

# Adaptación de la escala de sentido de capacidad para estudiantes peruanos

## The Sense of Capability Scale Adaptation in Peruvian Students

Dora Herrera<sup>a,\*</sup>, Anne-Marie Costalat-Founeau<sup>b</sup>, Cecilia Chau<sup>a</sup>, Nadia Mendoza<sup>a</sup>,  
Milagros Arakaki<sup>a</sup>, Yasmin Cerna<sup>a</sup>, Benjamin Lira<sup>c</sup>, Nicolas Drouin<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú

<sup>b</sup> Universidad Paul Valéry de Montpellier III, Francia

<sup>c</sup> Universidad de Pensilvania, Filadelfia, Estados Unidos

Recibido: 26 de julio de 2023

Aceptado: 13 de noviembre de 2023

### Resumen

**Antecedentes:** la escala de sentido de capacidad, originalmente validada en universitarios franceses (Drouin & Costalat-Founeau, 2020), mide la representación subjetiva de las personas sobre sus capacidades y percepciones respecto a lo que otros piensan de ellas. El objetivo de este estudio es adaptar la escala para universitarios de Lima, Perú y analizar sus propiedades psicométricas. **Método:** 516 estudiantes de una universidad privada completaron el cuestionario. Se empleó análisis factorial y correlaciones para precisar evidencias de validez. Se utilizó el alfa de Cronbach y omega de McDonald para evaluar la fiabilidad. **Resultados:** contrariamente a la estructura original de 2 factores, nuestros resultados sugirieron una solución de factor único que explicó el 52% de la varianza; los ítems tenían cargas elevadas. Se confirmó el modelo mediante un ajuste óptimo ( $\chi^2 = 362.84$ ;  $df = 35$ ;  $p < .001$ ; CFI = .99; TLI = .98; SRMR = .06; RMSEA = .10). Se encontró una correlación positiva moderada con afecto positivo y florecimiento, así como una correlación negativa moderada con afecto negativo. No hubo diferencias significativas por sexo, nivel o tipo de carrera. **Conclusiones:** la nueva versión de la escala muestra evidencias de validez y confiabilidad adecuada ( $\alpha = .88$ ) en estudiantes de una universidad privada de Lima, Perú.

**Palabras clave:** sentido de capacidad, propiedades psicométricas, evidencia de validez, confiabilidad, adaptación.

### Abstract

**Background:** The sense of capability scale, originally validated in French university students (Drouin & Costalat-Founeau, 2020), measures people's subjective representation of their own capacities and their perceptions of what others think about them. The aim of this study is to adapt the scale for university students in Lima, Peru and to analyze its psychometric properties. **Method:** 516 students from a private university completed the questionnaire. Factor analysis and correlations were used to determine evidence of validity. Cronbach's alpha and McDonald's omega were used to evaluate reliability. **Results:** Contrary to the original 2-factor structure, our results suggested a single-factor solution that explained 52% of the variance; the items had high loadings. The model was confirmed by a best fit ( $\chi^2 = 362.84$ ;  $df = 35$ ;  $p < .001$ ; CFI = .99; TLI = .98; SRMR = .06; RMSEA = .10). A moderate positive correlation was found with positive affect and flourishing, as well as a moderate negative correlation with negative affect. There were no significant differences by sex, level, and career type. **Conclusion:** The new version of the scale shows evidence of adequate validity and reliability ( $\alpha = .88$ ) in students of a private university in Lima, Peru.

**Keywords:** sense of capability, psychometric properties, validity evidence, reliability, adaptation.

Para citar este artículo:

Herrera, D., Costalat-Founeau, A-M., Chau, C., Mendoza, N., Arakaki, M., Cerna, Y., Lira, B., & Drouin, N. (2023). Adaptación de la escala de sentido de capacidad para estudiantes peruanos. *Liberabit*, 29(2), e714. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2023.v29n2.714>

Este es un artículo Open Access publicado bajo la licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional. (CC-BY 4.0) © Los autores



## Introducción

El modelo de capacidad de Costalat-Founeau (2008) surge en el contexto de la teoría social cognitiva de la orientación escolar y profesional (Lent & Brown, 2019). La teoría de Lent y Brown (2019) es una aplicación de la teoría social cognitiva de Bandura (2003) al campo de la orientación y desarrollo de carrera, específicamente, en relación con la proyección profesional futura. Sostiene que el sujeto es actor de su orientación académica y profesional, reconociendo también la presencia de influencias personales y ambientales que pueden fortalecer o debilitar su poder de acción. El modelo de Faurie y Costalat-Founeau (2016) la complementa y dinamiza mediante la noción de sentido de capacidad.

Según este modelo, la acción definida como un proyecto a largo plazo es una secuencia de experiencias que integra la intención, la movilización emocional y la energía para realizarla (Costalat-Founeau, 2021). Conecta el conocimiento y las competencias, las representaciones y las aspiraciones, los sentimientos y las valorizaciones. La acción ejerce una forma de regulación normativa: permite compararse, evaluarse con respecto a los otros y a la sociedad, y a sentirse reconocido como miembro de un grupo. También ejerce una forma de regulación afectiva-cognitiva: puede producir un autoreconocimiento y sostener la necesidad de autorrealización personal (Faurie & Costalat-Founeau, 2016).

