada de itens que julgava parecidos.

Quanto à dificuldade de preenchimento do instrumento, 62,5% dos participantes relataram não haver dificuldades e 20 sugestões foram relatadas e consideradas. Assim, oito itens foram ajustados (itens 1 e 3 da seção 1; itens 7, 9 e 10 na seção 2; itens 19 e 21 na seção 3; e item 25 na seção 4).

A versão final do instrumento após as alterações sugeridas foi respondida por 318 participantes, sendo que seis assinalaram a opção de estar há menos de um ano na instituição, o que configuraria sua exclusão após a coleta de dados, porém, pela pequena porcentagem (1,8%), em relação ao total da amostra, optou-se pela manutenção na apresentação dos resultados.

Quanto às características sociodemográficas, destaca-se que, majoritariamente, a amostra foi composta por pessoas do sexo feminino (79%) e na faixa etária de 31-40 anos (44%). A carga horária de trabalho semanal de 30-40 horas foi prevalente (67%). Quanto à maior titulação, 53% dos participantes tinham especialização. Os enfermeiros (44%), seguidos dos técnicos de enfermagem (37%) e fisioterapeutas (10%), foram os profissionais com maior participação. Sobre o tempo de atuação profissional, o intervalo de 11 a 15 anos foi predominante (24%) e de atuação na unidade foi de um a três (31% dos participantes). Sobre o tipo de unidade de atuação, os participantes atuavam na Unidade Semi-Intensiva (26%), seguida da Unidade de Terapia Intensiva (21%).

### Validação da estrutura interna

Procedeu-se à AFE com base na matriz policórica e foi verificado se os itens eram fatoráveis por meio da *Measure of Sample Adequacy* (MSA). Na modelagem inicial utilizando os 28 itens do instrumento, bons índices de adequação foram encontrados, sendo TEB: 2991,4 (gl = 378; P = 0,000010) e KMO: 0,94977 com *bootstrap* 95% Intervalo de Confiança (IC) do KMO = (0,573 - 1,204).

A primeira análise no estudo da dimensionalidade/fatores do instrumento foi realizada pela análise paralela (AP), que indicou a existência de apenas uma dimensão, com variância explicada de 63,71% da variável latente. Pela divergência entre o modelo original e o obtido pela AP, optou-se por testagens adicionais da dimensionalidade.

A segunda técnica utilizada foi a Hull com o CFI, demonstrada na Tabela 1.

Novamente, o resultado apontou apenas uma dimensão. O terceiro teste adotado foi a técnica de unidimensionalidade/multidimensionalidade, com os índices UniCo, ECV e REAL demonstrados na Tabela 2.

Tabela 1 - Dimensionalidade pela Hull com *Comparative Fit Index*. São Paulo, SP, Brasil, 2023

Número fatores	CFI*	Graus de liberdade	Scree test
0	0,00	378	0,00
1	0,99	350	<b>250,61*</b>
2	1,00	323	0,00
3	1,00	297	

