

## Evidencias de validez de la versión brasileña de la *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale*\*

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>

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

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

Flávio Rebutini<sup>4</sup>

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

Alexandre Pazetto Balsanelli<sup>1</sup>

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

**Destacados:** (1) Instrumento para medir el liderazgo colaborativo interprofesional. (2) Instrumento para implementar un modelo asistencial de cuidado interprofesional. (3) Diagnóstico para fundamentar programas de desarrollo interprofesional. (4) Evidencias de validez de un instrumento de liderazgo colaborativo interprofesional.

**Objetivo:** buscar evidencias de validez de la versión en portugués de Brasil de la *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale* y analizar evidencias de contenido, proceso de respuesta y estructura interna. **Método:** estudio de evaluación psicométrica que incluyó traducción, retrotraducción y evaluación por un comité de especialistas acerca de la equivalencia lingüística y de contenido. Se realizó una prueba piloto con 40 participantes y, posteriormente, la versión final se aplicó a 318 trabajadores de la salud. Se efectuó un análisis factorial exploratorio y una prueba de confiabilidad mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald. **Resultados:** en la validación de contenido, cuatro ítems presentaron puntuaciones por debajo del valor crítico. La mayoría de los participantes eran profesionales de enfermería (81%) y fisioterapeutas (10%), y del sexo femenino (79%). La factorabilidad obtenida fue Kaiser-Meyer-Olkin = 0,94 y Esfericidad de Bartlett = 2991,4 con  $p < 0,05$ . El análisis paralelo indicó un modelo unidimensional con una varianza explicada del 63,71%. Los índices de ajuste del modelo mostraron niveles satisfactorios y los índices de confiabilidad fueron adecuados (alfa de Cronbach = 0,97 y omega de McDonald = 0,97). **Conclusión:** la Escala de Evaluación del Liderazgo Colaborativo Interprofesional, con estructura unidimensional y 28 ítems, presentó buenas evidencias de validez de contenido, proceso de respuesta y estructura interna, y se considera adecuada para medir el liderazgo colaborativo interprofesional.

**Descriptorios:** Liderazgo; Grupo de Atención al Paciente; Relaciones Interprofesionales; Estudio de Validación; Personal de Salud; Gestión de Recursos de Personal em Salud.

\* Artículo parte de la disertación de maestría "Adaptação e validação da versão em Português - Brasil da Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale (AICLS)", presentada en la Universidade Federal de São Paulo, Escola Paulista de Enfermagem, São Paulo, SP, Brasil.

<sup>1</sup> Universidade Federal de São Paulo, Escola Paulista de Enfermagem, São Paulo, SP, Brasil.

<sup>2</sup> Hospital Sírio Libanês, São Paulo, SP, Brasil.

<sup>3</sup> Universidade Federal de São Carlos, Departamento de Enfermagem, São Carlos, SP, Brasil.

<sup>4</sup> Universidade de São Paulo, Escola de Ciências, Humanidades e Artes, São Paulo, SP, Brasil.

### Cómo citar este artículo

Silva ND, Gonçalves GCS, Silva JAM, Rebutini 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>

año mes día

URL

## Introducción

La práctica interprofesional colaborativa es una forma de organización del trabajo imprescindible para abordar cuestiones de salud complejas y proporcionar atención integral<sup>(1)</sup>. Requiere esfuerzos coordinados para garantizar el intercambio de información y la toma de decisiones de modo que la pericia de cada miembro del equipo se materialice en la implementación de los cuidados y en la atención de las necesidades de salud<sup>(2)</sup>.

Entre las competencias de la práctica interprofesional colaborativa se encuentra el liderazgo colaborativo, en el cual los profesionales trabajan juntamente con los pacientes y las familias para promover la toma de decisiones compartidas y generar corresponsabilidades dentro del equipo<sup>(2)</sup>.

A diferencia del liderazgo tradicional, jerárquico y centralizado, el liderazgo colaborativo interprofesional se basa en el reparto de responsabilidades y en la construcción colectiva y articulada de soluciones a partir de múltiples perspectivas de profesionales y pacientes en las decisiones clínicas, con el fin de mejorar la calidad de la atención<sup>(3)</sup>. También descrito en la literatura como liderazgo colectivo o distributivo, se considera una estrategia para implementar intervenciones complejas, promover una comunicación y participación seguras e involucrar a las partes interesadas en un entorno que busca la equidad<sup>(4)</sup>. No obstante, su aplicación práctica en el día a día de los servicios sigue siendo poco explorada.

En este contexto, el instrumento *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale* (AICLS)<sup>(5)</sup> fue desarrollado y publicado en el ámbito canadiense en 2019 con el propósito de medir el liderazgo colaborativo interprofesional en las instituciones de salud, mediante las percepciones individuales de los profesionales de salud que integran los equipos<sup>(5)</sup>. La génesis de su construcción es el modelo teórico que explora la interrelación entre estructuras verticales y formales de la institución y equipos colaborativos como nuevas posibilidades del ejercicio del liderazgo<sup>(6)</sup>.

Aunque los contextos de formación y práctica en salud de Brasil y Canadá presentan especificidades locales, la literatura sobre trabajo en equipo interprofesional ha establecido ampliamente las competencias interprofesionales necesarias para que este se materialice, tales como comunicación, colaboración y liderazgo colaborativo, en diversos escenarios de salud<sup>(7)</sup>.

Los estudios específicos sobre liderazgo colaborativo interprofesional son escasos y se identifica una laguna en los instrumentos de medición. Se reconoce la existencia de la *Clinical Shared Leadership Scale* (CSLS)<sup>(8)</sup>; sin embargo, esta no evalúa la toma de decisiones compartida con la participación directa de pacientes y cuidadores, característica fundamental identificada en

esta competencia, como se observó en una investigación con participación significativa de jóvenes en la propuesta y desarrollo de cuidados integrados basados en liderazgo colaborativo interprofesional<sup>(9)</sup>. Así, el liderazgo colaborativo interprofesional requiere la participación de pacientes y familiares (usuarios del servicio), razón por la cual se optó por la traducción de la AICLS<sup>(5)</sup>, dada su pertinencia y relevancia teórica para la realidad y el contexto del sistema de salud brasileño.