Las regulaciones mencionadas previamente activan dos formas de capacidades: la subjetiva y la normativa, que interactúan en un proceso dinámico del cual surge un sentido de capacidad (Faurie & Costalat-Founeau, 2016). La capacidad subjetiva se refiere al «me siento capaz de» y otorga al sujeto una capacidad de actuar, manejando las implicancias, los objetivos y los medios para alcanzar sus metas (Costalat-Founeau, 2021; Costalat-Founeau & Gosset, 2018). Por otro lado, la capacidad normativa se relaciona con formas de validación y reconocimiento en el entorno social, siempre desde la perspectiva del

propio sujeto («los otros piensan que soy capaz») (Costalat-Founeau, 2021; Costalat-Founeau & Gosset, 2018).

El individuo vive en una matriz social, pero este entorno no es estático: el sujeto participa en su construcción e interactúa a partir de sus intenciones, pero sobre todo de sus capacidades, con la inquietud permanente de concretarlas, lo que genera satisfacción y una autoestima positiva (Costalat-Founeau, 2021). El modelo capacitario brinda a la acción y a sus efectos un poder de influencia en la dinámica identitaria. La acción se formula como un proyecto experiencial, que permite concretar las capacidades, evaluar los recursos personales y se constituye como una forma de «regulación de la identidad» (Costalat-Founeau, 2021; Costalat-Founeau & Fourès, 2020; Drouin & Chau, 2021).

Costalat-Founeau (2021) señala que la acción y sus «efectos capacitarios» permiten que emerjan dos tipos de fases identitarias. La primera es la fase de «agudeza representacional» que refleja una situación de coherencia interna, una consonancia entre la capacidad subjetiva (me siento capaz) en forma de autovalidación y la normativa (validación de los otros), generando bienestar. En esta fase, el sujeto tiene un mejor dominio de sus capacidades, de los medios con los que cuenta y puede elaborar estrategias para alcanzar sus objetivos (Huang & Sovet, 2021; Huang et al., 2020; Mary & Costalat-Founeau, 2017). Se observa, entonces, un sentimiento de capacidad alto y emociones placenteras que permiten que el sujeto se proyecte hacia la acción (Costalat-Founeau, 2015). Adicionalmente, se favorecen los procesos creativos (García de La Barga, 2015). Si la capacidad subjetiva y la normativa son coherentes, el sistema capacitario está equilibrado y produce bienestar (Costalat-Founeau & Gosset, 2018). Este es un estado que favorece el compromiso con la acción y los proyectos, puesto que el sujeto que recibe una validación social positiva es proyectado hacia un compromiso socioafectivo con la acción; la cual construye sentido y, por ende, identidad.

La segunda fase es de «difusión representacional» y corresponde a una disonancia entre la capacidad subjetiva y la normativa. En esta fase el sujeto se deja llevar por sus emociones y se siente ineficaz, pudiendo llegar a la alexitimia, conducta que condiciona el retraimiento, la falta de motivación, una autoestima negativa y la reducción del sentimiento de capacidad (Drouin & Costalat-Founeau, 2020). Esto implica que los medios de los que dispone son más confusos y las emociones más negativas (distimia).

Se observa entonces que, para validar sus capacidades, el individuo busca campos experienciales donde ponerlas en práctica, encontrando puntos de comparación, diferenciación, identificación y evaluación (Codol, 1990). Es justamente en este momento en que el sistema capacitario e identitario se activa (Drouin & Costalat-Founeau, 2020). En este modelo, el sistema capacitario no puede ocultar la dimensión intencional del actor y de sus aspiraciones existenciales (Bernaud, 2018).

Considerando los argumentos teóricos relacionados con el constructo de sentido de capacidad, se han realizado estudios para verificar la dimensión identitaria propuesta por Costalat-Founeau y Mary (2014). Una de las investigaciones desarrolladas fue cualitativa; se llevó a cabo en Francia y contó con la participación de estudiantes de Psicología. Ellos, basándose en sus experiencias personales y percepciones subjetivas, incorporaron sus representaciones sociales de la etapa universitaria y profesional en su análisis. El estudio concluyó que el sentido de capacidad está intrínsecamente relacionado con el compromiso de emprender proyectos, tales como la vida universitaria o profesional, y que esta concepción subjetiva puede adaptarse a lo largo de la vida. Los hallazgos respaldaron la propuesta de Drouin et al., 2020. Adicionalmente, otro estudio registró información de estudiantes chinos que residían en Francia. Los datos analizados revelaron que ellos se consideraban personas responsables en diversos aspectos de sus vidas. Para fortalecer su sentido de capacidad, realizaron diversas acciones orientadas a su futura

inserción laboral en su país de origen; por ello, desarrollaron estrategias relacionadas con sus habilidades técnicas y diseñaron proyectos laborales coherentes con su identidad. Estos hallazgos brindan una comprensión más profunda de cómo los estudiantes chinos en el extranjero gestionan su sentido de capacidad (Huang et al., 2020).