\*CFI = *Comparative Fit Index*

Tabela 2 - *Closeness of dimensionality*. São Paulo, SP, Brasil, 2023

Variáveis	I-UniCo*	I-ECV†	I-REAL‡
V§1. Ajuda os membros a valorizarem suas contribuições para o trabalho em equipe.	0,99	0,93	0,22
V§2. Incentiva os membros da equipe a valorizar a expertise uns dos outros.	0,99	0,92	0,23
V§3. Incentiva os membros da equipe a aproximar suas capacidades complementares (conhecimentos, habilidades e experiências compartilhadas) para direcionar o plano de cuidados.	1,00	0,97	0,14
V§4. Permite que todos os membros da equipe tenham uma oportunidade de expressar suas opiniões.	1,00	0,98	0,11
V§5. Possibilita que os membros da equipe vejam seus resultados compartilhados como significativos e valiosos.	0,99	0,95	0,20
V§6. Incentiva os membros da equipe a desenvolverem processos que levem à criação de um ambiente onde tomadas de decisões são compartilhadas.	1,00	0,99	0,08
V§7. Incentiva os membros da equipe a se concentrarem para além da maneira usual de fazer as coisas, em questões relevantes e essenciais do cuidado.	1,00	0,98	0,13
V§8. Incentiva os membros a considerarem soluções criativas para o planejamento de cuidados complexos a pacientes/ clientes.	0,99	0,97	0,16
V§9. Incentiva os membros da equipe a reavaliar maneiras tradicionais de lidar com situações semelhantes.	1,00	0,98	0,11
V§10. Incentiva discussões abertas entre os membros da equipe acerca de questões do planejamento do cuidado.	1,00	0,99	0,04
V§11. É receptivo para apoiar as mudanças sugeridas pelos membros da equipe.	0,99	0,97	0,15
V§12. Incentiva os membros da equipe a se adaptarem a diversas situações.	1,00	0,98	0,11
V§13. Incentiva os membros da equipe a questionarem algo que não faça sentido.	1,00	0,97	0,12
V§14. Apoia a inovação criativa dos membros da equipe em situações em que há incertezas no planejamento do cuidado ao paciente/cliente.	1,00	0,98	0,10
V§15. Se certifica de que todos os membros da equipe tenham a oportunidade de compartilhar suas perspectivas acerca do planejamento do cuidado ao paciente/cliente.	1,00	0,98	0,13
V§16. Incentiva os membros da equipe a estabelecerem metas compartilhadas para o trabalho em equipe.	1,00	0,99	0,05
V§17. Facilita ajustes das funções dos membros da equipe às necessidades situacionais.	1,00	0,99	0,03
V§18. Incentiva os membros da equipe a assumirem a responsabilidade de suas contribuições no processo de tomada de decisões da equipe.	1,00	0,99	0,06
V§19. Se concentra em objetivos compartilhados, de todos os membros da equipe, no processo de tomada de decisão.	1,00	0,97	0,14
V§20. Incentiva a integração de perspectivas visando facilitar processos compartilhados de tomada de decisão no desenvolvimento do plano de cuidado do paciente/cliente.	1,00	0,99	0,06
V§21. Compartilha o trabalho entre os membros da equipe, de acordo com suas capacidades, quando os planos de cuidados são implementados.	1,00	0,99	0,05
V§22. Os membros da equipe apoiam que os pacientes/clientes sejam líderes colaborativos.	0,98	0,83	0,26
V§23. Os membros da equipe estejam dispostos a assumirem a função de liderança da equipe quando solicitados.	0,93	0,72	0,43
V§24. Todos os membros da equipe aceitam e se responsabilizam pelo seu trabalho compartilhado em equipe.	0,86	0,62	0,54
V§25. Todos os membros da equipe contribuem para objetivos comuns e compartilhados.	0,76	0,54	0,58

(continua na próxima página...)

(continuação...)

Variáveis	I-UniCo*	I-ECV†	I-REAL‡
V§26. Os membros da equipe orientem uns aos outros para que todos sejam capazes de liderar a equipe de forma eficaz.	0,94	0,74	0,43
V§27. Há apoio para o rodízio do líder da equipe, de acordo com as necessidades do nosso planejamento de cuidado.	0,98	0,85	0,30
V§28. Selecionamos juntos o líder da nossa equipe.	0,99	0,88	0,23
<b>Avaliação</b>			<b>Geral</b>
UniCo	=	0,98	
ECV¶	=	0,92	
MIREAL**	=	0,19	

\*I-UniCo = Item Unidimensional Congruence; †I-ECV - Item Explained Common Variance; ‡I-REAL = Item Residual Absolute Loadings; §V = Variável;  
||UniCo = Unidimensional Congruence; ¶ECV = Explained Common Variance; \*\*MIREAL = Mean of Item Residual Absolute Loadings

A partir do resultado apresentado, o modelo geral pode ser considerado, novamente, unidimensional, cujos valores dos índices dos itens 23, 24, 25 e 26 não sustentam a unidimensionalidade (I-REAL acima de 0,30).

Após testagens de dimensionalidade, seguiu-se com a aplicação da solução fatorial para buscar evidências do modelo teórico. A primeira testagem foi realizada com a

configuração para quatro domínios, conforme a versão original do instrumento.

A Tabela 3 apresenta as cargas fatoriais e comunalidade do modelo com quatro domínios. Adotou-se como carga fatorial substancial valores iguais ou maiores de 0,40 para os itens. A comunalidade aceitável é próxima de 0,40<sup>(13)</sup>.

Tabela 3 - Cargas fatoriais e comunalidades em modelo com quatro domínios. São Paulo, SP, Brasil, 2023