El instrumento AICLS, en Canadá, fue sometido a análisis de validez de contenido y se consideró altamente relevante en su versión preliminar; su evidencia de confiabilidad fue de 0,96 y sus dimensiones variaron de 0,85 a 0,92 [Relación simbiótica = 0,87; Atención plena (*Mindfulness*) = 0,92; Recursos compartidos = 0,92 y Capacidad de liderar = 0,85]<sup>(5)</sup>.

Por lo tanto, resulta relevante la traducción y validación de este instrumento con el supuesto de que será una medida eficaz para analizar el liderazgo colaborativo en equipos interprofesionales y que puede incidir en la comprensión de esta competencia para lograr la mejora de la calidad y la seguridad de la atención proporcionada por los equipos. En este sentido, el objetivo de este estudio fue buscar evidencias de validez de la *Assessment Interprofessional Collaborative Leadership Scale* (AICLS) para el portugués de Brasil y analizar evidencias de contenido, proceso de respuesta y estructura interna.

## Método

### Tipo del estudio

Se trata de un estudio de evaluación psicométrica, de evidencias de validez y adaptación transcultural (ATC)<sup>(10)</sup> mediante las fases: traducción; síntesis, retrotraducción, evaluación por comité de especialistas, prueba piloto del instrumento y, por último, análisis de las evidencias de validez del instrumento<sup>(10-11)</sup>. El estudio siguió las directrices contempladas en los *Test Adaptation Reporting Standards* (TARES)<sup>(12)</sup>.

La traducción fue realizada por dos traductores independientes, con la elaboración de una versión síntesis única a cargo de un tercer traductor<sup>(10)</sup>, evaluada y aprobada por la autora del instrumento.

La equivalencia de la versión en portugués se estableció a partir de cuatro dimensiones: semántica, idiomática, cultural y conceptual, por 17 especialistas en práctica interprofesional colaborativa y/o traducciones de instrumentos de medida. Tras la aprobación de este comité de especialistas, se procedió a la prueba piloto con 40 trabajadores asistenciales o de gestión que componían equipos de unidades de internación de un hospital.

Para la evaluación de las propiedades psicométricas, uso y adopción del instrumento AICLS<sup>(5)</sup> en Brasil, se buscó reunir evidencias de validez basadas en el contenido, proceso de respuesta, estructura interna y verificación de la confiabilidad.

La validación de contenido comprende la evaluación cualitativa (comité de especialistas) y la evaluación cuantitativa de cada ítem, considerando la importancia individual del ítem en la composición del instrumento y la representación del constructo<sup>(13)</sup>, mediante el cálculo del *Content Validity Ratio* (CVR)<sup>(14)</sup>.

En la validación del proceso de respuesta se verifica cómo se interpreta el ítem y su relación con el constructo medido<sup>(11)</sup>. Los participantes de la prueba piloto analizaron la viabilidad, comprensibilidad y facilidad de uso del instrumento. Se registró el tiempo de respuesta, dato que puede aportar evidencias sobre la complejidad de los procesos de respuesta<sup>(11,15-16)</sup>.

El análisis de la estructura interna del constructo se realizó mediante Análisis Factorial Exploratorio (AFE), que evalúa, mediante las cargas factoriales, la pertinencia de cada ítem para el factor<sup>(16)</sup>. La retención de factores influye sustancialmente en los resultados del AFE y tiene fuertes implicaciones teóricas, pues predetermina la dimensionalidad asumida de un constructo latente. Debido a su naturaleza exploratoria, el AFE se utiliza en casos cuya comprensión de la estructura factorial del concepto latente aún es incipiente<sup>(17)</sup>, como es el caso de la AICLS, recién descrita en la literatura<sup>(5)</sup>. Se emplearon índices de ajuste de la solución factorial para apoyar la determinación del número de factores retenidos<sup>(17)</sup> y la adecuación de la estructura factorial encontrada<sup>(18)</sup>.

La confiabilidad también fue verificada utilizando dos indicadores, según la recomendación de la literatura, para aumentar la confiabilidad de la interpretación<sup>(19)</sup>.

## Lugar

El estudio se llevó a cabo en un hospital general privado, de nivel terciario y de gran porte, situado en el municipio de São Paulo (SP), Brasil, considerado un centro de referencia internacional en salud.

## Población y muestra del estudio

La población del estudio estuvo compuesta por trabajadores de la salud, en cargos gerenciales y asistenciales, que conformaban equipos interprofesionales de unidades críticas y de internación, clínicas y quirúrgicas.

El tamaño de la muestra se calculó con base en las recomendaciones para la verificación de la estructura interna de instrumentos, que indican un mínimo de

300 participantes<sup>(13)</sup>. En este estudio se alcanzó una muestra por conveniencia de 318 trabajadores de la salud que integraban los equipos: enfermeros, técnicos de enfermería, fisioterapeutas, médicos, farmacéuticos, psicólogos y nutricionistas.

El criterio de inclusión fue trabajadores con al menos un año de desempeño en la institución, en cargos de gestión o asistencia, con actividades compartidas con al menos un trabajador de otra área de formación. El criterio de exclusión fue trabajadores que estaban de licencia en el momento de la recolección de datos.

## Variables del estudio

El AICLS consta de 28 ítems, divididos en cuatro dimensiones: Relación simbiótica; Atención plena (*Mindfulness*); Recursos compartidos; y Capacidad de liderar<sup>(5)</sup>.

La dimensión Relación simbiótica, compuesta por cinco ítems, se define como una colaboración en la que todos los miembros del equipo tienen sus funciones bien establecidas y se adaptan recíprocamente a las demandas que surgen<sup>(5)</sup>.

La dimensión Atención plena (*Mindfulness*) está formada por nueve ítems y se caracteriza por un enfoque atento y prolongado, con atención a las situaciones y experiencias inmediatas a medida que aparecen<sup>(5)</sup>.