Adicionalmente, un estudio exploratorio llevado a cabo en Francia examinó el discurso argumentativo de once mujeres cuyas edades oscilaron entre 30 y 60 años. Las participantes optaron por profesiones tradicionalmente asociadas a hombres. La elección realizada por las mujeres reveló la activación de estrategias de identidad y dinámicas de capacidad en el proceso de elección de carreras atípicas (Faurie & Costalat-Founeau, 2016). Resulta relevante mencionar que este proceso desencadenó tanto la difusión, caracterizada por una disonancia entre la percepción subjetiva de la capacidad y las normas sociales, como la agudeza representacional, que se caracteriza por la concordancia entre la percepción subjetiva de la capacidad y las normas. Las mujeres que experimentan la difusión manifiestan inseguridad acerca de sus habilidades y su idoneidad para su proyecto de vida, mostrando dudas sobre qué posición adoptar y qué acciones emprender. Por otro lado, aquellas que presentan agudeza representacional se describen a sí mismas como altamente capaces de enfrentar la adversidad y desafiar las normas predominantes. Estos hallazgos reafirman los resultados de estudios previos que ha reportado Costalat-Founeau y Mary (2014). Se confirma así que, al interior de las dinámicas de identidad, el sistema de capacidad permite a la persona conferir congruencia o incongruencia a distintas situaciones. En esta línea, tanto la agudeza como la difusión representacional dependen del sentido de capacidad de la persona en cada esfera de su vida.

Por último, existen también reportes de investigación en espacios virtuales en Francia; por ejemplo, un estudio de caso realizado con un miembro de una comunidad virtual creada por una asociación

orientada a desarrollar y promover una alternativa pedagógica escolar. A través de la investigación, se demostró la importancia de estos grupos para la formación de la identidad y el sentido de capacidad del individuo (Moisseron-Baudé et al., 2019). Se halló que el intercambio dinámico de conocimientos y emociones promueve la «inteligencia colectiva», entendida como la capacidad de comunidades para crear conocimiento y promover las diversas capacidades del individuo; es decir, se favorece un espacio para las capacidades intrínsecas de la persona (p. ej., ser curioso), así como se promueve nuevas capacidades (p. ej., ser riguroso).

Dada la importancia del autoreconocimiento de las propias competencias individuales (dimensión subjetiva) y autoevaluación a partir de la mirada de los demás (dimensión normativa), se configuró el constructor de sentido de capacidad que, claramente, predice el bienestar. Para evaluar empíricamente este constructo, se construyó un instrumento para medirlo con precisión. Para organizar la información inicial, a favor de la medición, se realizaron entrevistas semidirigidas y exploratorias a estudiantes, empleados y ejecutivos, identificándose las capacidades fundamentales. Se propusieron 36 ítems que representan 18 capacidades que se expresan en diadas y se agrupan en dos dimensiones: normativa (18 ítems) y subjetiva (18 ítems). El análisis de componentes principales agrupó los ítems en cinco categorías de capacidades: sociales, de organización y adaptabilidad, estabilidad emocional, evaluación/cognición, y liderazgo. Esta versión se aplicó a 316 estudiantes inscritos en cursos de posgrado en Francia (Drouin & Costalat-Founeau, 2020). Al evaluar las evidencias de validez basadas en la estructura interna, se modificó el número de ítems inicial (36 ítems) y se incluyó únicamente 16 ítems agrupados en 2 tipos de capacidades: normativa (8 ítems) y subjetiva (8 ítems). Se consideró también una dimensión global que incluye la totalidad de los ítems. La consistencia interna (alfa de Cronbach) fue de .86, .85 y .91, respectivamente.

En relación con las evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables, se constató que

hubo correlación entre la escala de sentido de capacidad con las pruebas de emociones diferenciales (EED) (Izard, 1993; Ricard-St-Aubin et al., 2010). La correlación con las emociones positivas de alegría e interés fue de .32 y .29, respectivamente. Siete emociones negativas se relacionaron en el sentido esperado: culpa ( $r = -.31$ ), timidez ( $r = -.54$ ), hostilidad ( $r = -.36$ ), vergüenza ( $r = -.42$ ), tristeza ( $r = -.38$ ), miedo ( $r = -.37$ ) y disgusto ( $r = -.14$ ). Al analizar la correlación entre la escala de sentido de capacidad con el cuestionario de sentido de coherencia (OLQ13) (Antonovsky, 1993) en su validación francesa (Gana & Garnier, 2001), los resultados muestran una correlación positiva y significativa ( $r = .39^{**}$ ). Finalmente, al analizar las evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables, es decir, aquellas representadas por la escala de sentido de capacidad y bienestar psicológico (EMMBEP) (Massé et al. 1998), la correlación es positiva y significativa también ( $r = .45^{**}$ ).

Dada la relevancia teórica y empírica del constructo mencionado, resulta indispensable contar con un instrumento de aplicación breve, efectivo, válido y confiable para el contexto latinoamericano. Especialmente, en centros educativos en los cuales se busca fortalecer ciertas competencias generales (aprendizaje autónomo, comunicación efectiva, trabajo en equipo) que podrían encontrarse asociadas a un elevado sentido de capacidad.

Por todo ello, se ha planteado la siguiente pregunta: ¿Es posible medir el sentido de capacidad en estudiantes universitarios de Lima, Perú? ¿Existe un instrumento psicológico que represente evidencias de validez y confiabilidad en Perú? Luego de formular las preguntas de investigación se propuso el siguiente objetivo de investigación: adaptar y analizar las propiedades psicométricas de la escala de sentido de capacidad en estudiantes de una universidad privada de Lima, Perú. Se buscó explorar de manera específica las evidencias de validez, confiabilidad y adaptación de la prueba. Debido a que el cuestionario fue originalmente validado en un contexto europeo-

francés (Francia), se propuso indagar si la escala al ser traducida al español mantenía su estructura bidimensional.

