



Validez y fiabilidad de la escala de participación de niños y adolescentes (CASP): una revisión sistemática

Validity and reliability of the child and adolescent scale of participation (CASP): a systematic review

Autores

Elizabeth Roldán González¹
 Andry Yasmid Mera-Mamián²
 Ana Marcela Bolaños Roldán³
 Lina Giccela Suárez Muñoz⁴

¹Fundación Universitaria María Cano (Colombia)

²Universidad CES (Colombia).

³Universidad del Valle (Colombia)

⁴Fundación Universitaria María Cano (Colombia)

Autor de correspondencia:
 Elizabeth Roldán González
elizabeth.roldan@fumc.edu.co

Cómo citar en APA

Roldán González, E., Mera Mamián, A. Y., Bolaños Roldán, A. M., & Suarez Muñoz, L. G. (2025). Validez y fiabilidad de la escala de participación de niños y adolescentes (CASP): una revisión sistemática. *Retos*, 64, 348-366. <https://doi.org/10.47197/retos.v64.109651>

Resumen

Introducción: la participación se define como el involucramiento voluntario en situaciones de la vida cotidiana. La escala de participación de niños y adolescentes (CASP) se ha utilizado para evaluar este constructo, y se ha reportado su validez y confiabilidad en diversos países.

Objetivo: este estudio analizó la validez y fiabilidad de la escala CASP, identificando sus fortalezas y limitaciones.

Metodología: se realizó una revisión sistemática mediante la búsqueda de información en las bases de datos PubMed, Epistemonikos, Scopus, Science Direct, EBSCO, Wiley, LILACS y WOS. Se incluyeron estudios publicados entre los años 2011 y 2023.

Resultados: los hallazgos revelaron buenas calificaciones en aspectos como comprensibilidad, relevancia y exhaustividad, además de una adecuada consistencia interna y correlación intra e interclase. Se encontró una correlación positiva con otros instrumentos como el inventario de factores del niño y del adolescente (CAFI).

Conclusiones: la escala presenta buenas propiedades psicométricas. Es necesario realizar ajustes para incluir activamente a los infantes y jóvenes, y adaptarla a los contextos, considerando la diversidad de factores socioculturales, económicos, educativos y laborales.

Palabras clave

Clasificación internacional del funcionamiento la discapacidad y la salud (CIF); participación; reproducibilidad de los resultados; salud del niño.

Abstract

Introduction: Participation is defined as voluntary involvement in everyday life situations. The Child and Adolescent Participation Scale (CASP) has been used to assess this construct, with its validity and reliability reported in various countries.

Objective: This study analyzed the validity and reliability of the CASP scale, identifying its strengths and limitations.

Methodology: A systematic review was conducted using the databases PubMed, Epistemonikos, Scopus, ScienceDirect, EBSCO, Wiley, LILACS, and WOS. Studies published between 2011 and 2023 were included.

Results: The findings showed high ratings in aspects such as comprehensibility, relevance, and completeness, along with adequate internal consistency and intra- and interclass correlation. A positive correlation was also found with other instruments, such as the Child and Adolescent Factors Inventory (CAFI).

Conclusions: The scale demonstrates strong psychometric properties. However, adjustments are needed to actively include infants and young people and to adapt the scale to diverse contexts, considering sociocultural, economic, educational, and labor factors.

Keywords

International Classification of Functioning, Disability and Health (ICF); participation; reproducibility of results; child health.

Introducción

La participación se refiere a la posibilidad de involucrarse en actividades vitales apropiadas para la edad y el contexto. Durante la infancia, esta posibilidad se convierte en uno de los pilares fundamentales del desarrollo. Participar en actividades adecuadas a la edad es esencial para que los infantes y adolescentes puedan enfrentar los desafíos inherentes a la vida humana, como la educación, las relaciones interpersonales y la integración en la sociedad (Instituto Colombiano de Bienestar Familiar, 2018; Rosenfeld et al., 2018).

Estudios confirman que la participación de infantes y adolescentes varía significativamente según los contextos socioculturales en los que se desenvuelven, y que numerosos factores, como el país y otros aspectos ambientales (dispositivos de apoyo, entorno familiar y actitudes de las personas, entre otros), son predictores de la variabilidad de la participación (Dittrich Schmitt et al., 2022; Rosenfeld et al., 2018). En Colombia, la política nacional de infancia y adolescencia informa limitaciones en la medición de la participación de este grupo, identificando la necesidad de fomentar espacios informales de participación y aumentar la presencia en los espacios regulados por la normativa vigente (Gobierno de Colombia, 2018).

A pesar de los avances, aún no es clara la relación multifactorial que conduce a una mayor participación de infantes y adolescentes. El concepto en sí es amplio y complejo, pero cada vez adquiere más relevancia como uno de los objetivos principales en salud y rehabilitación. Por lo tanto, medir la participación no solo es crucial para conocer el papel de los infantes y adolescentes, sino también, como una estrategia clave para monitorear, dar seguimiento a los diversos programas y políticas que impulsan su participación y que hacen parte en las agendas gubernamentales y de intervención (Muñoz Hinrichsen et al., 2021; Utepova et al., 2024).

La escala de participación del niño y adolescente CASP, por sus siglas en inglés (Child & Adolescent Scale of Participation), desarrollada por la Universidad Tufts ubicada en Medford, Estados Unidos, ha sido utilizada en varios países y traducida a diferentes idiomas para cuantificar la participación en infantes y jóvenes en actividades de la vida diaria en comparación con sus pares de la misma edad (Catale et al., 2014; De Bock et al., 2019; Golos & Bedell, 2016; Kim et al., 2019; Rainey et al., 2014). Se ha validado en variedad de condiciones de salud, principalmente en población con daño cerebral adquirido (Bedell, 2004, 2009). En países como Taiwán desde el año 2012 hace parte del sistema de evaluación de discapacidad para infantes en edad escolar (Hwang et al., 2013).

Contiene 20 ítems divididos en 4 grupos: hogar, escuela, comunidad y actividades de vida en el hogar y la comunidad. Los ítems se califican en una escala de 4 puntos donde 4 es “esperado para la edad”, 3 “algo limitada”, 2 “muy limitada”, y 1 “incapaz”. También está la opción de calificar uno o varios ítems como “no aplicable”, cuando el ítem refleja una actividad que no se espera para la edad. La escala asigna un puntaje entre 0 y 100, donde un puntaje mayor indica un mayor nivel de participación. Para la interpretación de resultados, la puntuación total es la suma de los ítems “aplicables”, divide entre la puntuación máxima posible de los ítems “aplicables”, este resultado se multiplica por 100 para ajustarse a una escala de 100 puntos (Bedell, 2004).

La disponibilidad de instrumentos para evaluar la participación de los infantes y adolescentes con propiedades psicométricas sólidas permite evaluar, supervisar y adaptar el tipo y calidad de los servicios, mejorar la participación en diferentes condiciones, dominios y entornos, incluso para revisar las políticas públicas y prácticas o guías relacionadas con la atención sanitaria (Chiarello et al., 2010; Khetani & Coster, 2018; UNICEF, 2019). Dado que la escala CASP es frecuentemente utilizada en diferentes países y regiones, la revisión tuvo como objetivo consolidar información sobre su validez y reproducibilidad.

Método

Bases de datos y estrategias de búsqueda

Esta revisión sistemática se condujo mediante búsqueda de evidencia científica en las bases de datos MEDLINE a través de PubMed, Epistemonikos, Scopus, Science Direct, EBSCO, Wiley, LILACS, Web of Science y PEDro. Se incluyeron estudios publicados desde el 01 de enero de 2011 (año de creación de la



CASP) hasta el 10 de mayo de 2023. Además, se incluyeron los artículos citados en los estudios encontrados durante la búsqueda principal. Para la revisión, se siguieron las recomendaciones de la guía COSMIN para estudios de validación. La pregunta de investigación fue: ¿Cuál es la validez y fiabilidad de la escala de participación de niños y adolescentes (CASP)? Se seleccionaron las palabras clave de búsqueda utilizando los Descriptores en Ciencias de la Salud (DeCS). La Tabla 1 presenta la estrategia de búsqueda para cada una de las bases de datos.

Tabla 1. Estrategia de búsqueda

| Bases de datos | Estrategia de búsqueda |
|----------------------------|--|
| Medline a través de Pubmed | (((((Social Participation) OR (Participation)) OR (Functioning)) AND (((Child) OR (Children)) OR (Adolescent)) OR (Adolescence))) AND ((CASP) OR (CASP scale))) AND (((Reproducibility of Results) OR (Validity)) OR (Validation)) OR (Psychometric properties)) NOT (Stroke) NOT (CASP19) |
| Epistemonikos | (((((Social Participation) OR (Participation)) OR (Functioning)) AND (((Child) OR (Children)) OR (Adolescent)) OR (Adolescence))) AND ((CASP) OR (CASP scale))) AND (((Reproducibility of Results) OR (Test Retest)) OR (Reliability)) OR (Validity)) OR (Test-Retest Reliability)) OR (Psychometrics)) OR (Reliability, Test-Retest)) OR (Validation)) OR (Psychometric properties)) NOT (Stroke) |
| SCOPUS | (((((Social Participation) OR (Participation)) OR (functioning)) AND (((Child) OR (Children)) OR (Adolescent)) OR (Adolescence))) AND ((CASP) OR (CASP scale))) AND (((Reproducibility of Results) OR (Test Retest)) OR (Reliability)) OR (Validity)) OR (Test Retest Reliability)) OR (Psychometrics)) OR (Reliability, Test-Retest)) OR (Validation)) OR (Psychometric properties)) NOT (Stroke) ("Social Participation" OR Participation OR functioning) AND (Child OR Children OR Adolescent OR Adolescence) AND (CASP OR CASP scale) AND (Reproducibility of Results) OR (Validity) OR (Validation OR "Psychometric properties") NOT Stroke ("Social Participation" AND (Child OR Children OR Adolescent OR adolescence AND CASP OR "CASP scale") ("Social Participation" AND (child OR Children) AND (CASP OR CASP AND scale) AND (validity) OR (Validation) OR "Psychometric properties") ((social AND Participation) AND (child) AND (CASP OR " CASP scale")) |
| Science Direct | (((((Social Participation) OR (Participation)) OR (functioning)) AND (((Child) OR (Children)) OR (Adolescent)) OR (Adolescence))) AND ((CASP) OR (CASP scale))) AND (((Reproducibility of Results) OR (Test Retest)) OR (Reliability)) OR (Validity)) OR (Test Retest Reliability)) OR (Psychometrics)) OR (Reliability, Test-Retest)) OR (Validation)) OR (Psychometric properties)) NOT (Stroke) NOT (CASP19) |
| EBSCO | (((((Social Participation) OR (Participation)) OR (functioning)) AND (((Child) OR (Children)) OR (Adolescent)) OR (Adolescence))) AND ((CASP) OR (CASP scale))) AND (((Reproducibility of Results) OR (Test Retest)) OR (Reliability)) OR (Validity)) OR (Test Retest Reliability)) OR (Psychometrics)) OR (Reliability, Test-Retest)) OR (Validation)) OR (Psychometric properties)) NOT (Stroke) NOT (CASP19) |
| Wiley | ("Social Participation" OR Participation OR functioning) AND (Child OR Children OR Adolescent OR Adolescence) AND (CASP OR CASP scale) AND (Reproducibility of Results) OR (Validity) OR (Validation OR "Psychometric properties") NOT Stroke NOT (CASP19) ("Social Participation" AND (child OR Children OR Adolescent OR adolescence) AND CASP OR "CASP scale") NOT (CASP19) |
| Web of Science | ("Social Participation" OR Participation OR functioning) AND (Child OR Children OR Adolescent OR Adolescence) AND (CASP OR CASP scale) AND (Reproducibility of Results) OR (Validity) OR (Validation OR "Psychometric properties") NOT Stroke NOT (CASP19) |
| LILACS | ("Social Participation" OR Participation OR functioning) AND (Child OR Children OR Adolescent OR Adolescence) AND (CASP OR CASP scale) AND (Reproducibility of Results) OR (Validity) OR (Validation OR "Psychometric properties") NOT Stroke NOT (CASP19) |
| PE德罗 | ("Social Participation" OR Participation OR functioning) AND (Child OR Children OR Adolescent OR Adolescence) AND (CASP OR CASP scale) AND (Reproducibility of Results) OR (Validity) OR (Validation OR "Psychometric properties") NOT Stroke NOT (CASP19) |