La dimensión Recursos compartidos está compuesta por siete ítems y se define por un entorno que incentiva la apertura entre los profesionales para compartir conocimientos, habilidades y experiencia dentro de un equipo<sup>(5)</sup>.

La dimensión Capacidad de liderar, compuesta por siete ítems, se define como la disposición a liderar y aceptar la responsabilidad inherente al cargo de liderazgo<sup>(5)</sup>.

Los encuestados indican su nivel general de acuerdo con la ocurrencia de cada ítem en una escala Likert de cinco puntos: 1 – Nunca; 2 – Raramente; 3 – Ocasionalmente; 4 – La mayoría de las veces; y 5 – Siempre. Las clasificaciones producen puntuaciones de 28 a 140<sup>(5)</sup>.

## Recolección de datos

La versión elaborada tras las etapas de validación de contenido y proceso de respuesta se transformó en un cuestionario electrónico, junto con preguntas de caracterización de la muestra. Los datos se recolectaron mediante la plataforma *Research Electronic Data Capture* (RedCap)<sup>(20)</sup>. La invitación para participar se envió por correo electrónico a las coordinadoras de área, quienes la remitieron a los profesionales/trabajadores de la salud de sus respectivos equipos.

## Período

El periodo de recolección de datos transcurrió entre el 15 de julio y el 15 de septiembre de 2023.

## Tratamiento y análisis de los datos

Para iniciar el AFE y verificar la factorabilidad de los datos, se calculó el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y se realizó el Test de Esfericidad de Bartlett (TEB)<sup>(13)</sup>.

Para la extracción de factores se empleó *Unweighted Least Squares* (ULS) con rotación *oblimin*, a partir de una matriz de correlación policórica<sup>(13)</sup>; posteriormente se exploró la dimensionalidad del instrumento mediante la técnica de análisis paralelo, *Optimal Implementation of Parallel Analysis* (PA), enfoque recomendado para un conjunto de variables ordinales con puntuación politómica<sup>(21)</sup>, el método de Hull con *Comparative Fit Index*<sup>(22)</sup> y la aplicación de *Closeness of dimensionality*<sup>(23)</sup>, compuesta por tres indicadores: *Item Unidimensional Congruence* (I-UniCo), *Item Explained Common Variance* (I-ECV) y *Mean of Item Residual Absolute Loadings* (MIREAL). Valores de I-UniCo > 0,95, I-ECV > 0,85 y MIREAL < 0,30 indican que los datos pueden tratarse como esencialmente unidimensionales<sup>(23)</sup>.

La solución factorial se aplicó mediante modelado de ecuaciones estructurales y, para comprobar la necesidad de ajustes, se calcularon los índices *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), *Non-Normed Fit Index* (NNFI), *Comparative Fit Index* (CFI), *Goodness of Fit Index* (GFI) y *Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values* (AGFI)<sup>(24)</sup>.

La confiabilidad se verificó mediante los índices alfa de Cronbach y omega de McDonald<sup>(19)</sup>.

Todos los análisis se realizaron con el *software Factor*.

## Aspectos éticos

Los aspectos éticos de la investigación se cumplieron según la Resolución n.º 466 de 2012<sup>(25)</sup>, tanto en la fase de evaluación del comité de especialistas como en la aplicación de la prueba piloto y el pretest. Dichas etapas se llevaron a cabo tras la aprobación del Comité de Ética en Investigación (CEI) de la *Universidade Federal de São Paulo* y de la institución coparticipante, el hospital donde se realizó el estudio, conforme a los informes n.º 5.533.152 y n.º 5.571.337, respectivamente.

## Resultados

### Adaptación transcultural y validación de contenido

El análisis de equivalencia mostró que el 62,5% de los 28 ítems presentaron concordancia superior al 80%. Tras la primera ronda de análisis del comité de especialistas, los 12 ítems cuya tasa de concordancia fue inferior a 0,80 fueron revisados, así como el nombre del instrumento, las dos primeras frases explicativas de la introducción y el párrafo final.

Se acogieron las sugerencias y, después de las modificaciones, se realizó una nueva ronda con el comité de especialistas para revisar dichos ítems y elegir, entre dos opciones, la mejor alternativa, considerando sus conceptos y significados dentro de la cultura brasileña. La definición final de los 12 ítems se describe en la Figura 1.

Ítem tras la modificación	Modificación
Sección 1: RELACIÓN SIMBIÓTICA: La relación simbiótica es una colaboración en la que todos los miembros del equipo tienen sus propios roles bien establecidos y se adaptan mutuamente a la dinámica cambiante de las demandas.	Se cambió la palabra "ambos" por "todos" y se alteró la posición de la palabra "dinámica".
2. Incentiva a los miembros del equipo a valorar la <i>expertise</i> de los demás.	Se cambió la palabra "competências" por "expertise".
3. Incentiva a los miembros del equipo a acercar sus capacidades complementarias (compartiendo conocimientos, habilidades y experiencias) para orientar el plan de cuidados.	Se cambió la palabra "explorar" por "aproximar", se invirtió el orden de las palabras "compartilhando conhecimentos" y se cambió "abordar o planejamento" por "direccionar o plano".
Sección 2: ATENCIÓN PLENA ( <i>Mindfulness</i> ): La Atención Plena es el enfoque consciente y prolongado de la atención en experiencias inmediatas a medida que ocurren.	Se añadió " <i>Mindfulness</i> " y se cambió la palabra "intencional" por "consciente".
7. Incentiva a los miembros del equipo a centrarse más allá del status quo (es decir, la forma habitual de hacer las cosas) en cuestiones relevantes y esenciales del cuidado.	Se cambió "essência" por "essenciais".
8. Incentiva a los miembros a considerar soluciones creativas para la planificación de cuidados complejos a pacientes/clientes.	Se cambió "atendimentos mais" por "cuidados".
11. Es receptivo para apoyar los cambios sugeridos por los miembros del equipo.	Se invirtió el orden de la palabra "apoio".
16. Incentiva a los miembros del equipo a establecer metas compartidas para el trabajo en equipo.	Se cambió "sobre seu" por "para o".
21. Comparte el trabajo entre los miembros del equipo, de acuerdo con sus capacidades, cuando se implementan los planes de cuidado	Se invirtió el orden de las palabras al inicio de la frase.
22. Los miembros del equipo apoyan que los pacientes/clientes sean líderes colaborativos	Se cambió "apoiam" por "apoiam".
24. Todos los miembros del equipo aceptan y se responsabilizan de su trabajo compartido en equipo	Se cambió "responsabilidade" por "se responsabilizam".
27. Hay apoyo para la rotación del líder del equipo de acuerdo con las necesidades de nuestra planificación de cuidados	Se cambió "apoiamos" por "há apoio" y "conforme" por "de acordo".