## Método

### Diseño de investigación

Para medir el constructo de sentido de capacidad y evaluar la calidad de la escala utilizada para este propósito, se realizó una investigación psicométrica de diseño cuantitativo, no-experimental. Todos los datos fueron recogidos en un punto en el tiempo, en un diseño transeccional (Hernández-Sampieri & Mendoza, 2018).

### Participantes

La muestra fue no probabilística intencional y estuvo constituida por 516 estudiantes de una universidad privada de Lima, Perú. Los participantes fueron 278 mujeres, 221 hombres y 17 reportaron ser no binarios o prefirieron no especificar. Debido a la diversidad de carreras, se agruparon a los estudiantes en tres grupos: Arquitectura, Ciencias e Ingeniería ( $n = 195$ ), Letras, Ciencias Sociales, Comunicaciones y Humanidades ( $n = 284$ ) y Arte, Diseño y Artes escénicas ( $n = 37$ ). La edad promedio de los estudiantes fue de 20.96, y la desviación estándar de 2.81. De acuerdo con la información registrada, el 30% ( $n = 154$ ) se encontraba en los dos primeros años de estudio, el 42% ( $n = 215$ ) a mitad de carrera, y el 29% ( $n = 147$ ) en los últimos tres semestres de formación.

### Instrumentos

**Sentido de capacidad (Drouin & Costalat-Founeau, 2020).** A diferencia del original que poseía 36 ítems, este cuestionario de autorreporte consta de 16 ítems que son calificados mediante una escala tipo Likert de 6 puntos, donde 1 es *totalmente en desacuerdo* y 6 es *totalmente de acuerdo*. Los ítems están agrupados en diadas que representan las dos dimensiones del constructo de sentido de

capacidad (subjetivo y normativo). Un ejemplo de los ítems diádicos es el siguiente:

*Me siento capaz de manejar el estrés en mis actividades académicas y/o laborales (dimensión subjetiva). Los otros piensan que soy capaz de manejar el estrés (dimensión normativa).*

Las evidencias de validez y confiabilidad de este instrumento se detallan en la sección de resultados. Adicionalmente, los participantes respondieron dos cuestionarios: Escala de florecimiento (Diener et al., 2010) y Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS, por sus siglas en inglés, Watson et al., 1988), que fueron aplicados con el propósito de evaluar las evidencias de validez provenientes de las relaciones con otras variables.

**Escala de florecimiento (Diener et al., 2010).** Evalúa la prosperidad sociopsicológica, integrando varias perspectivas sobre el bienestar: humanista, capital social y psicológico, sentido y propósito, así como soporte social recibido y brindado a otros (Diener et al., 2010). Asimismo, complementa las medidas sobre el bienestar subjetivo y registra la presencia de relaciones interpersonales positivas, autoestima, propósito y optimismo. Originalmente, se aplicó la escala a una muestra de 689 estudiantes universitarios. El cuestionario posee ocho ítems con siete opciones de respuesta a través de una escala tipo Likert, donde 1 es *totalmente en desacuerdo* y 7 es *totalmente de acuerdo*. Un ejemplo de ítem es *Llevo una vida con propósito y significado*. En el Perú, se realizó la validación de las escalas de bienestar, florecimiento y afectividad en universitarios concluyendo que poseían características psicométricas óptimas (Cassaretto & Martínez, 2017).

En la muestra actual, la escala de florecimiento contó con evidencias de validez satisfactorias, basadas en la estructura interna de la prueba (CFI = .99; TLI = .99; RMSEA = .08; SRMR = .04). Asimismo, las evidencias de confiabilidad fueron adecuadas ( $\alpha = .90$ ;  $\omega = .92$ ).

**Escala de afecto positivo y negativo (PANAS, por sus siglas en inglés, Watson et al., 1988).** La escala original posee 20 ítems, que se distribuyen entre afecto positivo y negativo (diez en cada uno). Se han hallado propiedades psicométricas adecuadas para la prueba aplicada en diferentes poblaciones, incluidos niños y adolescentes (Sandín, 2003); también en diferentes culturas (Sandín et al., 1999), para lo cual ha sido traducida a diversos idiomas. Existe una versión en español llamada SPANAS, la cual ha sido validada en Perú por Grimaldo (2003) en una muestra de estudiantes de cuarto y quinto de secundaria ( $N = 589$ ). Asimismo, Matos y Lens (2009) validaron la prueba en una muestra de 580 universitarios peruanos, encontrando coincidencias con el estudio de Grimaldo (2003). Gargurevich y Matos (2012) confirmaron la presencia de las escalas de afecto positivo y negativo, ratificando las evidencias de validez basada en las relaciones con otras variables de la prueba traducida al español (SPANAS). La consistencia interna de las escalas fue también reportada mediante el alfa de Cronbach que alcanzó los valores de .89 para afecto positivo y .90 para afecto negativo.