Variáveis	Λ* Fator 1	Λ* Fator 2	Λ* Fator 3	Λ* Fator 4	h <sup>2</sup> †
V‡ 1	<b>0,91</b>	-0,17	0,02	0,03	<b>0,69</b>
V‡ 2	<b>0,94</b>	0,02	-0,12	-0,10	<b>0,72</b>
V‡ 3	<b>0,95</b>	-0,09	0,03	-0,18	<b>0,73</b>
V‡ 4	<b>0,63</b>	-0,08	0,18	0,27	<b>0,71</b>
V‡ 5	<b>0,88</b>	-0,02	-0,02	0,04	<b>0,76</b>
V‡ 6	<b>0,81</b>	0,06	0,04	-0,09	<b>0,70</b>
V‡ 7	<b>0,90</b>	0,15	-0,07	-0,14	<b>0,84</b>
V‡ 8	<b>0,80</b>	0,12	-0,04	0,04	<b>0,77</b>
V‡ 9	<b>0,78</b>	0,08	0,02	0,01	<b>0,72</b>
V‡ 10	<b>0,57</b>	0,13	0,22	0,09	<b>0,71</b>
V‡ 11	<b>0,60</b>	0,07	0,06	<b>0,32</b>	<b>0,74</b>
V‡ 12	<b>0,68</b>	-0,02	0,13	0,20	<b>0,72</b>
V‡ 13	<b>0,40</b>	0,13	0,05	<b>0,43</b>	<b>0,64</b>
V‡ 14	<b>0,33</b>	<b>0,40</b>	-0,12	<b>0,33</b>	<b>0,58</b>
V‡ 15	<b>0,72</b>	0,16	0,01	0,18	<b>0,85</b>
V‡ 16	<b>0,67</b>	0,07	0,14	0,11	<b>0,73</b>
V‡ 17	<b>0,58</b>	0,15	0,12	0,15	<b>0,71</b>
V‡ 18	<b>0,70</b>	0,01	0,14	0,06	<b>0,67</b>
V‡ 19	<b>0,75</b>	0,09	0,01	0,08	<b>0,73</b>
V‡ 20	<b>0,76</b>	0,05	0,13	0,03	<b>0,80</b>
V‡ 21	<b>0,46</b>	0,07	<b>0,32</b>	0,30	<b>0,80</b>
V‡ 22	0,27	0,22	0,25	-0,10	0,37
V‡ 23	0,13	<b>0,45</b>	<b>0,38</b>	-0,12	<b>0,64</b>
V‡ 24	0,08	0,04	<b>0,86</b>	-0,04	<b>0,84</b>
V‡ 25	-0,06	0,01	<b>0,90</b>	0,06	<b>0,78</b>
V‡ 26	0,23	0,25	<b>0,54</b>	-0,15	<b>0,71</b>
V‡ 27	0,01	<b>0,89</b>	0,06	-0,01	<b>0,86</b>
V‡ 28	0,07	<b>0,62</b>	0,09	0,04	<b>0,53</b>

\*Λ = Carga fatorial; †h<sup>2</sup> = Comunalidade; ‡V = Variável

Não há ajuste do modelo com quatro domínios, há concentração de 20 itens no primeiro domínio, sendo que os itens 11, 13, 14, 21 e 23 têm dupla saturação (mede dois fatores, considerada violação técnica). O item 22 não apresenta carga fatorial mínima de 0,30 e a comunalidade abaixo de 0,40. Portanto, não há evidências de configuração ajustada com quatro domínios para a amostra do estudo.

Como o princípio de ajuste exploratório permite e recomenda a testagem de configurações diferentes

dos instrumentos, aplicou-se a solução fatorial com a parametrização com apenas uma dimensão. Apresentam-se na Tabela 4 os valores das cargas fatoriais e comunalidades.

Todos os itens apresentaram cargas fatorais adequadas e com valores acima de 0,50. Os itens 22, 25 e 28 apresentam comunalidade abaixo de 0,40, mas próxima dos cortes. Como as cargas fatorais desses itens são adequadas, optou-se pela manutenção dos mesmos.

Tabela 4 - Cargas fatorais e comunalidades em modelo unidimensional. São Paulo, SP, Brasil, 2023

Variáveis	$\Lambda^*$	$h^2\ddagger$
V‡ 1	0,78	0,61
V‡ 2	0,79	0,63
V‡ 3	0,80	0,64
V‡ 4	0,80	0,65
V‡ 5	0,84	0,72
V‡ 6	0,81	0,66
V‡ 7	0,87	0,76
V‡ 8	0,86	0,74
V‡ 9	0,84	0,70
V‡ 10	0,84	0,71
V‡ 11	0,82	0,68
V‡ 12	0,83	0,68
V‡ 13	0,72	0,52
V‡ 14	0,68	0,46
V‡ 15	0,90	0,83
V‡ 16	0,85	0,73
V‡ 17	0,84	0,71
V‡ 18	0,81	0,67
V‡ 19	0,84	0,71
V‡ 20	0,89	0,80
V‡ 21	0,86	0,74
V‡ 22	0,56	0,31
V‡ 23	0,68	0,46
V‡ 24	0,68	0,47
V‡ 25	0,61	0,37
V‡ 26	0,72	0,52
V‡ 27	0,70	0,49
V‡ 28	0,61	0,37

\* $\Lambda$  = Carga fatorial;  $h^2$  = Comunalidade;  $^{\ddagger}V$  = Variável

Índices de ajuste podem ser considerados para avaliar a adequação e a qualidade de uma solução fatorial na AFE. Os resultados apresentados pelo modelo unidimensional foram considerados bons, cujos índices: CFI (0,996; IC95% = 0,994 - 0,998) e NNFI (0,996; IC95% = 0,994 - 0,998) indicaram excelente ajuste do modelo. As medidas RMSEA (RMSEA = 0,040; IC95% = 0,0275 - 0,0460), GFI (0,991, IC 95% = 0,990:0,994) e AGFI (0,991, IC95% = 0,989 - 0,993) foram adequadas.