Figura 1 - Modificaciones realizadas por los autores en los ítems tras las sugerencias y la segunda ronda del comité de especialistas. São Paulo, SP, Brasil, 2022

En la validación de contenido cuantitativa, el valor crítico del CVR aceptable para 17 especialistas fue de 0,529<sup>(26)</sup>, lo que indicó la adherencia del ítem en este estudio. Cuatro ítems obtuvieron puntuaciones por debajo de 0,529 en alguna de las categorías de evaluación: relevancia teórica, pertinencia práctica, suficiencia de cobertura y comprensibilidad en el conjunto y la dimensionalidad.

El ítem 2 de la sección 1, Incentiva a los miembros del equipo a centrarse más allá del *status quo* (es decir, la forma habitual de hacer las cosas) en cuestiones relevantes y esenciales del cuidado, presentó puntuaciones inferiores a 0,529 en relevancia teórica, pertinencia práctica y cobertura.

El ítem 19 de la sección 3, El proceso de toma de decisiones se centra en objetivos compartidos por todos los miembros del equipo, obtuvo una puntuación menor en la evaluación de cobertura.

En la sección 4, dos ítems registraron puntuaciones inferiores a 0,529. El ítem 22, Los miembros del equipo apoyan que los pacientes/clientes sean líderes colaborativos, recibió puntuaciones menores en pertinencia práctica, cobertura y dimensionalidad; y el ítem 23, Los miembros del equipo están dispuestos a asumir la función de liderazgo del equipo cuando se les solicita, en cobertura y dimensionalidad. Todos los ítems se mantuvieron en el instrumento en esta etapa, dado que presentaron valores por debajo de la razón considerada solo en alguna de las categorías evaluadas y no en su totalidad.

### Validación del proceso de respuesta

La validez del proceso de respuesta, realizada mediante entrevista en la prueba piloto, certificó la viabilidad del instrumento para su uso. Los participantes emplearon, en promedio, nueve minutos y 27 segundos en contestar el instrumento. La desviación estándar fue de tres minutos y quince segundos y el tiempo máximo de respuesta fue de 15 minutos y 51 segundos.

Los encuestados presentaron dificultad con el término "*status quo*" en el ítem 7, en la sección 2, a pesar de que la explicación figuraba entre paréntesis dentro del mismo ítem, conforme lo indicó el comité de especialistas. Como sugerencia, se retiró el término "*status quo*" y ese ítem quedó definido como Incentiva a los miembros del equipo a desarrollar procesos que conduzcan a la creación de un entorno donde las decisiones sean compartidas.

La comprensión de las opciones de respuesta de los ítems fue adecuada para el 100% de los participantes, así como la organización general de los ítems. En la evaluación de la cobertura de los ítems, el 87,5% de los participantes la consideró adecuada y uno de ellos sugirió la eliminación de ítems que juzgaba similares.

En cuanto a la dificultad de completar el instrumento, el 62,5% de los participantes informó no haber encontrado dificultades y se registraron 20 sugerencias que fueron consideradas. De este modo, se ajustaron ocho ítems (ítems 1 y 3 de la sección 1; ítems 7, 9 y 10 de la sección 2; ítems 19 y 21 de la sección 3; e ítem 25 de la sección 4).

La versión final del instrumento, tras las modificaciones sugeridas, fue respondida por 318 participantes; seis señalaron tener menos de un año en la institución, lo que configuraría su exclusión tras la recopilación de datos, sin embargo, debido al pequeño porcentaje (1,8%) respecto al total de la muestra, se optó por mantenerlos en la presentación de los resultados.

En cuanto a las características sociodemográficas, cabe destacar que la muestra estuvo compuesta mayoritariamente por personas del sexo femenino (79%) y en el rango etario de 31-40 años (44%). La carga horaria laboral semanal de 30-40 horas fue prevalente (67%). Respecto al mayor nivel de titulación, el 53% de los participantes tenía especialización. Los enfermeros (44%), seguidos de los técnicos de enfermería (37%) y fisioterapeutas (10%), fueron los profesionales con mayor participación. En relación con el tiempo de ejercicio profesional, el intervalo de 11-15 años fue predominante (24%) y el tiempo de actuación en la unidad fue de uno a tres años (31% de los participantes). En cuanto al tipo de unidad de actuación, los participantes trabajaban en la Unidad Semiintensiva (26%), seguida de la Unidad de Cuidados Intensivos (21%).

### Validación de la estructura interna

Se procedió al Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con base en la matriz policórica y se verificó si los ítems eran factorizables mediante la *Measure of Sample Adequacy* (MSA). En la modelización inicial utilizando los 28 ítems del instrumento, se hallaron buenos índices de adecuación:  $TEB = 2991,4$  ( $gl = 378$ ;  $P = 0,000010$ ) y  $KMO = 0,94977$  con *bootstrap* intervalo de confianza del 95% para el  $KMO = (0,573 - 1,204)$ .

El primer estudio de la dimensionalidad/factores del instrumento se realizó mediante el análisis paralelo (AP), que indicó la existencia de una sola dimensión, con una varianza explicada del 63,71% de la variable latente. Debido a la divergencia entre el modelo original y el obtenido por AP, se optó por pruebas adicionales de dimensionalidad.