Considerando que el SPANAS presenta 20 adjetivos que evalúan el afecto positivo (10) y el afecto negativo (10), un ejemplo de adjetivo que mide el afecto positivo es *entusiasmado*, en tanto que otro adjetivo que mide el afecto negativo es *culpable*. Este instrumento se puede aplicar de modo individual o grupal. La escala recoge información acerca de la frecuencia de experimentar los adjetivos mostrados en un periodo específico de tiempo. En ese sentido, la frecuencia puede establecerse en días, semanas, meses o el último año; de igual manera, se puede realizar la pregunta respecto a su estado actual al responder el cuestionario. También se puede registrar el afecto de manera general (Watson et al., 1988).

En la muestra actual, la escala de afecto positivo y negativo contó con evidencias de validez satisfactorias, basadas en la estructura interna de la prueba (CFI = .98; TLI = .97; RMSEA = .10; SRMR = .08). Asimismo, las evidencias de confiabilidad

fueron adecuadas ( $\alpha = .90$  y  $.89$ ;  $\omega = .92$  y  $.92$ ; para afecto positivo y negativo, respectivamente).

## Procedimiento

Como el instrumento original se encontraba en idioma francés, se realizó un proceso de traducción y retrotraducción. Una psicóloga con dominio experto del francés realizó una traducción al español de la escala de sentido de capacidad. Luego de revisar los ítems en conjunto con el equipo de investigación, para asegurar que la contextualización sea pertinente, se procedió a invitar a otro profesional nativo en el idioma francés para que realizara la traducción de vuelta al castellano, no encontrándose ninguna discrepancia.

Con los ítems traducidos y revisados, se procedió a aplicar dos entrevistas cognitivas (semiestructuradas). Se invitó a participar en ellas a estudiantes de la misma universidad privada en la que se realizó la investigación. En la entrevista semiestructurada se presentaba el propósito del estudio, y luego se leía cada ítem para preguntar acerca de su comprensión, y si había alguna consulta sobre el sentido, el contenido o el fraseo. Luego de ello se llevó a cabo un ligero ajuste en la redacción de los ítems.

Se contó con el apoyo de una oficina de la universidad para realizar una selección aleatoria de participantes, y se invitó reiteradamente a los estudiantes vía correo electrónico durante un periodo de dos meses. Sin embargo, debido a que no se obtuvo la respuesta esperada, se optó por un muestreo por conveniencia, respondiendo de forma completa 516 estudiantes. Los estudiantes respondieron a los cuestionarios (en horario de clase o en casa) en formato digital.

Cabe señalar que, para reportar evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables, se seleccionaron cuestionarios equivalentes a los propuestos por los investigadores franceses. Ante esta diferencia, se creyó conveniente retirar del proceso de validez basado en las relaciones con otras variables del constructo de sentido de coherencia.

## Plan de análisis

Para evaluar las propiedades psicométricas de la prueba de sentido de capacidad se tomaron en consideración los 36 ítems de la prueba original francesa. Ello se realizó al considerar que las evidencias de validez toman en cuenta la población objetivo y el propósito de la medición y, por tanto, un instrumento validado en un contexto puede presentar limitaciones en otro grupo poblacional o muestra (Messick, 1989). Era claro para los investigadores que las características de la muestra de estudiantes franceses en los que se validó la prueba original eran disímiles a la muestra de estudiantes peruanos. En Francia, los participantes trabajaban y estudiaban; mientras que, en Perú, mayoritariamente, solo estudiaban.

Se aplicó un análisis factorial exploratorio (Alavi, et al., 2020) y confirmatorio a fin de determinar la presencia de los factores inicialmente propuestos. Los análisis factoriales exploratorios usaron el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS, por sus siglas en inglés). Los análisis factoriales confirmatorios fueron calculados usando el estimador de mínimos cuadrados diagonalmente ponderados con medias y varianzas robustas (DWLS-MV, por sus siglas en inglés, Brown, 2015). Debido a la variación en puntos de corte, y la arbitrariedad en los mismos, los reportamos sin juicios de valor acerca del ajuste del modelo (Lai & Green, 2016). Se precisaron las evidencias de validez provenientes de las relaciones con otras variables mediante correlaciones siguiendo la secuencia de pasos de la propuesta francesa de validación. Se analizó la consistencia interna de los instrumentos utilizados mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald.

## Resultados

Con el propósito de evaluar las propiedades psicométricas y adaptación de la prueba sentido de capacidad en el Perú, se consideró conveniente realizar un análisis factorial exploratorio considerando la prueba original francesa de 36 ítems (18 de la

dimensión subjetiva y 18 de la dimensión normativa) (Grollman, 2010). Antes de realizar el análisis factorial, se observó las correlaciones entre los ítems de la prueba. Los resultados mostraron correlaciones entre los ítems de magnitud mediana y alta, mayoritariamente; pero, al aplicar el análisis factorial exploratorio los factores no fueron claramente discernibles.

Ante esta evidencia se realizó un análisis paralelo para determinar el número óptimo de factores y ello se hizo en base a correlaciones policóricas y también en base a correlaciones de Pearson. El análisis paralelo sugirió cinco factores o cuatro componentes. Al usar correlaciones policóricas se sugieren seis factores o cuatro componentes. Tomando en cuenta estas sugerencias técnicas y para conservar el modelo teórico, se realizó un análisis factorial confirmatorio considerando los cinco factores propuestos por los autores originales (sociales, de organización y adaptabilidad, estabilidad emocional, evaluación/cognición, y liderazgo). Los índices de ajuste fueron favorables ( $\chi^2 = 362.84$ ;  $df = 35$ ;  $p < .001$ ; CFI = .99; TLI = .98; SRMR = .06; RMSEA = .10). Sin embargo, esta solución factorial no es admisible debido a la presencia de varianzas negativas y correlaciones entre factores superiores a 1 (ver Tabla 1).