Criterios de elegibilidad y selección de los estudios

Se incluyeron estudios originales (no revisiones) con diseños de corte transversal, estudios de cohorte, casos y controles, ensayos controlados aleatorios o cuasiexperimentales cuyo objetivo principal o secundario era evaluar la validez y fiabilidad de la CASP; publicados en inglés, español, portugués o alemán; sin restricción por año de validación. Estos estudios debían centrarse en medir la participación de infantes y adolescentes, independiente de las edades definidas en cada región para definir los ciclos vitales. Se excluyeron los estudios que no detallaron los resultados del proceso de validación.

Proceso de selección de los estudios

La selección de los estudios se realizó en 2 fases: en la primera, dos investigadores revisaron de forma independiente títulos y resúmenes, considerando los criterios de elegibilidad. Las discrepancias fueron resueltas por un tercer evaluador. En la segunda, dos investigadores evaluaron de manera independiente cada artículo a texto completo, considerando los criterios de elegibilidad establecidos, dirimiendo cualquier desacuerdo con la ayuda de un tercer evaluador.

La síntesis de la evidencia se llevó a cabo en tres fases: en la primera, se resumieron los resultados en tablas que incluían características generales de los estudios, procesos de validación y propiedades psicométricas de los instrumentos seleccionados. En la segunda, se construyeron tablas con información sobre la evaluación del riesgo de sesgo para cada una de las propiedades psicométricas y la calidad de la evidencia, siguiendo las recomendaciones de la guía COSMIN. En la tercera, se elaboró una síntesis narrativa de los hallazgos.

Extracción de la información



Una vez se seleccionaron los artículos se procedió a la extracción de la información relacionada con:

- Características generales de los estudios: autor, año, país, idioma, tamaño de la muestra y administración de la encuesta, características de la población (infantes/jóvenes), condición de salud, cronicidad y/o severidad y niveles de participación de la población incluida en los estudios.
- Procesos de validación y de evaluación de propiedades psicométricas.

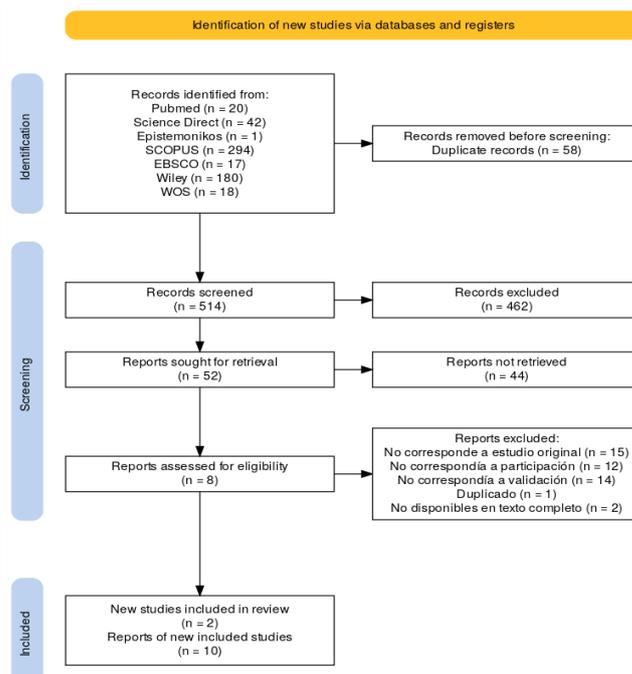
Evaluación de calidad metodológica

Para evaluar la calidad metodológica de los estudios incluidos, se utilizaron las herramientas propuestas por la guía COSMIN para la evaluación de riesgo de sesgo en las revisiones sistemáticas (Mokkink et al., 2018). El protocolo fue inscrito en la plataforma PROSPERO código CRD42023425687: https://www.crd.york.ac.uk/prospero/display_record.php?ID=CRD42023425687

Resultados

De los 572 artículos identificados en nueve bases de datos, se eliminaron 58 duplicados. En la fase 1 (revisión de título y resumen) se descartaron 462 artículos, y en la fase 2 (revisión a texto completo) se excluyeron 44 más. Finalmente, se incluyeron 10 artículos en la revisión sistemática: 8 seleccionados en la búsqueda directa y 2 mediante búsqueda cruzada. La figura 1 detalla el proceso de selección de los estudios.

Figure 1. Flujograma de selección de los estudios incluidos



Características generales de los estudios

La Tabla 2 presenta las características generales de los estudios incluidos en la revisión. De los diez artículos incluidos en la revisión, nueve se realizaron en países específicos: Estados Unidos (Bedell, 2004; Golos & Bedell, 2016, 2018), China (Hwang et al., 2013), Canadá (McDougall et al., 2013), Alemania (De Bock et al., 2019), Irán (Azimi et al., 2019) y Holanda (de Kloet et al., 2015; Elsmann et al., 2022).

Por su parte el estudio de Bedell (2009) incluyó población de Estados Unidos, Canadá, Australia e Israel.

Las validaciones se realizaron en inglés (Azimi et al., 2019; Bedell, 2004, 2009; Chamberon et al., 2016; Golos & Bedell, 2016, 2018; McDougall et al., 2013), chino (Hwang et al., 2013), alemán (De Bock et al., 2019) y holandés (de Kloet et al., 2015). En el estudio de McDougall et al. (2013) la mayoría (90%) de

los participantes respondieron el cuestionario en idioma inglés, y un 10% en francés y otros idiomas. No se encontraron estudios de validación en español o portugués.

En los diez estudios el cuestionario fue aplicado a progenitores y/o cuidadores; sin embargo, Bedell (2009) y Elsmann et al. (2022) también lo aplicaron a los jóvenes en caso de que pudieran responder. Por su parte, McDougall et al. (2013) aplicó el cuestionario simultáneamente a progenitores vía web y a los infantes presencial en sus hogares para evaluar la correlación entre las respuestas. En cuanto al personal que aplicó la encuesta, Hwang et al. (2013) reportaron que la encuesta fue aplicada en el entorno hospitalario por fisioterapeutas, terapeutas ocupacionales, fonoaudiólogos y enfermeras entrenadas.

Respecto a las características de la población objetivo, la mayoría de los estudios incluyeron infantes y/o adolescentes con discapacidad desde los 0 hasta los 27 años, aunque Bedell (2009), De Bock et al. (2019) y Azimi et al. (2019) también incluyeron subgrupos de participantes sin discapacidad.

En cuanto a los infantes y adolescentes con discapacidad, algunos estudios se enfocaron solo en infantes y adolescentes con condiciones congénitas (Elsmann et al., 2022; Hwang et al., 2013), otros solo en infantes y adolescentes con condiciones adquiridas (Azimi et al., 2019; Bedell, 2004; Golos & Bedell, 2016), y otros tuvieron participantes de ambos grupos (Bedell, 2009; De Bock et al., 2019; McDougall et al., 2013).

Bedell (2004) reportó que adicionalmente aplicó el Inventario para la Evaluación Pediátrica PEDI, para medir la severidad de la discapacidad, y encontraron que esta fue de moderada a grave entre los participantes que correspondían a infantes y adolescentes, la mayoría con lesión cerebral traumática (63%). Por su parte, Hwang et al. (2013) clasificaron la discapacidad intelectual según el Coeficiente intelectual (IQ). Hwang et al. (2013) y De Bock et al. (2019) categorizaron a la población participante según la cronicidad: sin condición crónica (31,5%), con enfermedad crónica leve (53,2%) y con enfermedad crónica grave (15,2%).

Niveles de participación

En el proceso de validación inicial realizado por Bedell (2004) se reportó que los puntajes de participación de infantes y jóvenes con lesión cerebral aguda (LCA) variaron entre 0 y 100 con una media de participación de 79 ± 19 puntos y efecto techo (obtuvieron el máximo puntaje) y suelo (obtuvieron el mínimo puntaje posible) en el 12% y 1,5% de los participantes, respectivamente. El componente laboral fue aplicable para el 35% de los participantes. Este estudio consolidó información de procesos de validación previa (Bedell, 2002a, 2002b; Bedell & Dumas, 2004).

En un estudio posterior, el mismo autor (Bedell, 2009) reportó que los puntajes de participación variaron entre 31 y 100 con una media de 85 ± 15 puntos para el grupo general y de 85 ± 15 puntos cuando se analizó solo el grupo de discapacidad no identificaron efecto suelo, pero sí efecto techo para el 14% de la muestra completa ($n=313$) y 10% cuando se analizó solo el grupo de discapacidad ($n=261$).

Hwang et al. (2013) no reportaron el puntaje global de participación de infantes con discapacidad principalmente intelectual, pero el estudio sí proporcionó los promedios de los puntajes para subgrupos con discapacidad intelectual leve ($77,5 \pm 15,2$) que fueron superiores para el grupo con discapacidad severa ($65,5 \pm 19,8$). Además, reportó un efecto techo en 5% de los participantes y un efecto suelo en 1% de ellos.