La segunda técnica empleada fue Hull con el *Comparative Fit Index* (CFI), presentada en la Tabla 1.

Nuevamente, el resultado indicó solamente una dimensión. La tercera prueba adoptada fue la técnica de unidimensionalidad/multidimensionalidad, con los índices UniCo, ECV y REAL presentados a continuación en la Tabla 2.

Tabla 1 - Dimensionalidad por Hull con *Comparative Fit Index*. São Paulo, SP, Brasil, 2023

Número factores	CFI*	Grados de libertad	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*Tabla 2 - *Closeness of dimensionality*. São Paulo, SP, Brasil, 2023

Variables	I-UniCo*	I-ECV†	I-REAL‡
V <sup>§</sup> 1. Ayuda a los miembros a valorar sus contribuciones al trabajo en equipo.	0,99	0,93	0,22
V <sup>§</sup> 2. Incentiva a los miembros del equipo a valorar la expertise de los demás.	0,99	0,92	0,23
V <sup>§</sup> 3. Incentiva a los miembros del equipo a acercar sus capacidades complementarias (conocimientos, habilidades y experiencias compartidas) para orientar el plan de cuidados.	1,00	0,97	0,14
V <sup>§</sup> 4. Permite que todos los miembros del equipo tengan la oportunidad de expresar sus opiniones.	1,00	0,98	0,11
V <sup>§</sup> 5. Posibilita que los miembros del equipo vean sus resultados compartidos como significativos y valiosos.	0,99	0,95	0,20
V <sup>§</sup> 6. Incentiva a los miembros del equipo a desarrollar procesos que lleven a la creación de un entorno donde las decisiones sean compartidas.	1,00	0,99	0,08
V <sup>§</sup> 7. Incentiva a los miembros del equipo a enfocarse más allá de la forma habitual de hacer las cosas, en cuestiones relevantes y esenciales del cuidado.	1,00	0,98	0,13
V <sup>§</sup> 8. Incentiva a los miembros a considerar soluciones creativas para la planificación de cuidados complejos a pacientes/clientes.	0,99	0,97	0,16
V <sup>§</sup> 9. Incentiva a los miembros del equipo a reevaluar las maneras tradicionales de abordar situaciones similares.	1,00	0,98	0,11
V <sup>§</sup> 10. Incentiva discusiones abiertas entre los miembros del equipo sobre cuestiones de la planificación del cuidado.	1,00	0,99	0,04
V <sup>§</sup> 11. Es receptivo para apoyar los cambios sugeridos por los miembros del equipo.	0,99	0,97	0,15
V <sup>§</sup> 12. Incentiva a los miembros del equipo a adaptarse a diversas situaciones.	1,00	0,98	0,11
V <sup>§</sup> 13. Incentiva a los miembros del equipo a cuestionar algo que no tenga sentido.	1,00	0,97	0,12
V <sup>§</sup> 14. Apoya la innovación creativa de los miembros del equipo en situaciones de incertidumbre en la planificación del cuidado del paciente/cliente.	1,00	0,98	0,10
V <sup>§</sup> 15. Se asegura de que todos los miembros del equipo tengan la oportunidad de compartir sus perspectivas sobre la planificación del cuidado del paciente/cliente.	1,00	0,98	0,13
V <sup>§</sup> 16. Incentiva a los miembros del equipo a establecer metas compartidas para el trabajo en equipo.	1,00	0,99	0,05
V <sup>§</sup> 17. Facilita el ajuste de las funciones de los miembros del equipo a las necesidades situacionales.	1,00	0,99	0,03
V <sup>§</sup> 18. Incentiva a los miembros del equipo a asumir la responsabilidad de sus aportes en el proceso de toma de decisiones del equipo.	1,00	0,99	0,06
V <sup>§</sup> 19. Se centra en objetivos compartidos por todos los miembros del equipo en el proceso de toma de decisiones.	1,00	0,97	0,14
V <sup>§</sup> 20. Incentiva la integración de perspectivas para facilitar procesos compartidos de toma de decisiones en el desarrollo del plan de cuidado del paciente/cliente.	1,00	0,99	0,06
V <sup>§</sup> 21. Comparte el trabajo entre los miembros del equipo, de acuerdo con sus capacidades, cuando se implementan los planes de cuidado.	1,00	0,99	0,05
V <sup>§</sup> 22. Los miembros del equipo apoyan que los pacientes/clientes sean líderes colaborativos.	0,98	0,83	0,26
V <sup>§</sup> 23. Los miembros del equipo están dispuestos a asumir la función de liderazgo del equipo cuando se les solicita.	0,93	0,72	0,43
V <sup>§</sup> 24. Todos los miembros del equipo aceptan y se responsabilizan de su trabajo compartido en equipo.	0,86	0,62	0,54
V <sup>§</sup> 25. Todos los miembros del equipo contribuyen a objetivos comunes y compartidos.	0,76	0,54	0,58
V <sup>§</sup> 26. Los miembros del equipo se orientan mutuamente para que todos sean capaces de liderar al equipo de forma eficaz.	0,94	0,74	0,43

(continúa en la página siguiente...)

(continuacion...)

Variables		I-UniCo*	I-ECV†	I-REAL‡
V <sup>27</sup> . Hay apoyo para la rotación del líder del equipo, de acuerdo con las necesidades de nuestra planificación de cuidado.		0,98	0,85	0,30
V <sup>28</sup> . Elegimos juntos al líder de nuestro equipo.		0,99	0,88	0,23
Evaluación	General			
UniCo <sup>  </sup>	=	0,98		
ECV <sup>¶</sup>	=	0,92		
MIREAL <sup>**</sup>	=	0,19		

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

A partir del resultado presentado, el modelo general puede considerarse, nuevamente, unidimensional, cuyos valores de los índices de los ítems 23, 24, 25 y 26 no sustentan la unidimensionalidad (I-REAL por encima de 0,30).