Ante esta evidencia se decidió realizar un análisis con un modelo de dos factores que agrupen los ítems en las dos dimensiones de capacidad propuestas teóricamente; es decir, capacidad subjetiva y normativa. Los indicadores de ajuste del modelo son los siguientes:

$\chi^2 = 1880.03$ ;  $df = 593$ ;  $p < .001$ ; CFI = .96; TLI = .96; SRMR = .10; RMSEA = .12 y las cargas factoriales oscilan entre .50 y .78

Al correlacionar los dos factores, los valores obtenidos son muy altos (ver Tabla 2). Ello podría orientar a una solución más favorable agrupando dichos factores en uno solo. No obstante, se mantuvo la solución de dos factores considerando razones teóricas.

**Tabla 1**  
*Correlaciones entre factores de la prueba de sentido de capacidad*

	1	2	3	4	5
1. C. sociales	-	.98***	1.00***	1.00***	.97***
2. C. organización y adaptabilidad	.98***	-	1.02***	1.04***	1.05***
3. C. estabilidad emocional	1.00***	1.02***	-	1.05***	1.00***
4. C. liderazgo	1.00***	1.04***	1.05***	-	.99***
5. C. evaluación/cognición	.97***	1.05***	1.00***	.99***	-

Nota: \*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$

**Tabla 2**  
*Correlaciones entre dos factores de la prueba de sentido de capacidad*

	1	2
1. Normativa	-	.83
2. Subjetiva	.83	-

A pesar de que las correlaciones entre factores fueron muy altas, no hay problemas estadísticos de multicolinealidad, estadísticos inadmisibles o varianzas negativas. Ante ello, se procedió a precisar el índice de consistencia interna (coeficiente alfa de Cronbach) y se obtuvieron los siguientes valores: factor subjetivo ( $\alpha = .91$ ; correlaciones ítem-total corregidas en el rango de .39 - .72) y factor normativo ( $\alpha = .92$ ; correlaciones ítem-total corregidas en el rango de .53 - .68).

Al analizar el contenido de los ítems agrupados en dos factores se observó que los factores extraídos no eran equivalentes a los propuestos por la prueba original francesa (ver Tabla 3). Solo diez ítems poseían cargas factoriales que los agrupaban como diadas en la dimensión subjetiva y normativa.

Teniendo en cuenta los diez ítems identificados con adecuadas cargas factoriales y representando con cinco ítems cada una de las dimensiones (subjetiva

y normativa), se aplicó un análisis factorial confirmatorio, cuyos indicadores de ajuste fueron los siguientes:  $\chi^2 = 105.56$ ;  $df = 34$ ;  $p = .007$ ; CFI = 1.00; TLI = .99; RMSEA = .05; SRMR = .05

Al analizar las evidencias de confiabilidad mediante el coeficiente alfa de Cronbach se constató que el factor subjetivo tiene  $\alpha = .77$ , con correlaciones ítem-total corregidas en el rango de .46 al .73. El factor normativo tiene  $\alpha = .80$ , con correlaciones ítem-total corregidas en el rango de .57 - .71. Adicionalmente, se evaluó la correlación entre factores y se observó que eran sumamente altas debido a que superan el .80 ( $r = .84$ ).

Posteriormente, se evaluaron las evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables con el propósito de seleccionar los ítems de la escala final y precisar su contenido. La selección se hizo considerando aquellos ítems cuya correlación superaba el .30 (ver Tabla 4).