McDougall et al. (2013) encontraron que en infantes con enfermedades o discapacidades crónicas los puntajes promedios de participación fueron superiores al ser evaluados con una versión específica para jóvenes ($69,8 \pm 8,2$), comparado con la evaluación realizada en la versión para progenitores ($63,5 \pm 12,8$). También reportaron efecto techo en 5% de los participantes.

De Kloet et al. (2015) reportaron un puntaje promedio de participación de 98 puntos con un rango de 30 a 100 en infantes con LCA. Informaron efecto techo y suelo para 45% y 0,7% de los participantes, respectivamente. De forma similar, De Bock et al. (2019) reportaron un puntaje promedio de participación de $91,80 \pm 14,87$ puntos.

Azimi et al. (2019) reportaron puntajes promedio de participación superiores en infantes con LCA ($82,8 \pm 15,7$); comparados con infantes sanos ($99,7 \pm 0,3$).

Elsman et al. (2022) reportaron puntajes promedios de participación superiores en infantes con discapacidad visual congénita ($89,4 \pm 10,5$), comparado con la medición que realizaron sus progenitores ($85,05 \pm 15,5$), con diferencias estadísticamente significativas ($4,4$ IC 95% $1,9-6,9$), con un tamaño de efecto que consideraron pequeño ($0,33$).

Golos & Bedell (2016) no reportaron los niveles de participación para la población de estudio: infantes con LCA en su estudio de 2016, pero si en el estudio que publicaron en 2018. En ese seguimiento que incluyó medidas pre-lesión y 3, 12, 24 y 36 meses después de la lesión informaron puntajes CASP superiores a 77,619 para los infantes TCE leve, y superiores a 95,404 para un grupo comparador conformado por infantes y jóvenes con lesión adquirida de MMSS (Golos & Bedell, 2018).

La Tabla 2 presenta en su última columna, los niveles de participación de infantes y adolescentes reportados en los estudios.

Tabla 2. Características generales de los estudios incluidos

| País (Autor, año) | Idioma | Tamaño de la muestra | Características de la población | Condición de salud | Cronicidad y/o severidad | Niveles de participación |
|---|---|---|---|---|---|--|
| Boston Estados Unidos Bedell (2004) Recopila información previa de: Bedell (2002a) Bedell (2002b) Bedell & Dumas (2004) | Inglés | 60 infantes y jóvenes Administrado a cuidadores 59 por correo certificado, 1 por teléfono | 59 participantes: $9,7 \pm 4,7$ años. entre Rango: 3,05 y-21,33 años, Un individuo tenía 27 años. 51,7% niñas | Lesión cerebral traumática (63%), tumor cerebral (12%), accidente cerebrovascular (12%), trastorno convulsivo (7%), infección cerebral (5%), y anoxia (2%) | Limitaciones moderadas a graves según PEDI | Puntajes CASP entre 0-100 Media \pm DE: Total: 79 ± 19 |
| Estados Unidos, Canadá, Australia e Israel Bedell (2009) | Inglés | 313 infantes y jóvenes Administrado a cuidadores y el niño/jóvenes en caso de poder responder | 3-22 años | Lesión cerebral adquirida (56%), discapacidad asociada al desarrollo (19%), sin discapacidad (17%) y alteración en el aprendizaje/atención/sensorial (8%) | - | Puntajes CASP entre 31 y 100 Total: 85 ± 15 , Mediana: 88 Solo discapacidad: 85 ± 15 |
| China. Provincia de Taiwán Hwang et al. (2013) | Chino | 231 infantes y jóvenes Administración presencial en entornos hospitalarios a progenitores y cuidadores | Edad: 6 a 18 años $11,6 \pm 3,5$ años Sexo: 57,6% hombres Etnia: Oriental | Discapacidad principal: Intelectual (67%), discapacidad física (15%) y trastorno del espectro autista (12%) | Discapacidad intelectual: Leve Moderada Según IQ | No reporta puntaje global. Discapacidad intelectual: leve $77,5 \pm 15,2$ Discapacidad intelectual severa: $65,5 \pm 19,8$ |
| Ontario, Canadá Mcdougall et al. (2013) | 90% inglés 2% francés 8% de otros idiomas | 409 jóvenes y uno de sus progenitores 2 versiones a) Informe autoadministrado a jóvenes b) Formulario para progenitores | Edad: entre 11 y 17 años. Edad media: 14 años 55% hombres | Parálisis cerebral (35%), lesión cerebral aguda (14%), comunicación/labio paladar hendido (11%), espina bífida (8%), desorden del espectro autista (7%), retraso en el desarrollo (6%), amputación (4%), y otro (15%) | - | Informe para jóvenes: $69,8 \pm 8,2$ Informe de progenitores: $63,5 \pm 12,8$ |
| Holanda de Kloet et al. (2015) | Holandés | 140 infantes y jóvenes Administrado a los progenitores | Edad: entre 5 y 22 años 52,1% hombres | LCA Traumática Leve: 75% Moderada: 11% Severa: 12% Desconocido: 2% No traumática Leve: 76% Moderada: 21% Severa: 3% Desconocido: 0% | - | Puntaje CASP 98 (30-100) |
| Estados Unidos Golos & Bedell (2016) | Inglés | 926 infantes y jóvenes Administrado a los progenitores en ambiente hospitalario | Edad: 0 - 18 años Sexo: 64,6% hombres Etnia: Blancos 63,3% | Trauma craneoencefálico severo (78,7%) y con lesión adquirida de miembro superior (21,3%) | - | - |
| Estados Unidos Golos & Bedell (2018) | Inglés | 515 infantes y jóvenes Administrado a los progenitores | Edad: 0 - 18 años Sexo: 69,5% hombres Etnia: Blancos 73,4% | Trauma craneoencefálico (TCE): 77,9% Lesión adquirida de miembro superior (MMSS): 22,1% | TCE Leve: 69,1% Moderada: 7,4% Severa: 1,4% | Puntajes CASP pre, 3m, 12m, 24m, 36m TCE Leve: >95,404 Moderado: > 94,134 Grave: > 77,619 MMSS: > 95,404 |
| Alemania De Bock et al. (2019) | Alemán | 327 infantes y jóvenes Muestra 1: 112 de 2 centros pediátricos Aplicación presencial Muestra 2: 215 muestra poblacional Aplicación por correo | Edad: entre 3 a 11 años. Media: 7,8 años Sexo: 55% hombres | Muestra 1: Afecciones predominantemente enfermedades neuropediátricas crónicas y diferentes condiciones de salud crónicas, como diabetes, obesidad. Muestra 2: Cohorte de estudiantes | Sin condición crónica (31,5%) Enfermedad crónica leve (53,2%) Enfermedad crónica severa (15,2%) | Puntaje CASP general $91,80 \pm 14,87$ Centro 1 (n = 84): $75,58 \pm 19,96$ Centro 2 (n=28): $91,70 \pm 9,38$ Muestra poblacional: $91,16 \pm 5,80$ |



| | | | | | | |
|---------------------------------|----------|--|--|--|---|--|
| Irán Azimi et al. (2019) | Iraní | 79 niños y jóvenes Recopilado en entorno hospitalario por Terapeuta ocupacional | Casos: Edad 11,1±4,5 años, 57,1% niñas Controles: Edad 10,7±5,3 años, 56,6% niñas | Casos (LCA): 49 Controles (sanos): 30 | Severidad en los casos según escala de Glasgow: 34,7% leve, 36,7% moderada, 28,6% severa | Puntaje CASP Casos: 82,8 ±15,7 Controles: 99,7±0,3 |
| Holanda Elsman et al. (2022) | Holandés | Respondieron la CASP 70 Para los infantes, presencial en sus hogares Para los progenitores vía web o lápiz y papel | Infantes Edad: 14,7±1,5 (13-17) 63% hombres | Discapacidad visual congénita, sin deterioro cognitivo profundo | Desconocido 4% Sin 33% Leve 17% Moderada 27% Severa 4% Ceguera 14% | Puntaje CASP, evaluado por: Infantes: 89,4±10,5 Progenitores: 85,05±15,5 |

Propiedades psicométricas medidas y evaluación de riesgo de sesgo

Algunas de las propiedades evaluadas incluyeron validez transcultural, aparente y de contenido, validez estructural, consistencia interna, fiabilidad (correlación inter- evaluadores y confiabilidad test-retest), y validez de constructo (Tabla 3).

Validez transcultural

Hwang et al. (2013) realizaron la validación transcultural de la escala desde el idioma inglés al chino; inicialmente hicieron una traducción directa e inversa, posteriormente un estudio piloto y una revisión por expertos en redacción. de Kloet et al. (2015) también reportan un proceso de traducción directa e inversa al holandés y proceso de adaptación transcultural, sin cambios mayores.

Azimi et al. (2019) reportan un proceso de traducción directa e inversa al iraní, aunque se menciona un proceso de adaptación transcultural, no se detalla el proceso, ni los resultados. Por su parte, De Bock et al. (2019) solo reportan traducción al alemán, no lo presenta específicamente como un proceso de adaptación transcultural.

Validez de contenido

Hwang et al. (2013) evaluaron la validez de contenido de la CASP al verificar si sus 19 ítems se correspondían con los dominios de la Clasificación Internacional del Funcionamiento, la Discapacidad y la Salud-CIF (versión para infantes y jóvenes) enfocados en medir la participación. El estudio reportó que al menos uno de los ítems de la CASP se alineaba con algunos de los nueve capítulos de actividad y participación de la CIF.

De Bock et al. (2019) realizaron la validación de contenido, mediante la evaluación de los criterios de comprensibilidad, importancia y exhaustividad de cada pregunta obteniendo para todas, calificaciones superiores a 3,8/5.

En cuanto al tiempo para la administración de la escala, Hwang et al. (2013) reportaron entre 10-15 minutos, mientras, Mcdougall et al. (2013) informaron entre 30-60 minutos tanto para progenitores como en la administración a jóvenes, este último consideró el tiempo requerido para explicar con detalle algunas preguntas.

Validez estructural

La validez estructural se evaluó por dos vías; a través de análisis Rasch y análisis factorial exploratorio (AFE). El análisis Rasch parte del supuesto que el atributo que se desea medir puede representarse en una única dimensión que incluye personas e ítems, así, la probabilidad que una respuesta sea correcta depende del nivel del atributo de la persona y la dificultad del ítem. Bedell (2004; 2009) y Hwang et al. (2013) encontraron que la escala se comporta como un constructo unidimensional.

En 2004, Bedell encontró que los infantes sin discapacidad alcanzaron mayores grados de participación en comparación con los infantes con discapacidad. Además, infantes con mayor participación se involucran en actividades más complejas que implican interacción social con amigos y compañeros.