Tras las pruebas de dimensionalidad, se procedió a la aplicación de la solución factorial para buscar evidencias del modelo teórico. La primera prueba se realizó con la

configuración de cuatro dominios, conforme a la versión original del instrumento.

La Tabla 3 presenta las cargas factoriales y la comunalidad del modelo con cuatro dominios. Se adoptó como carga factorial sustancial valores iguales o mayores que 0,40 para los ítems. La comunalidad aceptable es cercana a 0,40<sup>(13)</sup>.

Tabla 3 – Cargas factoriales y comunalidades en el modelo con cuatro dominios. São Paulo, SP, Brasil, 2023

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

\* $\Lambda$  = Carga factorial; †h<sup>2</sup> = Comunalidad; ‡V = Variable

No hay ajuste del modelo con cuatro dominios; existe concentración de 20 ítems en el primer dominio, y los ítems 11, 13, 14, 21 y 23 presentan doble saturación (miden dos factores, lo que se considera una violación técnica). El ítem 22 no presenta carga factorial mínima de 0,30 y la comunalidad está por debajo de 0,40. Por lo tanto, no existen evidencias de configuración ajustada con cuatro dominios para la muestra del estudio.

Dado que el principio de ajuste exploratorio permite y recomienda la prueba de configuraciones diferentes de los instrumentos, se aplicó la solución factorial con la parametrización de una sola dimensión. Se presentan en la Tabla 4 los valores de las cargas factoriales y comunalidades.

Todos los ítems presentaron cargas factoriales adecuadas y con valores superiores a 0,50. Los ítems 22,

25 y 28 presentan comunalidad por debajo de 0,40, aunque cercana a los puntos de corte. Como las cargas factoriales de estos ítems son adecuadas, se optó por mantenerlos.

Los índices de ajuste pueden considerarse para evaluar la adecuación y la calidad de una solución factorial en el AFE. Los resultados presentados por el modelo unidimensional se consideraron buenos, cuyos índices CFI (0,996; IC95% = 0,994 - 0,998) y NNFI (0,996; IC95% = 0,994 - 0,998) indicaron un ajuste excelente del modelo. Las medidas RMSEA (RMSEA = 0,040; IC95% = 0,0275 - 0,0460), GFI (0,991; IC95% = 0,990 - 0,994) y AGFI (0,991; IC95% = 0,989 - 0,993) fueron adecuadas.

Los índices de confiabilidad presentados fueron: alfa de Cronbach = 0,97 y  $\omega$  de McDonald = 0,97, ambos por encima de 0,70, lo que indicó confiabilidad adecuada<sup>(13)</sup>.

Tabla 4 – Cargas factoriales y comunalidades en el modelo unidimensional. São Paulo, SP, Brasil, 2023

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

\* $\Lambda$  = Carga factorial; <sup>†</sup> $h^2$  = Comunalidad; <sup>‡</sup>V = Variable

## Discusión

Este estudio describió el proceso de traducción y adaptación de la AICLS del inglés al contexto brasileño. Aunque se reconoce que se trata de una escala reciente, solo se identificó un estudio japonés que tradujo y adaptó culturalmente la AICLS, lo que posibilita la comparación de dicha escala<sup>(27)</sup>.

La ATC se guio por recomendaciones de adaptación transcultural para instrumentos de medición<sup>(10)</sup>, ampliamente utilizadas en este tipo de estudios y con aceptación internacional de esta metodología<sup>(28)</sup>. La ATC exige un gran rigor metodológico, siendo imprescindible que los valores reflejados en cada ítem sean equivalentes entre una cultura y otra<sup>(29)</sup>.

Las equivalencias semánticas y culturales deben considerarse en el proceso de ATC. Las divergencias encontradas en las versiones presentadas por los traductores se resolvieron en la síntesis de las traducciones y posteriormente se enviaron a la fase de retrotraducción, recomendada como indicador de calidad de evidencia psicométrica, lo que permite identificar posibles discrepancias<sup>(28)</sup> y destacar inconsistencias o errores conceptuales en la traducción<sup>(30)</sup>. La versión conciliada no presentó interpretaciones equivocadas de los ítems, hecho confirmado por la autora del instrumento original.

En este contexto, la calidad del proceso de traducción/adaptación es crucial para garantizar la validez y la utilidad del test adaptado, mediante un procedimiento riguroso cuyo objetivo es mantener la equivalencia de contenido y significado cultural entre el test original y el traducido/adaptado, y promover la comparabilidad de las puntuaciones entre participantes de distintos grupos culturales<sup>(31)</sup>.

El análisis de las evidencias de validez relacionadas con el contenido de la versión brasileña EALCI se llevó a cabo por etapas. Para la validación de contenido, un comité de especialistas interprofesionales, con experiencia en liderazgo y práctica interprofesional colaborativa, esclareció las divergencias y sugirió ajustes para lograr una mejor comprensión. En la elaboración de un instrumento coherente para la población a la que se destinará, esta fase es indispensable<sup>(32)</sup>.

A diferencia del instrumento original, en el que las autoras informaron que solo un ítem fue revisado en su redacción, la versión brasileña tuvo 12 ítems que requirieron revisión y fue necesario realizar una segunda ronda con el comité de especialistas. Tras esta segunda evaluación, los ítems tuvieron su contenido validado. En la versión original, las autoras utilizaron el Índice de Validez de Contenido (IVC); sin embargo, este puede inflar los resultados al combinar las respuestas con puntuaciones

de 3 y 4 provenientes del análisis de especialistas<sup>(33)</sup>. En este estudio se empleó el cálculo del CVR, método más robusto para establecer y cuantificar la validez de contenido<sup>(14)</sup> y que ajusta la concordancia al número de especialistas, garantizando la calidad de la evaluación<sup>(26)</sup>.