**Tabla 3***Cargas factoriales de los 36 ítems de la Escala original de Sentido de Capacidad (n = 516)*

Ítems	Factor subjetivo	Factor normativo
Me siento capaz de manejar el estrés en mis actividades académicas y/o laborales.	.88	-.27
Me siento capaz de organizar mis actividades académicas y/o laborales para terminarlo a tiempo.	.87	-.20
Me siento capaz de ser autónomo en mis actividades académicas y/o laborales.	.86	-.14
Me siento capaz de trabajar bajo presión.	.82	-.32
Me siento capaz de asumir distintas tareas en mis actividades académicas y/o laborales.	.82	-.05
Me siento capaz de manejar las responsabilidades relacionadas con mis actividades académicas y/o laborales.	.81	-.04
Me siento capaz de sentir confianza en mí mismo y demostrarlo.	.64	.06
Los otros piensan que resisto bajo presión.	.61	.12
Me siento capaz de mantener la objetividad en mis actividades académicas y/o laborales.	.61	.12
Me siento capaz de sustentar mi discurso a partir de hechos concretos.	.59	.17
Los otros piensan que soy muy autónomo.	.59	.12
Los otros piensan que soy capaz de manejar el estrés.	.57	.16
Los otros piensan que soy capaz de realizar tareas diversas de manera muy satisfactoria.	.54	.26
Me siento capaz de encontrar ideas innovadoras.	.53	.04
Me siento capaz de tenerla curiosidad necesaria para buscar y encontrar información adicional.	.53	.07
Los otros piensan que soy capaz de manejar mi tiempo para realizar mis actividades académicas y/o laborales dentro de los plazos establecidos.	.44	.28
Los otros piensan que soy capaz de manejar mis responsabilidades académicas y/o laborales.	.44	.25
Me siento capaz de defender mis ideas cuando la situación lo demanda.	.41	.26
Los otros piensan que soy capaz de proponer nuevas ideas cuando la situación lo demanda.	.36	.36
Los otros piensan que tengo facilidad para establecer buenas relaciones con los demás.	-.33	.98
Me siento capaz de alentar a las personas pare que denlo mejor de sí mismas.	-.29	.94
Los otros piensan que tengo la capacidad de alentar a los demás.	-.24	.94
Los otros piensan que soy capaz de comunicarme bien con los demás.	-.07	.83
Los otros piensan que soy capaz de dar buenos consejos.	-.04	.74
Me siento capaz de dar buenos consejos.	-.07	.71
Los otros piensan que tengo la capacidad de escucha desarrollada.	-.01	.69
Los otros piensan que tengo capacidades de líder.	.13	.64
Los otros piensan que tengo una argumentación analítica y práctica.	.18	.61
Me siento capaz de tener buenas relaciones con las personas.	.13	.57
Me siento capaz de dirigir a otras personas.	.23	.53
Me siento capaz de comunicarme sin problemas con mis compañeros.	.21	.53
Los otros piensan que tengo la capacidad de defender mis ideas si hace falta.	.31	.50
Me siento capaz de escuchar a los otros.	.13	.47
Los otros piensan que soy una persona segura de sí misma.	.33	.45
Los otros piensan que soy una persona curiosa y abierta a nuevos conocimientos.	.31	.43
Los otros piensan que soy capaz de ser objetivo en mis actividades académicas y/o laborales.	.36	.43

Nota: Método de extracción: Unweighted Les.st Squares (ULS)

**Tabla 4***Evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables de la prueba de sentido de capacidad (ítems)*

Ítem	Afecto positivo	Afecto negativo	Florecimiento
1. Me siento capaz de manejar el estrés en mis actividades académicas y/o laborales.	.42	-.49	.36
2. Me siento capaz de defender mis ideas cuando la situación lo demanda.	.39	-.36	.43
9. Me siento capaz de asumir distintas tareas en mis actividades académicas y/o laborales.	.41	-.31	.33
15. Me siento capaz de ser autónomo en mis actividades académicas y/o laborales.	.31	-.32	.34
17. Me siento capaz de mantener la objetividad en mis actividades académicas y/o laborales.	.33	-.40	.31
21. Me siento capaz de sentir confianza en mí mismo y demostrarlo.	.54	-.46	.48
23. Me siento capaz de tener buenas relaciones con las personas.	.40	-.39	.47
24. Me siento capaz de manejar las responsabilidades relacionadas con mis actividades académicas y/o laborales.	.45	-.47	.38
29. Me siento capaz de organizar mis actividades académicas y/o laborales para terminarlo a tiempo.	.43	-.43	.33
32. Me siento capaz de comunicarme sin problemas con mis compañeros.	.38	-.42	.42

*Nota:* Se ha considerado los ítems que tienen correlación mayor o igual a .30

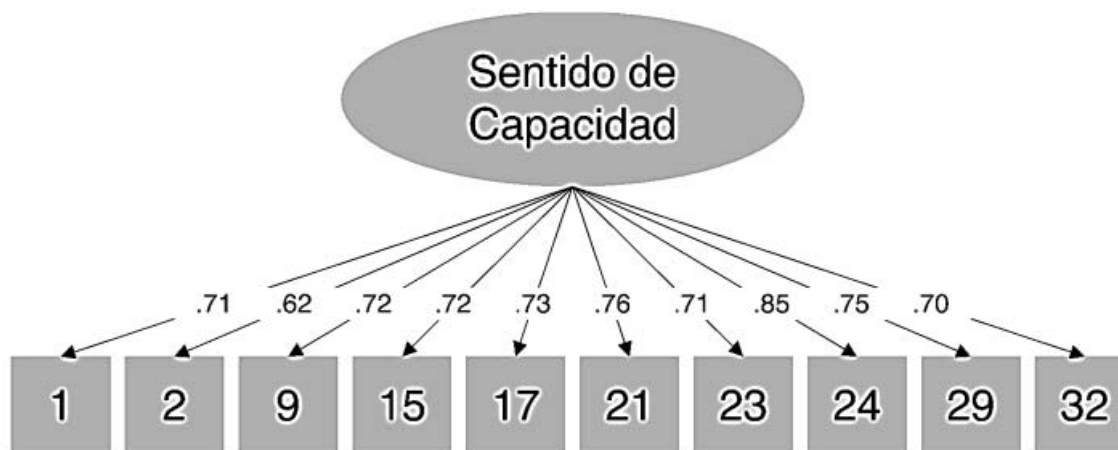
Las evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables aplicando los criterios previamente señalados, permitieron seleccionar diez ítems que no coincidían totalmente con los diez de capacidad normativa y subjetiva seleccionados mediante las evidencias de validez de estructura interna. Un análisis factorial exploratorio de estos diez ítems permitió identificar un factor único que explicó el 52% de la varianza. La medida de adecuación muestral fue muy favorable ( $KMO = .91$ ). La prueba

de esfericidad de Bartlett fue significativa ( $\chi^2(45) = 2301.85$ ;  $p < .001$ ); y las cargas factoriales, de tamaños adecuados (rango = .62 - .85) y significativas ( $p < .001$ ).