Para el 2009, el mismo autor identificó que la CASP podía diferenciar aproximadamente cuatro niveles de participación entre los infantes y nueve niveles de dificultad entre los ítems. También encontró que las mayores restricciones en la participación se daban en el hogar y la comunidad (HCLA) y en los eventos estructurados y actividades sociales y de ocio en la comunidad (Bedell, 2009). Por su parte, Hwang

et al. (2013) encontraron que, en su población de estudio, el ítem con menor dificultad era moverse en la escuela, mientras que el ítem con mayor dificultad era el de hacer compras y administrar el dinero.

En cuanto al AFE, De Bock et al. (2019) identificaron un factor, Bedell (2004) y Hwang et al. (2013) identificaron dos factores. Bedell (2009) y McDougall et al. (2013) identificaron tres factores, este último en las dos versiones (para progenitores o adolescentes). Golos & Bedell (2016) identificaron cuatro factores.

Bedell (2004) identificó dos factores; a) actividades relacionadas con el movimiento y b) comunicación y actividades sociales escolares, por su parte Hwang et al. (2013) identificaron los factores de a) vida diaria y b) social/ocio/comunicación.

Bedell (2009) identificó tres factores; a) participación en actividades sociales, de ocio y comunicación; b) participación en actividades avanzadas de la vida diaria; y c) participación en actividades instrumentales de la vida diaria.

McDougall et al. (2013) reportaron 3 factores identificados en la versión para jóvenes y para progenitores; a) participación social/ocio/comunicación, b) actividades de la vida diaria instrumentales, c) actividades básicas de la vida diaria/movilidad; estos explicaron el 44% de la varianza para el primero y el 65% para el segundo.

Golos & Bedell (2016) identificaron cuatro factores muy similares a los de la escala original; a) participación del hogar, b) ítems para el hogar y la vida cotidiana, c) participación vecinal y comunitaria y d) participación escolar. Reportaron que estos fueron más claros para mediciones a los 3, 12 y 24 meses de seguimiento en los cuales explicaron entre 67% y 69% de la varianza, fueron menos claros antes de la lesión y a los 36 meses de seguimiento.

De Bock et al. (2019) identificaron una estructura unifactorial que contribuyó al 88,7% de la varianza explicada, con cargas factoriales superiores a 0,79 para todos los ítems.

Consistencia interna

La consistencia interna se evaluó con Alfa de Cronbach. En la valoración global de la escala se encontraron valores superiores a 0,87 (Azimi et al., 2019; Bedell, 2004, 2009; De Bock et al., 2019; de Kloet et al., 2015; Golos & Bedell, 2016; Hwang et al., 2013; McDougall et al., 2013).

Bedell (2004), De Bock et al. (2019), Hwang et al. (2013) también evaluaron la consistencia interna de las subescalas y para todas obtuvieron valores superiores a 0,67. Golos & Bedell (2016) reportaron valores superiores a 0,731 para las subescalas en su estudio de seguimiento a 36 meses.

Por su parte McDougall et al. (2013) reportaron que en la versión para jóvenes el Alfa de Cronbach para las subescalas osciló entre 0,67 y 0,87, mientras que en la versión para progenitores varió entre 0,86 y 0,95.

Confiabilidad

Se evaluó la correlación inter-evaluador (Elsman et al., 2022; McDougall et al., 2013) y la confiabilidad test- retest (Azimi et al., 2019; Bedell, 2009; De Bock et al., 2019; de Kloet et al., 2015).

McDougall et al. (2013) encontraron moderada concordancia entre evaluadores al comparar la versión CASP para jóvenes con la versión para progenitores (CCI = 0,63; IC 95% 0,41 - 0,75), similar a lo reportado por Elsman et al. (2022), (CCI = 0,63; IC 95% 0,46-0,78), quienes además identificaron a través de análisis de regresión lineal que los factores asociados con las diferencias de puntajes entre infantes y adultos, incluyeron comorbilidades (B: 1,02 (0,59 - 1,32), discapacidad visual moderada vs ninguna discapacidad (B: 0,99; IC 95% 0,39-1,34) y discapacidad visual severa vs ninguna discapacidad (B: 1,36; IC 95% 0,94-1,67), aunque esos hallazgos no fueron estadísticamente significativos.

En cuanto a la confiabilidad test-retest, Bedell (2004), Kloet et al. (2015), De Bock et al. (2019) y Azimi et al. (2019) reportaron correlaciones superiores a 0,90. De Bock et al. (2019) también identificaron confiabilidad test-retest de buena a excelente para las subescalas ($r = 0,86 - 0,96$). Las mediciones se realizaron con entre una y cuatro semanas de diferencia (Tabla 2).



Validez de constructo

Se evaluó a través de la comparación con otros instrumentos (validez convergente) y con subgrupos de personas (validez discriminante). En los resultados no se reporta validez de criterio (comparación con el Gold standard), ya que, hasta el momento, no se reconoce un único instrumento de referencia para medir la participación.

Comparación con otros instrumentos (validez convergente)

Se evaluó la correlación con CAFI (Inventario de Factores del niño y adolescente), CASE (Escala de Entorno del niño y Adolescente), PEDI (Inventario para la Evaluación Pediátrica de la Discapacidad), PedsQL (Inventario de calidad de vida pediátrica), POSM (Medida de resultado del accidente cerebrovascular pediátrico), CAPE (Evaluación de la participación y el disfrute de los niños), ABAS-II (Sistema de evaluación de la conducta adaptativa) y KINDHL (Cuestionario alemán de calidad de vida relacionada con la salud en población infantil y de adolescentes).

Bedell (2004; 2009) reportó correlación negativa moderada con CAFI ($r = -0,58$ en 2004 y $r = -0,66$, en 2009, con $p < 0,01$) y CASE ($r = -0,57$ en 2004 y $r = -0,43$ en 2009 con $p < 0,01$).

Bedell (2004) también reportó correlación positiva entre moderada y buena con los dominios de la escala PEDI: autocuidado ($r = 0,72$; $p < 0,01$), función social ($r = 0,65$; $p < 0,01$) y movilidad ($r = 0,51$; $p < 0,01$).

de Kloet et al. (2013) encontraron correlación moderada negativa con PedsQL ($r = -0,45$ general y entre 0,33 y 0,451 en las subescalas), similar a los reportado por Golos & Bedell (2016) quienes reportaron que al evaluar la correlación entre el dominio de la CASP sobre actividades de vida en el hogar y PedsQL en diferentes mediciones de seguimiento a una cohorte de infantes con trauma craneoencefálico y con lesiones en un brazo, encontraron coeficientes de correlación superiores a 0,504 y al analizar las subescalas puntajes superiores a 0,339 ($p < 0,001$). Azimi et al. (2019) por su parte reportaron correlación excelente con la misma escala ($r = 0,81$, $p < 0,001$).

de Kloet et al. (2013) encontraron correlación negativa moderada con PSOM ($r = -0,497$ y entre -0,309 y -0,557 en las subescalas) y con las categorías de diversidad de la participación ($r = -0,082$) e intensidad de la participación ($r = 0,050$).

Golos & Bedell (2016) también reportaron que al evaluar la correlación entre el dominio de la CASP sobre actividades de vida en el hogar y ABAS-II en diferentes mediciones de seguimiento a una cohorte de infantes con trauma craneoencefálico y con lesiones en un brazo encontraron coeficientes de correlación superiores a 0,562 y al analizar las subescalas puntajes superiores a 0,415 ($p < 0,001$).

De Bock et al. (2019) examinaron la correlación entre los puntajes de CASP y la escala KIDHL, que tiene un componente específico de participación social. Encontraron correlación positiva débil en niños sin condiciones crónicas ($r = 0,19$), correlación positiva moderada en aquellos con enfermedades crónicas leves ($r = 0,50$) y crónicas severas ($r = 0,35$), correlación fuerte con el componente de participación social ($r = 0,86$) y correlación positiva moderada con la KIDHL total (0,45).

Análisis de subgrupos (validez discriminante)

En la correlación con grupos de personas, Bedell (2009) comparó los puntajes de la CASP según edad, sexo y condición de discapacidad (con y sin), encontró diferencias estadísticamente significativas para el tipo de discapacidad; lesión cerebral adquirida-LCA, discapacidad del desarrollo, discapacidad relacionada con el aprendizaje/atención/sensorial y discapacidad no identificada ($F = 35,67$; $P < 0,001$). Las pruebas post hoc mostraron puntajes más altos de participación para los infantes y jóvenes sin discapacidad (97 ± 4 , $P < 0,001$). Los infantes con discapacidad del desarrollo en promedio tuvieron puntajes más bajos (73 ± 12 , $P < 0,001$) que los demás grupos, no se identificaron diferencias significativas entre los infantes con LCA y los infantes con trastornos del aprendizaje, atención y el procesamiento sensorial.

Hwang et al. (2013) compararon los niveles de participación según tipo de discapacidad y severidad de la discapacidad intelectual; no encontraron diferencias estadísticamente significativas en la primera comparación, pero si al comparar discapacidad intelectual leve (IQ entre 50 y 84) y severa (IQ menor a 50) con puntaje promedio de $77,5 \pm 15,2$ para el primer grupo y de $65,5 \pm 19,8$ para el segundo grupo, al

analizar por dominios identificó la mayor diferencia respecto a la participación en el barrio y comunidad, con un promedio de $82,2 \pm 13,7$ para el grupo con discapacidad intelectual leve y $68,9 \pm 21,6$ para el grupo con discapacidad intelectual severa.

Mcdougall et al. (2013) compararon niveles de participación según sexo, edad y tipo de discapacidad, encontraron diferencias estadísticamente significativas solo para la comparación según tipo de discapacidad ($p < 0,001$). Adicionalmente, a través de pruebas post hoc identificaron que los niveles de participación eran significativamente mayores en jóvenes con amputación de miembro superior comparado con jóvenes con parálisis cerebral o aquellos con trastornos del espectro autista ($p < 0,001$); también eran superiores en aquellos con trastornos de la comunicación/labio fisurado y paladar hendido comparado con jóvenes con trastornos del espectro autista ($p < 0,001$).

Golos & Bedell (2018) evaluaron la capacidad discriminativa de la CASP en mediciones realizadas a lo largo del tiempo (pre-lesión y posterior a la lesión 3, 12, 24, 16 meses) y entre grupos (TCE leve, moderada, grave). Encontraron disminución estadísticamente significativa de los puntajes CASP antes de la lesión y 3 meses después de la lesión para TCE moderado y grave ($p < 0,001$), también aumento estadísticamente significativo entre los 3 y 36 meses para TCE leve ($p < 0,001$), entre los 3 y 12 meses para TCE grave ($p = 0,01$) y entre los 3 y 24 meses para TCE grave ($p < 0,05$). En cuanto a la comparación intergrupos identificaron menor puntaje CASP para TCE grave comparado con el grupo de infantes y jóvenes con lesión de MMSS y comparado con el grupo de TCE leve ($p < 0,05$).