Durante la prueba piloto, que siguió las recomendaciones de la literatura<sup>(10)</sup> y cuyo objetivo es verificar si los ítems, las instrucciones y la escala de respuesta son comprensibles, sobre todo para quienes se destina el instrumento<sup>(30)</sup>, se identificó que el ítem 7 fue el de menor comprensión entre los encuestados, debido a una expresión que puede considerarse común en el ámbito académico, pero que no tuvo aceptación entre el público objetivo y que fue necesario retirar (*status quo*).

En la validación de la estructura interna, necesaria para verificar si los atributos de medición corresponden a los atributos teóricos<sup>(21)</sup> y para el ajuste del modelo, se utilizaron pruebas múltiples, siguiendo las recomendaciones contemporáneas sobre evidencias de validez<sup>(12)</sup>. También se analizó si la estructura factorial estaba adecuadamente representada por su dimensionalidad<sup>(21)</sup>.

En la versión brasileña, el modelo de cuatro dimensiones no se reprodujo. La divergencia hallada en el análisis paralelo indicó la necesidad de pruebas adicionales de dimensionalidad, dado que la literatura recomienda no limitar este análisis a una sola técnica<sup>(34)</sup>. La unidimensionalidad se mantuvo y, en la AFE, el modelo unidimensional resultó ser el más adecuado, sin sustentar la permanencia de las dimensiones en la población de este estudio. Cabe resaltar que las pruebas aplicadas siguieron estándares robustos descritos en la psicometría contemporánea, consideradas de excelencia en el desarrollo y adaptación de instrumentos<sup>(11-12)</sup>.

En el análisis del instrumento original<sup>(5)</sup> las autoras señalaron preliminarmente que la dimensión Capacidad de liderar probablemente no se mantendría en el modelo final, pues varios ítems parecían evaluar un aspecto limitado del constructo. La muestra del estudio original no alcanzó el número mínimo indicado en la literatura, con apenas 101 profesionales, aspecto que pudo influir en los resultados y explicar las diferencias entre ambos estudios. Otra diferencia es que no se realizaron análisis de dimensionalidad ni pruebas de AFE y AFC, optándose solo por el alfa de Cronbach, criterio considerado insuficiente en el presente estudio para evaluar la adecuación del modelo original.

En consecuencia, se aplicaron técnicas analíticas distintas de las del modelo original, reconociendo la existencia de métodos más modernos en la literatura especializada. A pesar de elegir procesos analíticos diferentes, se consideró la EALCI un instrumento fundamental, con aportes relevantes para la realidad y el contexto brasileño, dado su marco teórico, su amplia

tradición y su aplicación en la práctica de constructos de interprofesionalidad<sup>(2)</sup>.

Es importante destacar que la versión japonesa<sup>(27)</sup> tampoco reprodujo la misma dimensionalidad del AICLS original. Tras el análisis factorial exploratorio con los 28 ítems distribuidos en cuatro factores, el instrumento se redujo a diez ítems organizados en tres dimensiones, resultando en el AICLS-J aplicado a una muestra de 675 participantes.

Diferentes culturas pueden comprender, experimentar o expresar un mismo constructo de maneras distintas, lo que implica agrupar los ítems en dimensiones distintas a las observadas en la versión original. En la temática de la interprofesionalidad, dos instrumentos no reprodujeron la dimensionalidad original en el contexto brasileño. En la adaptación del *Readiness for Interprofessional Learning Scale* (RIPLS), la estructura original de cuatro factores no se replicó y el análisis factorial indicó una versión con 27 ítems distribuidos en tres dimensiones: trabajo en equipo y colaboración, identidad profesional y atención sanitaria centrada en el paciente<sup>(35)</sup>. En otro proceso de traducción y adaptación transcultural, la *Interprofessional Collaboration Measurement Scale* (IPC), los tres factores de la versión original no se replicaron en los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio de la muestra brasileña, indicando un instrumento unidimensional<sup>(36)</sup>, resultado similar al obtenido en el presente estudio.

En ambos casos, la dificultad para reproducir las mismas dimensiones de la versión original puede atribuirse a las diferencias culturales, a los contextos educativos y a las prácticas distintas, dado que se trata de constructos con múltiples aspectos interdependientes. Bajo ese supuesto, esto puede ocurrir no solo entre países, sino también entre regiones de un mismo país y entre diferentes tipos de servicios de salud. Existe consenso en que las diferencias de dimensionalidad no deben considerarse una limitación, sino que pueden reflejar que, en el escenario de aplicación de la investigación, el constructo fue percibido como holístico, o incluso indicar lagunas en la formación y en la práctica interprofesional en salud<sup>(36)</sup>. Se refuerza, por tanto, y se corrobora las directrices del área, la necesidad de analizar la equivalencia de la estructura interna y de la medida de la escala considerando las diferencias regionales<sup>(12)</sup>, y que dicho análisis debe realizarse siempre que se opte por utilizar una escala de medición.

Se infiere así que el liderazgo colaborativo interprofesional puede verse influenciado por aspectos de la estructura organizacional, las relaciones de poder, la formación profesional y la cultura institucional, los cuales varían significativamente entre países, regiones y tipos de servicios. El proceso de adaptación permite que el instrumento sea sensible a las especificidades

lingüísticas, culturales y sociales de su contexto, mantenga los fundamentos conceptuales y teóricos del instrumento original y contribuya al avance de la investigación y a la aplicabilidad de nuevos modelos de gestión basados en la organización interprofesional de los equipos.

En los análisis de evidencias de confiabilidad de la versión unidimensional brasileña de la EALCI, el coeficiente  $\omega$  de McDonald y el alfa de Cronbach fueron superiores a 0,70. La versión japonesa empleó solo el alfa de Cronbach, con valor = 0,987<sup>(27)</sup>. En el presente estudio se optó por presentar ambos indicadores para aumentar la precisión de la interpretación.

Al comparar el contexto de los ítems del instrumento CSLS<sup>(8)</sup> con la versión brasileña de la EALCI, aunque no se evalúa la estructura jerárquica, se observa una proximidad entre los aportes teóricos de ambos instrumentos y entre los ítems, referentes a la colaboración entre los miembros del equipo con roles bien establecidos, fomentando la creatividad y las discusiones en la planificación de cuidados, así como el intercambio de conocimientos, habilidades y expertise según las necesidades de cada situación.