Os índices de confiabilidade apresentados foram: alfa de Cronbach = 0,97 e ômega de McDonald = 0,97, ambos acima de 0,70, indicaram confiabilidade adequada<sup>(13)</sup>.

## Discussão

Este estudo relatou o processo de tradução e adaptação da AICLS do inglês para o contexto brasileiro. Embora reconheça-se tratar de uma escala nova, identificou-se apenas um estudo japonês que realizou tradução e adaptação cultural da AICLS, de forma a viabilizar a comparação da referida escala<sup>(27)</sup>.

A ATC foi guiada por recomendações de adaptação transcultural para instrumentos de medida<sup>(10)</sup>, amplamente utilizadas nesse tipo de estudo, com aceitabilidade internacional dessa metodologia<sup>(28)</sup>. A ATC exige grande rigor metodológico, sendo imprescindível que os valores

refletidos em cada item sejam equivalentes entre uma cultura e outra<sup>(29)</sup>.

Equivalentes semânticas e culturais devem ser consideradas no processo de ATC. As divergências encontradas nas versões apresentadas pelos tradutores foram solucionadas na síntese das traduções e posteriormente enviada para a fase de retrotradução, recomendada como indicador de qualidade de evidência psicométrica, e permite identificar possíveis discrepâncias<sup>(28)</sup>, destacar inconsistências ou erros conceituais na tradução<sup>(30)</sup>. A versão conciliada não apresentou interpretações equivocadas dos itens, confirmada pela autora do instrumento original.

Nesse contexto, a qualidade do processo de tradução/adaptação é crucial para garantir a validade e a utilidade do teste adaptado, por meio de processo rigoroso, cujo objetivo é manter a equivalência de conteúdo e significado cultural entre o teste original e o traduzido/adaptado e promover a comparabilidade das pontuações entre participantes de diferentes grupos culturais<sup>(31)</sup>.

A análise das evidências de validade relacionadas ao conteúdo da versão brasileira EALCI foi realizada em etapas. Para a validação de conteúdo, um comitê de especialistas interprofissionais, com *expertise* em liderança e prática interprofissional colaborativa, elucidou as divergências e sugeriu ajustes para melhor compreensão. No delineamento de um instrumento coerente para a população a qual irá se destinar, essa fase é imprescindível<sup>(32)</sup>.

Diferente do instrumento original, no qual as autoras relataram que apenas um item foi revisado quanto à sua redação, a versão brasileira teve 12 itens que necessitaram de revisão e demandou realizar uma segunda rodada com o comitê de especialistas. Após a segunda avaliação, os itens tiveram seus conteúdos validados. Na versão original, as autoras utilizaram o Índice de Validade de Conteúdo (IVC), no entanto, ele pode inflar os resultados a partir da junção das respostas com pontuações de 3 e 4 oriundas da análise dos especialistas<sup>(33)</sup>. Neste estudo, utilizou-se o cálculo do CVR, método mais robusto para estabelecer e quantificar a validade de conteúdo<sup>(14)</sup> e que adequa a concordância ao número de especialistas, assegurando a qualidade da avaliação<sup>(26)</sup>.

Durante o teste-piloto, seguindo as recomendações da literatura<sup>(10)</sup>, cujo objetivo é verificar se os itens, as instruções e a escala de resposta estavam compreensíveis, sobretudo por aqueles a quem se destina o instrumento<sup>(30)</sup>, identificou-se que o item 7 foi o de menor compreensão entre os respondentes, devido a uma expressão que pode ser considerada comum no meio acadêmico, mas que não teve aderência ao público-alvo e que necessitou ser retirada (*status quo*).

Na validação da estrutura interna, necessária para verificar se os atributos de medida correspondem aos atributos teóricos<sup>(21)</sup> e para o ajuste do modelo, utilizou-se múltiplas testagens, atendendo às recomendações contemporâneas de evidência de validade<sup>(12)</sup>. Também foi analisada se a estrutura fatorial estava adequadamente representada pela sua dimensionalidade<sup>(21)</sup>.

Na versão brasileira, o modelo de quatro dimensões não foi reproduzido. A divergência encontrada na análise paralela indicou testagens adicionais da dimensionalidade, devido às recomendações na literatura em que a análise da dimensionalidade não deve se limitar a uma técnica<sup>(34)</sup>. A unidimensionalidade permaneceu e na AFE, o modelo unidimensional foi o mais adequado e não indicou a manutenção das dimensões na população deste estudo. Cabe ressaltar que, nas análises deste estudo, seguiu-se padrões robustos descritos na psicometria contemporânea, análises consideradas de excelência no desenvolvimento e adaptações de instrumentos<sup>(11-12)</sup>.