De Bock et al. (2019) compararon el área bajo la curva (AUC) para CASP y KINDL encontraron valores de 0,92 y 0,75, respectivamente, lo cual señala buena capacidad discriminativa según severidad (Tabla 3).

Tabla 3. Propiedades psicométricas evaluadas en los estudios incluidos en la revisión

| País (Autor, año) | Validez transcultural, aparente y de contenido | Validez estructural | Consistencia interna | Fiabilidad | Validez de criterio y validez de constructo |
|---|--|--|---|---|---|
| Boston Estados Unidos Bedell (2004) Recopila información previa de Bedell (2002a) Bedell (2002b) Bedell & Dumas (2004) | - | Rasch: Un constructo AFE: Dos dimensiones. Contribuyen al 78% de la varianza | Alfa de Cronbach: total=0,95 Subescalas = 0,67-0,81 | Confiabilidad test re-test (No se especifica intervalo de tiempo) CCI: 0,94 (n = 33) | Correlación positiva con PEDI en autocuidado ($r = 0,72$; $p < 0,01$), función social ($r = 0,65$; $p < 0,01$) y movilidad ($r = 0,51$; $p < 0,01$) A mayor problemas ambientales medidos con CASE ($r = -0,57$; $p < 0,01$) y relacionados con la infancia medidos con CAFI ($r = -0,58$; $p < 0,01$), menor participación (CASP) |
| Estados Unidos, Canadá, Australia e Israel Bedell (2009) | - | Rasch: Un constructo AFE: Tres factores. Contribuyeron con el 63% de la varianza | Alfa de Cronbach=0,96 | - | Diferencias en las puntuaciones CASP, según tipo de discapacidad ($F = 35,67$; $P < 0,001$) Correlación negativa con CAFI ($r = -0,66$; $p < 0,001$) y con CASE ($r = -0,43$, $p < 0,001$) |
| China. Provincia de Taiwán Hwang et al. (2013) | a) Traducción directa e inversa b) Estudio piloto c) Revisión por expertos en redacción Adaptación transcultural Adaptación de contenido: Relación CASP – dominios de la CIF | Rasch: Un constructo AFE: Dos factores que contribuyen al 64,1% de la varianza: vida diaria y social/ocio/comunicación | Alfa de Cronbach total=0,96 Dominio hogar: 0,88 Barrio y comunitario: 0,89 Escolar: 0,90 HCLA: 0,88 | - | Sin diferencias según tipo de discapacidad: intelectual vs física Diferencias según severidad de la discapacidad intelectual: leve ($77,5 \pm 15,2$ vs $65,5 \pm 19,8$; $p < 0,001$) |
| Ontario, Canadá Mcdougall et al. (2013) | - | AFE: en ambos (cuestionario para jóvenes y progenitores) se identificaron 3 factores Contribuyeron al 44% de la varianza en informe de jóvenes y el 65% en el de progenitores | Alfa de Cronbach Jóvenes: 0,87 Subescalas: 0,67-0,87 Progenitores: 0,95 Subescalas: 0,86-0,95 | Concordancia inter evaluadores CCI = 0,63 (IC 95%: 0,41 a 0,75) | No se identificaron diferencias según edad ($p = 0,81$), ni sexo ($p = 0,12$). Se identificaron diferencias según tipo de discapacidad ($p < 0,001$) |
| Holanda de Kloet et al. (2015) | Traducción directa e inversa Adaptación transcultural | - | Alfa de Cronbach: 0,95 | Confiabilidad test re-test (Maximo 2 semanas de diferencia) Diferencia de medias 2,3 (IC 95%: -1,7; -6,2) | Correlación CASP – PedsQL: $r = -0,45$ Correlación CASP – POSM: $r = -0,497$ Correlación CASP – CAPE: $r = -0,082$ (diversidad de la participación) y 0,050 (intensidad de la participación) |

| | | | | r = 0,90 (IC 95%: 0,079-0,96) | |
|--|---|---|--|--|---|
| Estados Unidos Golos & Bedell (2016) | - | AFE: Cuatro factores que contribuyen entre el 67%-69% de la varianza a los 3,12 y 24 meses de seguimiento | Alfa de Cronbach Pre lesión, Pos: 3, 6, 9, 12 meses >0,90 Subescalas: > 0,731 | | Correlaciones CASP - PedsQL Pre lesión, Pos 3, 6, 9, 12 meses >0,504 Subescalas: >0,339 CASP-ABASII Comunicación; autocuidado Pre lesión= 0,573; 0,488 Pos: 3, 6, 9, 12 meses >0,562 Subescalas: >0,415 p<0,001 |
| Estados Unidos Golos & Bedell (2018) | - | - | - | - | Disminución CASP Pre - 3m para TCE moderado y grave (p<0,001) Aumento 3-36 meses para TCE leve (p<0,001) 3-12 meses para TCE grave (p=0,01) 3-24 meses para TCE grave (p<0,05) Inter grupos Menor puntaje CASP para TCE grave vs MMSS y vs TCE leve (p<0,05) |
| Alemania De Bock et al. (2019) | Validez aparente (buena-excelente): Comprensibilidad, importancia y exhaustividad conceptual > 3,8 | AFE *Rotación Promax *KMO > 1 Unifactorial 88,7% de la varianza explicada | Alfa de Cronbach Total: 0,98 Hogar: 0,94 Comunidad: 0,92 Escuela: 0,93 AVD*: 0,93 | Confiabilidad test re-test (Entre 2 y 4 semanas de diferencia) De buena a excelente Escala total r = 0,97 Subescalas: 0,86-0,96 | Correlación con KIDHL, según severidad: Sin condición crónica r = 0,19 Leve r = 0,50. Severa r = 0,35 Solo componente de participación: 0,86 KIDHL total: 0,45 AUC para enfermedad leve y severa: CASP: 0,92; KINDL: 0,75 |
| Irán Azimi et al. (2019) | Traducción directa e inversa Adaptación transcultural. No se detalla el proceso ni los resultados | - | Alfa de Cronbach 0,91 Correlación ítem escala: todos r >0,4 Rango: 0,56-0,88 | Confiabilidad te re-test (1 semana de diferencia) r = 0,93 | Correlación con PedsQL: r = 0,81, p<0,001 Capacidad discriminante casos y controles p<0,0001 |
| Holanda Elsman et al. (2022) | - | - | - | Correlación inter evaluadores: 0,635 (IC95% 0,46-0,78) Límite de acuerdo inferior y superior: -16,2; 25,0 Concordancia Bland Altman: Sobre estimación de los progenitores cuando la participación promedio es mayor | - |

Nota: ABAS II: Sistema de evaluación de la conducta adaptativa. AFE: Análisis factorial exploratorio. AUC: Área bajo la curva. AVD: Actividades de la vida diaria. CAFI: Inventario de Factores del niño y Adolescente. CAPE: Evaluación de la participación y el disfrute de los niños. CASE: Escala de Entorno del niño y Adolescente. CASP: Escala de participación del niño y el adolescente. CIF: Clasificación internacional de la funcionalidad. CCI: Coeficiente de correlación intraclass. HCLA: Participación se daba en el hogar y la comunidad. KINDL: Cuestionario alemán de calidad de vida relacionada con la salud en población infantil y adolescente. KMO: Prueba de Kaiser-Meyer-Olkin. PEDÍ Inventario para la Evaluación Pediátrica de la Discapacidad. PedsQL: Inventario de calidad de vida pediátrica. PSOM: Medida de resultado del accidente cerebrovascular pediátrico.

Evaluación de calidad metodológica

Hwang et al. (2013) (idioma chino) y de Kloet et al. (2015) (idioma holandés) reportaron procesos de validación transcultural, y seleccionaron muestras similares en características básicas de la población para la cual fue generada la escala (infantes y jóvenes), utilizando enfoques metodológicos rigurosos y apropiados, con tamaños de muestra entre adecuado (5 veces el número de ítems y ≥ 100) y muy bueno (más de 200 sujetos). La validación transcultural realizada por Azimi et al. (2019) tuvo algunas limitaciones pues no está claro el enfoque que se utilizó para realizar el proceso de validación transcultural y el tamaño de muestra fue clasificado como inadecuado (< 100 sujetos por grupo o < 5 veces el número de ítems) (Tabla 4).



Tabla 4. Evaluación de riesgo de sesgo respecto a la validez transcultural

| Estudio | ¿Las muestras fueron similares para características relevantes excepto para la variable de grupo? | Se utilizó un enfoque apropiado para analizar los datos? | ¿Fue adecuado el tamaño de muestra incluido en el análisis? |
|--|---|--|---|
| China. Provincia de Taiwán. Hwang et al. (2013) | Muy bien | Muy bien | Muy bien |
| Holanda. de Kloet et al. (2015) | Muy bien | Muy bien | Adecuado |
| Irán. Azimi et al. (2019) | Muy bien | Dudoso No está claro qué enfoque se utilizó | Inadecuado |

En cuanto a la validez estructural, seis estudios realizaron AFE, el cual se considera adecuado, pero ninguno realizó análisis factorial confirmatorio (Bedell, 2004, 2009; De Bock et al., 2019; Golos & Bedell, 2016; Hwang et al., 2013; McDougall et al., 2013). Tres estudios evaluaron el constructo de la escala a través de análisis Rasch y seleccionaron modelos adecuados en relación con la pregunta de investigación (Bedell, 2004, 2009; Hwang et al., 2013). Todos los estudios que realizaron análisis estructural utilizaron adecuados tamaños de muestra (AF 7 veces el número de artículos y ≥ 100) y no se identificaron problemas metodológicos mayores (Tabla 5).

La calidad metodológica en torno a la consistencia interna fue evaluada en ocho estudios a través de Alfa de Cronbach (Azimi et al., 2019; Bedell, 2004; De Bock et al., 2019; de Kloet et al., 2015; Golos & Bedell, 2016; Hwang et al., 2013; McDougall et al., 2013) lo cual se consideraba una muy buena selección porque la CASP genera un puntaje continuo; sin embargo, para dos de los estudios la evaluación se consideró dudosa, porque solo reportaron los resultados para la escala completa y no para las subescalas (Bedell, 2009; de Kloet et al., 2015) (Tabla 6).