El instrumento traducido y validado al portugués corrobora la idea de que el liderazgo colaborativo es fundamental y prepara a los líderes de equipos interprofesionales para coordinar y colaborar, respetando al paciente y a la familia en sus propias decisiones de cuidado, como vía para ofrecer atención de salud de calidad y con seguridad. Trabajar de forma interprofesional y colaborativa requiere la corresponsabilización de todos por los resultados producidos<sup>(5)</sup>.

Contar en la literatura nacional e internacional con un instrumento capaz de medir adecuadamente el constructo de liderazgo colaborativo interprofesional representa un avance en el campo de la interprofesionalidad. Este instrumento puede utilizarse en programas de capacitación y formación profesional dirigidos a desarrollar dicha competencia, sobre todo desde la perspectiva del involucramiento de pacientes y cuidadores en los procesos de toma de decisiones, con vistas a mejorar la experiencia del paciente y la calidad y seguridad del cuidado, práctica que aún no se encuentra plenamente consolidada en los servicios de salud<sup>(37)</sup>.

Como limitaciones del estudio, se señala que existen pocos análisis del instrumento traducido a otros idiomas y que la propia versión canadiense contó con una muestra inferior a la recomendada en la literatura. Solo se identificó el estudio japonés<sup>(27)</sup>, y el presente trabajo intenta avanzar para suplir esa laguna, con futuras indicaciones de nuevas aplicaciones y análisis de la EALCI. Se desconocen otros instrumentos que midan el liderazgo colaborativo interprofesional o escalas similares validadas en Brasil, lo que impide comparaciones.

Aunque la dimensionalidad de la escala original no se haya replicado –aspecto que podría considerarse una limitación–, se enfatiza que se siguieron pruebas analíticas más contemporáneas y diferentes de las aplicadas originalmente, por considerarlas más pertinentes en este estudio para este tipo de escala. Entre las responsabilidades de los investigadores está presentar los resultados con transparencia y respetar los principios éticos que rigen la práctica científica, incluso cuando estos no coincidan con los de los estudios originales. Dichos resultados también contribuyen al avance del conocimiento y al perfeccionamiento de la escala que mide el liderazgo colaborativo interprofesional. Así, las limitaciones encontradas deben considerarse en futuras investigaciones y en la mejora de la EALCI.

Otra limitación es que no se analizaron las interacciones entre los profesionales que conformaban los equipos en las áreas de actuación del estudio, aspecto que podría configurar un análisis de validez de criterio. Por ello se señalan nuevas investigaciones, tanto de la aplicación del instrumento traducido y validado en otros contextos de práctica interprofesional como de la validez convergente<sup>(38)</sup>, para establecer la correlación del instrumento con herramientas que evalúan constructos similares, sobre todo con escalas de práctica colaborativa interprofesional ya validadas y ampliamente utilizadas.

Como implicaciones para la práctica, se recomienda que la EALCI sea utilizada en el contexto brasileño para la medición global del liderazgo colaborativo interprofesional y que se apliquen procedimientos de análisis contemporáneos en los diferentes contextos de atención de salud, con el fin de fortalecer su aplicabilidad.

## Conclusión

La EALCI, compuesta por 28 ítems, demostró ser un instrumento para medir el liderazgo colaborativo interprofesional, con estructura unidimensional y evidencias adecuadas de validez de contenido, proceso de respuesta, estructura interna y confiabilidad. Es una escala válida para realizar diagnósticos situacionales, apoyar políticas institucionales de intervención y evaluar el impacto de los programas educativos desde la perspectiva de la práctica interprofesional.

El liderazgo colaborativo es una competencia indispensable en el trabajo en equipo interprofesional, considerada esencial en la atención sanitaria para garantizar la centralidad del paciente y la familia. La disponibilidad de esta escala contribuirá a comprender los procesos implicados en esta forma de liderazgo, su presencia en los equipos interprofesionales y podrá ayudar a las instituciones de salud en los programas de

desarrollo profesional, favoreciendo la implementación de este modelo asistencial de cuidado.

## Referencias

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, Rykhoff 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/7/6/6/4/76643089/standards\\_2014edition.pdf](https://www.testingstandards.net/uploads/7/6/6/4/76643089/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, Kruyen 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, Arnetz 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>

---

## Contribución de los autores

**Concepción y dibujo de la pesquisa:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Rebutini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Obtención de datos:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Rebutini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Análisis e interpretación de los datos:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Rebutini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Análisis estadístico:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Rebutini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Redacción del manuscrito:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Rebutini, Alexandre Pazetto Balsanelli. **Revisión crítica del manuscrito en cuanto al contenido intelectual importante:** Natalia Dalforno da Silva, Geisa Colebrusco de Souza Gonçalves, Jaqueline Alcantara Marcelino da Silva, Flávio Rebutini, Alexandre Pazetto Balsanelli.

**Todos los autores aprobaron la versión final del texto.**

**Conflicto de intereses: los autores han declarado que no existe ningún conflicto de intereses.**

## Declaración de Disponibilidad de Datos

Los conjuntos de datos relacionados con este artículo estarán disponibles previa solicitud al autor correspondiente.

Recibido: 27.01.2025  
Aceptado: 24.06.2025

Editora Asociada:  
Rosana Aparecida Spadoti Dantas

**Copyright © 2025 Revista Latino-Americana de Enfermagem**

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY.

Esta licencia permite a otros distribuir, mezclar, ajustar y construir a partir de su obra, incluso con fines comerciales, siempre que le sea reconocida la autoría de la creación original. Esta es la licencia más servicial de las ofrecidas. Recomendada para una máxima difusión y utilización de los materiales sujetos a la licencia.

---

Autora de correspondencia:

Natalia Dalforno da Silva

E-mail: [n\\_dalforno@yahoo.com.br](mailto:n_dalforno@yahoo.com.br)

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