Na análise do instrumento original<sup>(5)</sup> as autoras indicaram, preliminarmente, que a dimensão Capacidade de liderar provavelmente não se manteria no modelo final, visto que vários itens indicavam avaliar um pequeno aspecto do construto. A amostra do estudo original não obteve o número mínimo indicado na literatura, com apenas 101 profissionais, aspecto que pode ter impactado nos resultados das análises realizadas e que explicam as diferenças entre os dois estudos. Outra diferença é que não realizaram análises de dimensionalidade, testes de AFE e AFC, e optaram por testagem do alfa de Cronbach, considerado, neste estudo, como insuficiente para análise da adequação do modelo original.

Assim, neste estudo, optou-se por técnicas de análises diversas às usadas no modelo original, visto que se reconhece a existência de técnicas mais modernas indicadas na literatura especializada, e que apesar da escolha de seguir em processos de análise distintos do instrumento original, considerou-se a EALCI um instrumento basilar, com contribuições para a realidade e para o contexto brasileiro, dado seu arcabouço teórico, ampla tradição e aplicação na prática de construtos de interprofissionalidade<sup>(2)</sup>.

É importante destacar que na versão em japonês<sup>(27)</sup> também não se encontrou a mesma dimensionalidade do instrumento original AICLS. Após a análise fatorial exploratória, utilizando os 28 itens, divididos em quatro fatores, o instrumento foi reduzido para dez itens, distribuídos em três dimensões. O instrumento final, denominado AICLS-J, foi aplicado em uma amostra de 675 participantes.

Culturas diferentes podem compreender, vivenciar ou expressar um mesmo construto de maneiras distintas e implicam em agrupamento dos itens em dimensões

diferentes daquelas observadas na versão original. Na temática da interprofissionalidade, dois instrumentos não reproduziram a dimensionalidade do instrumento original no contexto brasileiro. Na adaptação do instrumento *Readiness for Interprofessional Learning Scale* (RIPLS), a estrutura original de quatro fatores não foi reproduzida igualmente ao modelo original, e indicou, na análise factorial, uma versão com 27 itens distribuídos em três dimensões: trabalho em equipe e colaboração, identidade profissional e atenção à saúde centrada no paciente<sup>(35)</sup>. O outro instrumento de tradução e adaptação transcultural, *Interprofessional Collaboration Measurement Scale* (IPC), os três fatores da versão original não se replicaram nas análises fatoriais exploratória e confirmatória na amostra brasileira, e indicou tratar-se de um instrumento unidimensional<sup>(36)</sup>, semelhante ao encontrado neste estudo.

Em ambos os casos, a dificuldade em reproduzir as mesmas dimensões da versão original podem ser atribuídas às diferenças culturais, contextos educacionais e de práticas distintas, visto que se tratam de construtos com múltiplos aspectos interdependentes. Diante do referido pressuposto, isso pode ocorrer não apenas entre países, mas também entre regiões do mesmo país, entre diferentes tipos de serviços da saúde. Há concordância de que diferenças de dimensionalidade não devam ser consideradas como uma limitação, mas possam refletir que, no cenário de aplicação da pesquisa, o construto foi percebido como um construto holístico, ou até mesmo indicar lacunas na formação e na prática interprofissional em saúde<sup>(36)</sup>. Reforça-se, portanto, e corrobora-se as diretrizes da área, segundo as quais deve haver uma análise das equivalências de estrutura interna e da medida da escala, considerando as diferenças regionais<sup>(12)</sup>, e que esta análise deve ser realizada quando se opta por utilizar uma escala de medida.

Assim, infere-se que a liderança colaborativa interprofissional pode ser influenciada por aspectos da estrutura organizacional, relações de poder, formação profissional e cultura institucional que variam significativamente entre países, regiões e tipos de serviços. O processo de adaptação permite que o instrumento seja sensível às especificidades linguísticas, culturais e sociais do seu contexto, mantendo os fundamentos conceituais e teóricos do instrumento original, e contribuindo no avanço da pesquisa e na aplicabilidade de novos modelos de gestão, pautados na organização interprofissional das equipes.

Nas análises de evidências de confiabilidade da versão unidimensional brasileira da EALCI o coeficiente ômega de McDonald e alfa de Cronbach foram superiores a 0,70. A versão japonesa utilizou apenas o alfa de Cronbach, com valor = 0,987<sup>(27)</sup>. No presente estudo, optou-se por demonstrar dois indicadores para aumentar a precisão da interpretação.

Quando comparado o contexto dos itens do instrumento CSLS<sup>(8)</sup> com a versão brasileira da EALCI, embora a estrutura hierárquica não seja avaliada, percebe-se a aproximação entre os aportes teóricos dos dois instrumentos e entre os itens, referentes à colaboração entre os membros da equipe, com seus papéis bem estabelecidos, incentivando a criatividade e discussões no planejamento de cuidados, assim como compartilhamento de conhecimento, habilidades e *expertise*, de acordo com as necessidades de cada situação.