Tabla 5. Evaluación de riesgo de sesgo respecto a la validez estructural

| Estudio | Para CCT: ¿Fue realizado el análisis factorial exploratorio o confirmatorio? | Para TRI/Rasch: ¿El modelo elegido se ajusta a la pregunta de investigación? | ¿Fue adecuado el tamaño de muestra incluido en el análisis? | ¿Hubo otras fallas importantes, en el diseño o métodos estadísticos del estudio? |
|---|---|---|---|--|
| Boston, Estados Unidos. Bedell (2004) | Adecuado | Muy bien | Muy bien | Muy bien |
| Estados Unidos, Canadá, Australia e Israel. Bedell (2009) | Adecuado | Muy bien | Muy bien | Muy bien |
| China. Provincia de Taiwán. Hwang et al. (2013) | Adecuado | Muy bien | Muy bien | Muy bien |
| Ontario, Canadá. McDougall et al. (2013) | Adecuado | N.A | Muy bien | Muy bien |
| Estados Unidos. Golos y Bedell (2016) | Adecuado | N.A | Muy bien | Muy bien |

Nota: CCT: Teoría clásica de los tests. TRI: Teoría de respuesta al ítem. NR: No reporta.

Tabla 6. Evaluación de riesgo de sesgo respecto a la consistencia interna

| Estudio | ¿Fue la estadística de consistencia interna calculada para cada escala o subescala unidimensional ¿por separado? | Para puntajes continuos: ¿Fue alfa u omega de Cronbach calculado? |
|---|--|--|
| Boston, Estados Unidos. Bedell (2004) | Muy bien | Muy bien |
| Estados Unidos, Canadá, Australia e Israel. Bedell (2009) | Dudosa | Muy bien |
| China. Provincia de Taiwán. Hwang et al. (2013) | Muy bien | Muy bien |
| Ontario, Canadá. McDougall et al. (2013) | Muy bien | Muy bien |
| Holanda. de Kloet et al. (2015) | Dudosa | Muy bien |
| Estados Unidos. Golos & Bedell (2016) | Muy bien | Muy bien |
| Alemania. De Bock et al. (2019) | Muy bien | Muy bien |
| Irán. Azimi et al. (2019) | Muy bien | Muy bien |

Los dos procesos de evaluación de la concordancia inter-evaluador (infantes/jóvenes - progenitores) se consideraron muy buenos con evidencia que las condiciones de la población se mantuvieron estables, porque las evaluaciones se realizaron en simultáneo o muy cerca, pero las condiciones de la prueba fueron diferentes: a infantes se aplicaron los cuestionarios cara a cara con posibilidad de responder dudas o ampliar el tiempo de respuesta, para los progenitores se utilizó la metodología de auto-diligenciamiento, o en el caso de Elsmán et al. (2022) remitieron los formularios por la web o con lápiz y papel, además, aunque al tratarse de mediciones continuas utilizaron correctamente el CCI, no se reporta la fórmula utilizada para su cálculo (Elsmán et al., 2022; McDougall et al., 2013).

En la confiabilidad test re-test reportada en tres estudios (Azimi et al., 2019; De Bock et al., 2019; de Kloet et al., 2015) el intervalo de tiempo se consideró adecuado (entre 1 y 4 semanas), Bedell (2004) no reportó esta información. Adicionalmente, tres de los estudios no declaran explícitamente si las condiciones de las pruebas fueron similares en los dos momentos, ni si los grupos se mantuvieron estables en

el periodo intermedio de evaluación (Azimi et al., 2019; Bedell, 2009; De Bock et al., 2019). El estudio de Kloet et al. (2013) se identifica que los grupos eran diferentes en edad y severidad de la condición de salud. Ninguno de los estudios reporta la fórmula que utilizaron para el cálculo del CCI (Tabla 7).

Los procesos de validación de constructo, tanto en comparación de la CASP con otros instrumentos (Azimi et al., 2019; Bedell, 2004, 2009; De Bock et al., 2019; de Kloet et al., 2013; Golos & Bedell, 2016) (Tabla 8), como al comparar con subgrupos (Azimi et al., 2019; Bedell, 2009; De Bock et al., 2019; Golos & Bedell, 2018 Hwang et al., 2013; Mcdougall et al., 2013) (Tabla 9), se consideraron de muy buena calidad. Se incluyó información clara sobre constructos de los instrumentos a comparar, se reportaron para esos instrumentos adecuadas propiedades psicométricas y se utilizaron métodos estadísticos adecuados para probar las hipótesis. Los subgrupos se describieron y analizaron adecuadamente, utilizando métodos estadísticos apropiados.

Tabla 7. Evaluación de riesgo de sesgo respecto a la confiabilidad

| Estudio | ¿Estuvieron los pacientes estables en el período intermedio en el constructo que se iba a medir? | ¿El intervalo de tiempo fue apropiado? | ¿Las condiciones de prueba fueron similares para las mediciones? | Para evaluación continua: ¿Se calculó un coeficiente de clasificación intraclase (CCI)? | ¿Hubo otras fallas importantes en el diseño o los métodos estadísticos del estudio? |
|---|--|---|--|---|---|
| Concordancia inter evaluador | | | | | |
| Ontario, Canadá. Mcdougall et al. (2013) | Muy bien La evidencia proporcionó que los pacientes estaban estables. | Muy bien Intervalo de tiempo apropiado En simultaneo (Inter-evaluador) | Adecuado | Adecuado Se calculó CCI, pero el modelo o fórmula no se describe | Muy bien No hay otros defectos metodológicos importantes |
| Holanda. Elsman et al. (2022) | Muy bien | Muy bien En simultaneo (Inter-evaluador) | Adecuado | Adecuado | Muy bien |
| Confiabilidad test re-test | | | | | |
| Boston, Estados Unidos. Bedell (2004) | Dudoso | Dudoso | Dudoso | Adecuado | Muy bien |
| Holanda. de Kloet et al. (2015) | Inadecuado | Muy bien | Muy bien | Adecuado | Muy bien |
| Alemania. De Bock et al. (2019) | Dudoso | Muy bien | Dudoso | Adecuado | Muy bien |
| Irán. Azimi et al. (2019) | Dudoso | Muy bien | Dudoso | Adecuado | Muy bien |

Tabla 8. Evaluación de riesgo de sesgo respecto a la validez de constructo – comparación con instrumentos diferentes al Gold standard

| Estudio | ¿Está claro qué miden los instrumentos de comparación? | ¿Fueron suficientes las propiedades de medición de los instrumentos comparadores? | ¿Fueron adecuados el diseño y los métodos estadísticos para probar las hipótesis? |
|--|--|---|---|
| Boston, Estados Unidos. Bedell (2004) | Muy bien PEDI, CASE Y CAFI | Muy bien | Muy bien |
| Estados Unidos, Canadá, Australia e Israel. Bedell (2009) | Muy bien CAFI y CASE | Muy bien | Muy bien |
| Holanda. de Kloet et al. (2015) | Muy bien PedsQL POSM, CAPE | Muy bien | Muy bien |
| Estados Unidos. Golos & Bedell (2016) | Muy bien PedsQL y ABASII | Muy bien | Muy bien |
| Alemania. De Bock et al. (2019) | Muy bien KIDHL | Muy bien | Muy bien |
| Irán. Azimi et al. (2019) | Muy bien PedsQL | Muy bien | Muy bien |

Tabla 9. Evaluación de riesgo de sesgo respecto a la validez de constructo – comparación con subgrupos de personas

| Estudio | ¿Se proporcionó una descripción adecuada de las características importantes de los subgrupos? | ¿Fueron adecuados el diseño y los métodos estadísticos para probar las hipótesis? |
|--|---|---|
| Estados Unidos, Canadá, Australia e Israel. Bedell (2009) | Muy bien | Muy bien |
| China. Provincia de Taiwán. Hwang et al. (2013) | Muy bien | Muy bien |
| Ontario, Canadá. Mcdougall et al. (2013) | Muy bien | Muy bien |
| Estados Unidos. Golos & Bedell (2018) | Muy bien | Muy bien |
| Alemania. De Bock et al. (2019) | Muy bien | Muy bien |
| Irán. Azimi et al. (2019) | Muy bien | Muy bien |

Discusión

La presente revisión incluyó estudios realizados en países de Europa, Asia y Norte América, que evaluaron diversas formas de validez: transcultural, aparente, de contenido, estructural, de constructo. Así mismo, se analizó la fiabilidad, consistencia interna, correlación intraclase y fiabilidad test-retest.



En la mayoría de los estudios aplicaron el instrumento a progenitores y en menor proporción a infantes y adolescentes. Este hallazgo coincide con lo encontrado por Renaud et al. (2020) quienes observaron que la mayoría de los instrumentos se aplican a progenitores y cuidadores en lugar de a los propios infantes y adolescentes, lo que resalta la importancia de investigar los predictores de las perspectivas de los infantes.

En cuanto a la validez de contenido, evaluada en uno de los estudios, se encontraron buenos puntajes para características como comprensibilidad, importancia y exhaustividad (De Bock et al., 2019). El diseño de la CASP como instrumento de medición de la participación, se fundamenta en la CIF (World Health Organization, 2001), lo cual le aporta al instrumento un marco de referencia que abarca un lenguaje global y pertinente para todos los aspectos relacionados con el funcionamiento y la salud, incluida la participación social. Este elemento podría explicar los puntajes positivos que según los diferentes estudios ha tenido el instrumento en los ejercicios de validez de contenido, sin embargo, y como lo señala Nahuelhual et al. (2017) en su revisión sistemática sobre la evaluación de 9 escalas de medición de la participación en niños, niñas y adolescentes con y sin discapacidad, aproximadamente la mitad de los estudios no informan sobre la validez de contenido, incluido en el que se analizó la CASP.

Los hallazgos en los análisis de validez estructural fueron variados. Se identificaron cantidades diferentes de factores a través del análisis factorial (entre uno y cinco). Es posible que estas diferencias estén relacionadas con la diversidad del contexto en que se hicieron los estudios analizados. Varios autores han señalado que los resultados sobre la participación y sus factores predictivos varían considerablemente entre diferentes culturas, entornos y perspectivas de los infantes y cuidadores, así como en relación con los distintos modelos de atención sanitaria y sistemas educativos (Osorio Ballesteros, 2016; Rainey et al., 2014; Renaud et al., 2020). En el caso de los estudios revisados, los dominios comúnmente abordados son comunicación, movilidad, autocuidado, así como, interacciones y relaciones interpersonales en el hogar y/o la escuela, siendo el autocuidado la subcategoría más estudiada y las interacciones y relaciones interpersonales las menos abordadas; hallazgos que coinciden con otros estudios (Almasri et al., 2019; Chiarello et al., 2010; Chien et al., 2014a).

Por su parte Resch et al. (2020) en su revisión sistemática (que incluye 4 de los estudios contemplados en esta revisión) encontraron que en la fase temprana del desarrollo de la CASP la validez estructural fue indeterminada.

En esta revisión se obtuvieron valores de Alfa de Cronbach superiores 0,84 para la valoración global de la escala, algunos autores señalan que valores superiores a 0,7 son excelente interrelación entre los ítems que componen al instrumento (consistencia interna) (Mokkink et al., 2018; Salter et al., 2005). Estos hallazgos coinciden con lo reportado en la revisión sistemática de Nahuelhual et al. (2017), con una consistencia interna total excepcionalmente alta (0,96).