Assim, o instrumento traduzido e validado para o português corrobora na direção de que a liderança colaborativa é fundamental, e prepara líderes de equipes interprofissionais para coordenar e colaborar nas equipes, respeitando o paciente e família acerca das próprias decisões de cuidado, como o caminho para oferecer assistência à saúde de qualidade e com segurança. Trabalhar de forma interprofissional e colaborativa requer a corresponsabilização de todos pelos resultados produzidos<sup>(5)</sup>.

Ter disponível na literatura nacional e internacional um instrumento capaz de medir, de forma adequada, o construto da liderança colaborativa interprofissional é um avanço no campo da interprofissionalidade. O mesmo pode inclusive ser utilizado em programas de treinamento e formação profissional, que se propõem a abordar o desenvolvimento dessa competência, sobretudo na perspectiva do envolvimento dos pacientes e cuidadores nos processos de tomada de decisão, na perspectiva de melhorar a experiência do paciente, a qualidade e segurança do cuidado, prática que ainda não se encontra plenamente consolidada nos serviços de saúde<sup>(37)</sup>.

Como limitações do estudo, cita-se que existem poucas análises do instrumento traduzido para outros idiomas e que a própria versão canadense teve uma amostra aquém do indicado na literatura. Identificou-se apenas o estudo japonês<sup>(27)</sup>, e este estudo tenta avançar para suprir a lacuna identificada, com indicações futuras de novas aplicações e análises da EALCI. Desconhecem-se outros instrumentos que mensuram a liderança colaborativa interprofissional ou outras escalas semelhantes validadas no Brasil, o que não permite comparações.

Ainda que a dimensionalidade da escala original não tenha sido replicada, aspecto que pode ser considerado uma limitação, reforça-se que se seguiram testes de análises mais contemporâneos e diferentes dos aplicados, por considerá-los mais pertinentes no presente estudo para este tipo de escala. Destaca-se que dentre as responsabilidades dos pesquisadores está em apresentar os resultados com respeito à transparência e aos princípios éticos que regem a prática científica, mesmo que não tenham sido consonantes ao dos estudos originais. Esses resultados também contribuem para o avanço do conhecimento e no aprimoramento da escala

que mensura a liderança colaborativa interprofissional. Assim, as limitações encontradas devem ser consideradas nas futuras pesquisas e no aprimoramento da EALCI.

Outra limitação é de que as interações entre os profissionais que compunham as equipes nas áreas de atuação no estudo não foram analisadas, aspecto que poderia configurar uma análise da validade de critério. Dessa maneira, há indicações de novas pesquisas, tanto para a aplicação do instrumento traduzido e validado em outros contextos de prática interprofissional bem como no que diz respeito à validade convergente<sup>(38)</sup>, para estabelecer correlação do instrumento com instrumentos que avaliam construtos similares, sobretudo com escalas já validadas e amplamente utilizadas de prática colaborativa interprofissional.

Como implicações para a prática, indica-se que a EALCI possa ser utilizada no contexto brasileiro para a medida global da liderança colaborativa interprofissional e nos procedimentos de análise contemporâneos nos diferentes contextos de cuidados em saúde, para fortalecer a sua aplicabilidade.

## Conclusão

A EALCI, composta por 28 itens, demonstrou ser um instrumento para medir a liderança colaborativa interprofissional, com estrutura unidimensional e apresentou evidências adequadas de validade de conteúdo, processo de resposta, estrutura interna e confiabilidade. É uma escala válida para fazer diagnósticos situacionais, apoiar políticas institucionais de intervenção e de impacto dos programas educacionais na perspectiva da prática interprofissional.

A liderança colaborativa é competência indispensável no trabalho em equipe interprofissional, considerada essencial no cuidado em saúde para a garantia da centralidade do paciente e família. A disponibilização desta escala contribuirá com a compreensão dos processos envolvidos nessa forma de liderança, sua ocorrência nas equipes interprofissionais, e pode auxiliar as instituições de saúde nos programas de desenvolvimento profissional e contribuir na implementação desse modelo assistencial de cuidado.

## Referências

1. Hampton O, Xyrichis A. Love, Shout, Bribe: towards a theory of change for delivering interprofessional workforce transformation. *J Interprof Care.* 2025;39(2):141-5. <https://doi.org/10.1080/13561820.2025.2476270>
2. Canadian Interprofessional Health Collaborative. Competency Framework for Advancing Collaboration [Internet]. [s.l.]: CIHC; 2024 [cited 2025 Jan 27]. Available from: <https://cihc-cpis.com/wp-content/uploads/2024/06/CIHC-Competency-Framework.pdf>
3. Silva JAM, Mininel VA, Agreli HF, Peduzzi M, Harrison R, Xyrichis A. Collective leadership to improve professional practice, healthcare outcomes and staff well-being. *Cochrane Database Syst Rev.* 2022;10(10):CD013850. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD013850.pub2>
4. Hudon C, Lambert M, Aubrey-Bassler K, Chouinard MC, Doucet S, Ramsden VR, et al. Fostering collective leadership to improve integrated primary care: lessons learned from the PriCARE program. *Arch Public Health.* 2024;82:24. <https://doi.org/10.1186/s13690-024-01258-9>
5. Orchard C, Sinclair E, Rykhoff M. The new leadership in health care teams: progress report of development on a promising measure. *Arch Health Care [Internet].* 2019 [cited 2025 Jan 27];1(1)20-6. Available from: [https://www.researchgate.net/publication/341411604\\_The\\_New\\_Leadership\\_in\\_Health\\_Care\\_Teams\\_Progress\\_Report\\_of\\_Development\\_on\\_a\\_Promising\\_Measure](https://www.researchgate.net/publication/341411604_The_New_Leadership_in_Health_Care_Teams_Progress_Report_of_Development_on_a_Promising_Measure)
6. Orchard C, Rykoff M. Collaborative leadership within interprofessional practice. In: Forman D, Jones M, Thistlethwaite J, editors. *Leadership and Collaboration: Further development for interprofessional education.* London: Palgrave Macmillan; 2015. p. 71-94.
7. Morian H, Creutzfeldt J, Hultin M, Härgestam M. Mapping leadership, communication and collaboration in short-term distributed teams across various contexts: a scoping review. *BMJ Open.* 2024;14(10):e081878. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2023-081878>
8. Ong YH, Lim I, Tan KT, Chan M, Lim WS. Assessing shared leadership in interprofessional team meetings: A validation study. *Asia Pac Sch.* 2016;1(1):9-19. <https://doi.org/10.29060/TAPS.2016-1-1%2FOA1003>
9. Melro CM, Brook C, Martin RA, Roberts RA, Young S, Zalik SJR, et al. 'For Youth by Youth': Distributive Leadership in Action With a Youth Codesign Team. *Health Expect.* 2024;27(6):e70080. <https://doi.org/10.1111/hex.70080>
10. Beaton D, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Recommendations for the cross-cultural adaptation of the DASH & Quick DASH outcome measures [Internet]. Toronto: Institute for Work & Health; 2007 [cited 2025 Jan 27]. Available from: [https://dash.iwh.on.ca/sites/dash/files/downloads/cross\\_cultural\\_adaptation\\_2007.pdf](https://dash.iwh.on.ca/sites/dash/files/downloads/cross_cultural_adaptation_2007.pdf)
11. American Educational Research Association; American Psychological Association; National Council on Measurement in Education. Standards for educational and psychological testing [Internet]. Washington, DC: American Educational Research Association; 2014 [cited 2025 Jan 27]. Available from: [https://www.testingstandards.net/uploads/7/6/4/76643089/standards\\_2014edition.pdf](https://www.testingstandards.net/uploads/7/6/4/76643089/standards_2014edition.pdf)
12. Iliescu D, Bartram D, Zeinoun P, Ziegler M, Elosua P, Sireci S, et al. The Test Adaptation Reporting Standards (TARES): reporting test adaptations. *Int J Test.* 2024;24(1):80-102. <https://doi.org/10.1080/15305058.2023.2294266>