En cuanto a la confiabilidad, se obtuvo buena correlación Inter clase (Elsman et al., 2022; Mcdougall et al., 2013) y excelente correlación intraclase en los análisis test-retest De Bock et al. (2019). Estos hallazgos dan cuenta de la proporción de la variación total en las mediciones que se debe a diferencias 'verdaderas' entre sujetos de estudio (Mokkink et al., 2018). Lo anterior, contrasta con lo reportado en la revisión de Nahuelhual et al. (2017) que señala que, en su mayoría, los autores de las escalas no aplican métodos de evaluación inter e intra-evaluador en los procesos de validación. A pesar de esto, reporta el uso del método test-retest, destacando una excelente consistencia (0,94) para la escala CASP. Nahuelhual et al. (2017) y Resh et al. (2020) en su revisión encontraron que en la fase temprana del desarrollo de la CASP la consistencia interna y la confiabilidad test re-test son suficientes, pero que ambas evaluaciones tienen una calidad metodológica dudosa.

De Bock et al. (2019) evaluaron la correlación entre CASP y KINDL en infantes con y sin condiciones crónicas. Los hallazgos mostraron que en infantes sin condición crónica existía una correlación positiva débil entre la participación y la calidad de vida. En contraste, en infantes con enfermedades crónicas, tanto leves como severas, se encontró una correlación positiva moderada. Estos resultados son consistentes con los hallazgos reportados en la revisión de Nahuelhual et al. (2017) que también encontraron una correlación positiva más fuerte entre la participación y la calidad de vida en infantes con condiciones crónicas en comparación con aquellos sin dichas condiciones. Esto sugiere que la relación entre par-

ticipación y calidad de vida es más significativa en infantes con desafíos de salud crónicos, probablemente debido a que la participación puede tener un impacto más notable en su bienestar y calidad de vida.

También se encontró correlación moderada con PedsQL y ABAS-II, en estudios longitudinales, incluso mostrando un patrón de aumento gradual a lo largo del tiempo Golos & Bedell (2018). Por su parte Azimi et al. (2019) encontraron muy buena correlación con CAFI. Estudios concluyen que la CASP es útil para examinar las diferencias en la participación a lo largo del espectro de gravedad de la afección, Por ejemplo, Hwang et al. (2013) separaron la discapacidad mental de la física en su estudio sobre la versión china de la CASP.

La Revisión de Resch et al. (2020) reporta correlaciones positivas con la calidad de vida, así como diferencias en subgrupos con diversos tipos de discapacidad, lo que indica evidencia preliminar de validez de constructo. En la versión holandesa de la CASP la evidencia de esta sobre la validez de constructo es mixta porque se encontraron asociaciones negativas entre restricciones médicas, ambientales y positivas con calidad de vida, pero ninguna asociación con la versión holandesa de la CAPE. De igual manera, se refiere una calidad metodológica adecuada para la validez de constructo para las asociaciones con la CAPE, pero dudosa para las asociaciones con las medidas de otros constructos. Se encontraron correlaciones negativas con restricciones médicas y ambientales, diferencias en las puntuaciones según la discapacidad, pero la calidad metodológica fue inadecuada.

Un aspecto que no fue analizado por los artículos revisados fue la relevancia. En el estudio de Chien et al. (2014b) evaluaron la capacidad (validez y fiabilidad) de los instrumentos diseñados para medir la participación infantil, y cuáles de sus ítems abordan los dominios descritos por la CIF, y destacaron que tanto la CASP como la Medida de Participación y Ambiente en Niños y Jóvenes (PEM-CY) son instrumentos que cubren todos los aspectos relevantes. Este hallazgo resalta la importancia de considerar este factor al seleccionar un instrumento, tanto en entornos clínicos o de investigación.

Contrario a la mayor parte de los hallazgos anteriores, la revisión sistemática realizada por Ziviani et al. (2010) que incluye 2 estudios de Bedell revisados en este estudio, examinó las propiedades psicométricas y la aplicación de instrumentos utilizados para evaluar los resultados de la participación y los factores ambientales de infantes con LCA y presentó fuertes críticas a las medidas en relación con el contenido, la validez, la confiabilidad, la utilidad clínica, la capacidad de respuesta, las fortalezas y debilidades generales, sugiriendo que deben evaluarse más ampliamente.

Aunque los hallazgos confirman la validez de la CASP y sus autores señalan que se fundamenta en la CIF, que define la participación como “implicación en una situación de la vida”, no existe consenso sobre este concepto en la infancia, el desarrollo y el grado de implicación social según la edad. Por ello, se han propuesto otros instrumentos que consideran no solo la implicación en la actividad, sino también la frecuencia y la independencia en el proceso, como la Escala de Evaluación de la Discapacidad Funcional (FUNDES Child), desarrollada en Taiwán (Hwang et al., 2013).

Es importante considerar que, aunque Bedell (2011) propuso una versión para jóvenes, validada por Mcdougall et al. (2013), los hallazgos de esta revisión sobre la concordancia entre el informe de progenitores y jóvenes de la CASP sugieren que “los jóvenes perciben sus niveles de actividad y participación de manera diferente a los de sus padres”. Además, tradicionalmente, la participación de los infantes y adolescentes se evalúa principalmente a través de los progenitores y cuidadores, lo que limita ciertos aspectos subjetivos en la medición del constructo como el grado de implicación y la satisfacción. Se han propuesto otros instrumentos basados en la autoevaluación, como: el Inventario de participación social (SPI), la escala de evaluación de la participación y el disfrute de los niños (CAPE), (Bernard et al., 2024; Imms, 2008) que pueden ayudar a superar la limitación de la medición de los elementos subjetivos del complejo concepto de participación.

También se ha propuesto continuar la validación de la CASP en muestras diversas, así como su capacidad de identificar cambios en el tiempo (Bedell, 2009; Hwang et al., 2013), además de analizar la necesidad de realizar ajustes en torno a la diferenciación entre actividad y participación (Mcdougall et al., 2013).

Conclusiones

Los estudios revisados encontraron buenos puntajes en comprensibilidad, importancia y exhaustividad. La consistencia interna fue excelente en todas las evaluaciones, y se observó una buena correlación intra e interclase, indicando la estabilidad del instrumento. La escala puede incluir entre 2 y 5 factores, según el contexto en el que sea aplicada, y refleja un constructo unidimensional, en el que el nivel de persona en el atributo y la dificultad del ítem determinan que la respuesta sea correcta.

Se identificó correlación positiva entre la CASP y escalas como KIDHL (que mide calidad de vida), y correlación negativa con CAFI y CASE (que miden funcionamiento y barreras), lo que muestra que se alinea con otros instrumentos que miden constructos relacionados. La capacidad de la CASP para discriminar niveles de participación según la severidad de la discapacidad respalda su validez, para medir el constructo de interés.

Aunque la versión principal de la escala se basa en la opinión de progenitores y cuidadores, se recomienda incluir la perspectiva de infantes y adolescentes. También se sugiere validarla en contextos socioculturales, económicos, educativos y laborales específicos y en particular en comunidades de habla hispana y lusófona.

Aplicaciones prácticas: en el sector salud, la CASP puede establecer líneas base sobre los niveles de participación de infantes y adolescentes, fundamentando el diseño de programas para mejorar su participación. También permite monitorear el progreso en programas de rehabilitación y ajustar los tratamientos según los niveles de participación observados. Al combinar la CASP con otros instrumentos (CASE, CAFI, CAPE, entre otros), se puede identificar la participación en actividades como deporte, recreación y disfrute, esenciales para la salud emocional y mental de esta población. En el ámbito educativo, los factores de la CASP pueden utilizarse para diseñar currículos inclusivos y medir la participación en actividades extracurriculares, permitiendo ajustar los programas para aumentar el involucramiento. Capacitar a los profesores en el uso de la CASP ayudaría a identificar barreras y facilitadores de la participación en el entorno educativo.

Los resultados pueden optimizar el uso de la escala y sugerir estudios futuros que adapten la CASP para incluir las perspectivas de infantes y adolescentes. Los análisis longitudinales de participación permitirían evaluar el impacto de diversas intervenciones (educativas, de salud, comunitarias). Es esencial examinar la correlación de la participación con factores como la salud mental y el bienestar, así como adaptar y validar la CASP para medir la participación en entornos cambiantes y digitales.

Referencias

- Almasri, N. A., Palisano, R. J., & Kang, L.-J. (2019). Cultural adaptation and construct validation of the Arabic version of children's assessment of participation and enjoyment and preferences for activities of children measures. *Disability and Rehabilitation*, 41(8), 958-965. <https://doi.org/10.1080/09638288.2017.1416498>
- Azimi, P., Shahzadi, S., Mohammadi, H. R., Shahzadi, A., & Montazeri, A. (2019). Monitoring outcomes in children with acquired brain injury: a Persian validation study of Child and Family Follow-up Survey. *Journal of Neurosurgical Sciences*, 63(3). <https://doi.org/10.23736/S0390-5616.16.03137-4>
- Bedell. (2002a). Measuring Environmental Factors in Children and Youth with Acquired Brain Injuries. (Conference). *American Congress of Rehabilitation Medicine, Philadelphia, USA, 17*, 15. <https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/154596830201600406>
- Bedell. (2002b). Measuring Social Participation in Children and Youth with Acquired Brain Injuries. (Poster). *American Congress of Rehabilitation Medicine, Philadelphia, USA, 17*, 2. <https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/154596830201600406>
- Bedell. (2004). Developing a follow-up survey focused on participation of children and youth with acquired brain injuries after discharge from inpatient rehabilitation. *NeuroRehabilitation*, 19, 191-205. <https://doi.org/10.3233/NRE-2004-19303>
- Bedell. (2009). Further validation of the Child and Adolescent Scale of Participation (CASP). *Developmental Neurorehabilitation*, 12(5), 342-351. <https://doi.org/10.3109/17518420903087277>