13. Hair JF Jr, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. Multivariate Data Analysis. 8. ed. Andover: Cengage Learning; 2019. 832 p.
14. Almanasreh E, Moles R, Chen TF. Evaluation of methods used for estimating content validity. *Res Social Adm Pharm.* 2019;15(2):214-21. <https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2018.03.066>
15. Bandalos DL. Measurement Theory and application for social sciences. New York, NY: Gilford Press; 2018. 661 p.
16. Furr RM. Psychometrics: an introduction. 4th ed. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications; 2021. 704 p.
17. Goretzko D, Pahm TTH, Buhner M. Exploratory factor analysis: Current use, methodological developments and recommendations for good practice. *Curr Psychol.* 2021;40:3510-21. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00300-2>
18. Watkins MW. Exploratory Factor Analysis: A Guide to Best Practice. *J Black Psychol.* 2018;44(3):219-46. <https://doi.org/10.1177/0095798418771807>
19. Hoekstra R, Vugteveen J, Warrens MJ, Kruyken PM. An empirical analysis of alleged misunderstandings of coefficient alpha. *Int J Soc Res Methodol.* 2019;22(4):351-64. <https://doi.org/10.1080/13645579.2018.1547523>
20. Consórcio REDCap Brasil. Research Electronic Data Capture [Homepage]. [s.l.]: Consórcio REDCap Brasil; c2025 [cited 2025 Jan 27]. Available from: <https://redcapbrasil.com.br>
21. Timmerman ME, Lorenzo-Seva U. Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychol Methods.* 2011;16(2):209-20. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
22. Lorenzo-Seva U, Timmerman ME, Kiers HAL. The Hull Method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behav Res.* 2011;46(2):340-64. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>
23. Ferrando PJ, Lorenzo-Seva U. Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educ Psychol Meas.* 2018;78(5):762-80. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
24. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 4. ed. New York, NY: Guilford Press; 2016. 534 p.
25. Brasil. Resolução nº 466, de 12 de dezembro de 2012. Dispõe sobre diretrizes e normas regulamentadoras de pesquisas envolvendo seres humanos. Diário Oficial da União [Internet]. 2013 Jun 13 [cited 2023 Mar 06]; seção 1:59. Available from: <https://conselho.saude.gov.br/resolucoes/2012/Reso466.pdf>
26. Ayre C, Scally AJ. Critical Values for Lawshe's Content Validity Ratio: Revisiting the Original Methods of Calculation. *Meas Eval Couns Dev.* 2014;47(1):79-86. <https://doi.org/10.1177/0748175613513808>
27. Fujitani K, Suzuki R, Tamura Y, Murata Y, Matsushita H. Verification of Reability and Validity of Collaborative Leadership Scale Evaluation Scale in Multidisciplinary Collaboration. *Bunkyo J Health Sci Technol.* 2022;15:37-42.
28. Machado RS, Fernandes ADBF, Oliveira ALCB, Soares LS, Gouveia MTO, Silva GRG. Cross-cultural adaptation methods of instruments in the nursing area. *Rev Gaucha Enferm.* 2018;39:1-11. <https://doi.org/10.1590/1983-1447.2018.2017-0164>
29. Khalaila R. Translation of questionnaires into Arabic in cross- cultural research: techniques and equivalence issues. *J Transcult Nurs.* 2015;24(4):363-70. <https://doi.org/10.1177/1043659613493440>
30. Nina KCF, Silva SSC, Pontes FAR. Transcultural adaptation of The Teacher Efficacy for Inclusive Practices (TEIP): Brazilian version. *Cien Psicol.* 2020;14(1):e-2175. <https://doi.org/10.22235/cp.v14i1.2175>
31. Hernandez A, Hidalgo MD, Hambleton RK, Gómez-Benito J. International Test Commission guidelines for test adaptation: A criterion checklist. *Psicothema.* 2020;32(3):390-8. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.306>
32. Coluci MZO, Alexandre NMC, Milani D. Construção de instrumentos de medida na área da saúde. *Cien Saude Colet.* 2015;20(3):925-36. <https://doi.org/10.1590/1413-81232015203.04332013>
33. Yusoff MSB. ABC of content validation and content validity index calculator. *Educ Med J.* 2019;11(2):49-54. <https://doi.org/10.21315/eimj2019.11.2.6>
34. Auerswald M, Moshagen M. How to determine the number of factors to retain in exploratory factor analysis: A comparison of extraction methods under realistic conditions. *Psychol Methods.* 2019;24(4):468-91. <https://doi.org/10.1037/met0000200>
35. Peduzzi M, Norman I, Coster S, Meireles E. Cross-cultural adaptation of the Readiness for Interprofessional Learning Scale in Brazil. *Rev Esc Enferm USP.* 2015;49(2):7-14. <https://doi.org/10.1590/S0080-623420150000800002>
36. Trigueiro JG, Costa MV, Barreto MAF, Zwarenstein M, Carvalho REFL. Cross-cultural adaptation and evidence of validity of the interprofessional collaboration scale (IPC-BR) for Brazil. *J Interprof Care.* 2025;39(2):257-66. <https://doi.org/10.1080/13561820.2025.2451957>
37. Galletta M, Piazza MF, Meloni SL, Chessa E, Piras I, Arnett JE, et al. Patient Involvement in Shared Decision-Making: Do Patients Rate Physicians and Nurses Differently? *Int J Environ Res Public Health.* 2022;19(21):14229. <https://doi.org/10.3390/ijerph192114229>
38. Polit DF. Assessing measurement in health: beyond reliability and validity. *Int J Nurs Stud.* 2015;52(11):1746-53. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2015.07.002>

## Contribuição dos autores

**Concepção e desenho da pesquisa:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Reburstini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Obtenção de dados:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Reburstini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Análise e interpretação dos dados:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Reburstini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Análise estatística:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Reburstini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Redação do manuscrito:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Reburstini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Revisão crítica do manuscrito quanto ao conteúdo intelectual importante:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Reburstini, Alexandre Pazetto Balsanelli.

**Todos os autores aprovaram a versão final do texto.**

**Conflito de interesse: os autores declararam que não há conflito de interesse.**

## Declaração de Disponibilidade de Dados

Os conjuntos de dados relacionados a este artigo estarão disponíveis mediante solicitação ao autor correspondente.

Recebido: 27.01.2025  
Aceito: 24.06.2025

Editora Associada:  
Rosana Aparecida Spadoti Dantas

**Copyright © 2025 Revista Latino-Americana de Enfermagem**  
Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da

Licença Creative Commons CC BY.

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

---

Autora correspondente:  
Natalia Dalforno da Silva  
E-mail: n\_dalforno@yahoo.com.br  
ID <https://orcid.org/0000-0002-6646-8090>