- Bedell, G. (2011). *The Child and Adolescent Scale of Participation (CASP) © Administration and Scoring Guidelines THE CHILD AND ADOLESCENT SCALE OF PARTICIPATION (CASP) ©*. https://www.uniklinik-duesseldorf.de/fileadmin/Fuer-Patienten-und-Besucher/Kliniken-Zentren-Institute/Kliniken/Klinik_fuer_Allgemeine_Paediatrie_Neonatologie_und_Kinderkardiologie/Versorgungsforschung/Downloads/CASP_scoring_guideline_englisch.pdf
- Bedell, G. M., & Dumas, H. M. (2004). Social participation of children and youth with acquired brain injuries discharged from inpatient rehabilitation: a follow-up study. *Brain Injury, 18*(1), 65–82. <https://doi.org/10.1080/0269905031000110517>
- Bernard, M., Hoffmann, L., Richter, M., Völlm, C., Seyda, M., Fink, A., & Dawal, B. (2024). A pilot study to develop a participation self-assessment tool for adolescents: The Social Participation Inventory (SPI). *Child: Care, Health and Development, 50*(1), e13164. <https://doi.org/10.1111/cch.13164>
- Catale, C., Kerrouche, B., Toure, H., Laurent-Vannier, A., Brugel, D., Pineau-Chardon, E., Mariller, A., Benkhaled, O., Kieffer, V., Beauchamp, M., & Chevignard, M. (2014). Validation and assessment of the psychometric properties of the French version of the Child and Adolescent Scale of Participation (CASP) in a sample of children with acquired brain injury. *Annals of Physical and Rehabilitation Medicine, 57*, e341–e342. <https://doi.org/10.1016/j.rehab.2014.03.1250>
- Chamberon, M., Catale, C., Kerrouche, B., Touré, H., Laurent-Vannier, A., Brugel, D., Pineau-Chardon, E., Mariller, A., Benkhaled, O., Kieffer, V., Beauchamp, M., & Chevignard, M. (2016). Validation and psychometric properties of the French version of the Child and Adolescent Scale of Participation (CASP) in a sample of children with acquired brain injury. *Annals of Physical and Rehabilitation Medicine, 59*, e62. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.rehab.2016.07.144>
- Chiarello, L. A., Palisano, R. J., Maggs, J. M., Orlin, M. N., Almasri, N., Kang, L.-J., & Chang, H.-J. (2010). Family Priorities for Activity and Participation of Children and Youth With Cerebral Palsy. *Physical Therapy, 90*(9), 1254–1264. <https://doi.org/10.2522/ptj.20090388>
- Chien, C. W., Rodger, S., Copley, J., & McLaren, C. (2014a). Measures of participation outcomes related to hand use for 2- to 12-year-old children with disabilities: a systematic review. *Child: Care, Health and Development, 40*(4), 458–471. <https://doi.org/10.1111/CCH.12037>
- Chien, C. W., Rodger, S., Copley, J., & Skorka, K. (2014b). Comparative content review of children's participation measures using the International Classification of Functioning, Disability and Health-Children and Youth. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation, 95*(1), 141–152. <https://doi.org/10.1016/J.APMR.2013.06.027>
- De Bock, F., Bosle, C., Graef, C., Oepen, J., Philippi, H., & Urschitz, M. S. (2019). Measuring social participation in children with chronic health conditions: validation and reference values of the child and adolescent scale of participation (CASP) in the German context. *BMC Pediatrics, 19*(1), 125. <https://doi.org/10.1186/s12887-019-1495-6>
- de Kloet, A. J., Berger, M. A. M., Bedell, G. M., Catsman-Berrevoets, C. E., van Markus-Doornbosch, F., & Vliet Vlieland, T. P. M. (2015). Psychometric evaluation of the Dutch language version of the Child and Family Follow-up Survey. *Developmental Neurorehabilitation, 18*(6), 357–364. <https://doi.org/10.3109/17518423.2013.850749>
- Dittrich Schmitt, B., Sacramento, A. C., Terezinha Zuchetto, Á., & Oliveira Farias, G. (2022). Socialização de crianças com deficiência em um programa de atividade motora adaptada. *Retos, 47*, 531–538. <https://doi.org/10.47197/retos.v47.94213>
- Elsman, E. B. M., Koel, M. L. C., van Nispen, R. M. A., & van Rens, G. H. M. B. (2022). Interrater reliability and agreement between children with visual impairment and their parents on participation and quality of life. *Acta Ophthalmologica, 100*(4), 468–476. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/aos.14999>
- Gobierno de Colombia. (2018). *Política Nacional de Infancia y adolescencia*. https://www.icbf.gov.co/sites/default/files/politica_nacional_de_infancia_y_adolescencia_2018_-_2030.pdf
- Golos, A., & Bedell, G. (2016). Psychometric properties of the Child and Adolescent Scale of Participation (CASP) across a 3-year period for children and youth with traumatic brain injury. *NeuroRehabilitation, 38*, 311–319. <https://doi.org/10.3233/NRE-161322>
- Golos, A., & Bedell, G. (2018). Responsiveness and discriminant validity of the Child and Adolescent Scale of Participation across three years for children and youth with traumatic brain injury. *Developmental Neurorehabilitation, 21*(7), 431–438. <https://doi.org/10.1080/17518423.2017.1342711>

- Hwang, A.-W., Liou, T.-H., Bedell, G. M., Kang, L.-J., Chen, W.-C., Yen, C.-F., Chang, K.-H., Liao, H.-F., & System, C. T. F. of D. E. (2013). Psychometric properties of the Child and Adolescent Scale of Participation – Traditional Chinese version. *International Journal of Rehabilitation Research*, 36(3). https://journals.lww.com/intjrehabilres/fulltext/2013/09000/psychometric_properties_of_the_child_and.4.aspx
- Imms, C. (2008). Review of the Children's Assessment of Participation and Enjoyment and the Preferences for Activity of Children. *Physical & Occupational Therapy In Pediatrics*, 28(4), 389–404. <https://doi.org/10.1080/01942630802307135>
- Instituto Colombiano de Bienestar Familiar. (2018). *Abc de la participación de las niñas, niños y adolescentes*. https://www.icbf.gov.co/system/files/abc_de_participacion_0.pdf
- Khetani, M. A., & Coster, W. J. (2018). Social participation. In *Willard and Spackmans Occupational Therapy, 13th Edition* (pp. 847–864). <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-85059181198&partnerID=40&md5=5f6ed902b31d7187a5612d6b3cb6a65b>
- Kim, A.-R., Kim, J.-R., & Park, J.-H. (2019). A Study on Validity and Reliability of the Korean Version the Child and Adolescent Scale of Participation(CASP). *Journal of Korean Society of Occupational Therapy*, 27(3), 79–90. <https://doi.org/10.14519/kjot.2019.27.3.06>
- McDougall, J., Bedell, G., & Wright, V. (2013). The youth report version of the Child and Adolescent Scale of Participation (CASP): assessment of psychometric properties and comparison with parent report. *Child: Care, Health and Development*, 39(4), 512–522. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/cch.12050>
- Mokkink Cecilia AC Prinsen Donald L Patrick Jordi Alonso Lex M Bouter Henrica CW de Vet Caroline B Terwee Contact LB Mokkink, L. B. (2018). *COSMIN manual for systematic reviews of PROMs COSMIN methodology for systematic reviews of Patient-Reported Outcome Measures (PROMs) user manual*. <https://cosmin.nl/wp-content/uploads/COSMIN-syst-review-for-PROMs-manual version-1 feb-2018.pdf>
- Muñoz Hinrichsen, F. I., Martínez Aros, A. F., & Herrera Miranda, F. (2021). Traducción y adaptación transcultural del cuestionario para niños “Barriers and facilitators of sports in children with physical disabilities (BaFSCH)” para su uso al español en Chile (Transcultural translation and adaptation of the questionnaire for chi. *Retos*, 44, 695–701. <https://doi.org/10.47197/retos.v44i0.91377>
- Nahuelhual, P., Giaconi, C., & Machuca, M. A. (2017). Medición de la participación en niños y adolescentes con y sin discapacidad: una revisión sistemática. *Revista Chilena de Pediatría*, 88(6), 812–819. <https://doi.org/10.4067/S0370-41062017000600812>
- Osorio Ballesteros, A. (2016). La ampliación de la participación infantil en México: Una aproximación sociológica a sus razones, obstáculos y condiciones. *Sociológica (México)*, 31 (87), 111-142. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0187-01732016000100004&lng=es&tlng=es.
- Rainey, L., van Nispen, R., van der Zee, C., & van Rens, G. (2014). Measurement properties of questionnaires assessing participation in children and adolescents with a disability: a systematic review. *Quality of Life Research*, 23(10), 2793–2808. <https://doi.org/10.1007/s11136-014-0743-3>
- Renaud, M. I., Lambregts, S. A. M., van de Port, I. G. L., Catsman-Berrevoets, C. E., & van Heugten, C. M. (2020). Predictors of activities and participation six months after mild traumatic brain injury in children and adolescents. *European Journal of Paediatric Neurology*, 25, 145–156. <https://doi.org/10.1016/j.ejpn.2019.11.008>
- Resch, C., Van Kruijsbergen, M., Ketelaar, M., Hurks, P., Adair, B., Imms, C., De Kloet, A., Piskur, B., & Van Heugten, C. (2020). Assessing participation of children with acquired brain injury and cerebral palsy: a systematic review of measurement properties. *Developmental Medicine & Child Neurology*, 62(4), 434–444. <https://doi.org/10.1111/dmcn.14465>
- Rosenfeld, L., Kramer, J. M., Levin, M., Barrett, K., & Acevedo-Garcia, D. (2018). Scoping Review: Social Determinants of Young Children's Participation in the United States. *OTJR: Occupational Therapy Journal of Research*, 38(4), 225–234. <https://doi.org/10.1177/1539449218784727>
- Salter, K., Jutai, J., Teasell, R., Foley, N., Bitensky, J., & Bayley, M. (2005). Issues for selection of outcome measures in stroke rehabilitation: ICF activity. *Disability and Rehabilitation*, 27(6), 315–340. <https://doi.org/10.1080/09638280400008545>
- United Nations Children's Fund. [UNICEF]. (9 September 2019). *Adolescent participation and civic engagement*. <https://www.unicef.org/adolescence/participation>



Utepova, A., Aubakirova, S., & Kadyraliyeva, A. (2024). Improving youth well-being and social integration: the role of leisure in organized public spaces in Kazakhstan. *Retos*, 59, 335–348. <https://doi.org/10.47197/retos.v59.107259>

World Health Organization. (2001). *Clasificación internacional del funcionamiento de la discapacidad y de la salud : CIF : versión abreviada*. <https://iris.who.int/handle/10665/4336>

Ziviani, J., Desha, L., Feeney, R., & Boyd, R. (2010). Measures of Participation Outcomes and Environmental Considerations for Children With Acquired Brain Injury: A Systematic Review. *Brain Impairment*, 11(2), 93–112. <https://doi.org/10.1375/brim.11.2.93>

Datos de los/as autores/as y traductor/a:

Elizabeth Roldán González
Andry Yasmid Mera-Mamian
Ana Marcela Bolaños Roldán
Lina Giccela Suárez Muñoz
Paola Andrea García Marín

elizabeth.rolدان@fumc.edu.co
mera.andry@ces.edu.co
ana.marcela.bolaños@correounivalle.edu.co
linagiccelasuarezmunoz@fumc.edu.co
coordinacionidiomas@fumc.edu.co

Autora
Autora
Autora
Autora
Traductora