Se aplicó, posteriormente, un análisis factorial confirmatorio cuyos indicadores de ajuste fueron adecuados: ( $\chi^2 = 362.84$ ;  $df = 35$ ;  $p < .001$ ;  $CFI = .99$ ;  $TLI = .98$ ;  $SRMR = .06$ ;  $RMSEA = .10$ ) (Xia & Yang; 2019). Para mayor detalle, ver Figura 1.

**Figura 1**

*Análisis factorial confirmatorio de la prueba final de sentido de capacidad - versión peruana*



*Nota:*  $p < .001$  para todas las cargas factoriales.

En relación con las evidencias de confiabilidad, la escala de diez ítems posee niveles adecuados. El coeficiente alfa de Cronbach es de .89, con correlaciones ítem-total en el rango de .55 - .73. Adicionalmente, se calculó el coeficiente omega de McDonald y este fue de .92.

Considerando un solo factor se volvió a analizar las evidencias de validez basadas en las relaciones con las otras variables seleccionadas que fueron medidas a través de pruebas específicas. Los resultados mostraron una asociación favorable entre las pruebas, pues todos los valores son superiores a .3 (ver Tabla 5). Los puntajes en la prueba de capacidades fueron similares para hombres y mujeres, años de estudio o tipo de carrera. Adicionalmente, se comparó con la prueba  $t$  de Student para diferencia de medias los datos obtenidos de acuerdo con las

variables sexo, nivel y tipo de carrera. No hubo diferencias significativas en este aspecto.

Se puede apreciar una correlación positiva moderada entre sentido de capacidad con afecto positivo y florecimiento; en tanto que se muestra una correlación negativa moderada con afecto negativo. Ello corrobora los hallazgos previos de los investigadores franceses quienes reportaron relaciones entre las variables de estudio en la misma dirección.

De acuerdo con los análisis realizados, se puede afirmar que la prueba de sentido de capacidad aplicada a estudiantes universitarios de una universidad privada de Lima, Perú, presenta evidencias de validez basada en estructura interna. Además, los indicadores de confiabilidad son óptimos.

**Tabla 5**  
*Correlaciones entre sentido de capacidad, afecto positivo y negativo, y florecimiento*

	1	2	3	4
1. Sentido de capacidad	-			
2. Afecto positivo	.59***	-		
3. Afecto negativo	-.57***	-.26***	-	
4. <i>Flourishing</i>	.56***	.39	-.43	-
<i>M</i>	3.57	2.85	2.42	3.44
<i>DS</i>	.70	.73	.80	.79

Nota: \*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$

## Discusión

De acuerdo con el sustento teórico y empírico, el sentido de capacidad contiene las dimensiones subjetiva y normativa (Drouin & Costalat-Founeau, 2020). Sin embargo, en Lima, Perú el análisis psicométrico de la prueba que mide el constructo ha reportado evidencias de validez y confiabilidad que permiten identificar el sentido de capacidad solo y exclusivamente a través del factor subjetivo. Los hallazgos mencionados podrían ser sorprendentes a primera vista, no obstante, resultaría relevante reflexionar sobre la particular fusión entre la capacidad subjetiva y normativa que ponen en evidencia los jóvenes participantes en el estudio desarrollado en el Perú. No es usual que se presente esta situación, pues los adultos pueden distinguir entre la capacidad normativa (acerca de «lo que otros piensan de mí sobre mis capacidades») y la subjetiva («lo que me siento capaz»). Esta condición atípica de polarización podría explicarse debido al periodo evolutivo de los participantes quienes, a pesar de ser adultos, aún están en situación de dependencia familiar y pueden tener dificultad para afirmarse (Ramirez, 2021). Esta circunstancia podría ser entendida como una forma de identidad polarizada característica del egomorfismo (Zavalloni, 2008).

A continuación, presentamos cuatro posibles explicaciones que pueden haber contribuido a este resultado. En primer lugar, hay que considerar el

contexto específico de los participantes de la presente investigación que fue distinto al de los estudios previos (Costalat-Founeau & Drouin, 2023). Cabe señalar que, en la muestra peruana solo el 18% trabajaba ( $n = 94$ ) y el 12% de los participantes ( $n = 60$ ) estaba realizando sus prácticas preprofesionales, todos los demás estudiaban en la universidad. De ello se colige que la mayoría se dedicaba únicamente a sus estudios; el 72% de ellos se encontraba entre los primeros años o a mitad de carrera ( $n = 372$ ). Estas características de la muestra fueron distintas en el estudio original que analizó las evidencias de validez de la prueba de sentido de capacidad en Francia, pues, en dicha investigación los estudiantes trabajaban paralelamente a su formación académica. Además, tenían empleos ocasionales o laboraban en períodos estacionales, generalmente durante el verano. Asimismo, la diferencia entre ambos contextos (Francia y Perú), implicaría distintas estrategias de interacción social. Como se ha indicado, los estudiantes franceses suelen estudiar y trabajar de forma simultánea; no es el caso de la mayoría de los universitarios peruanos, quienes solo en un 10.5% estudian y trabajan al mismo tiempo (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2022). Ello permitiría inferir que, tal vez al ampliar el círculo de acción, mediante las experiencias laborales, se van incorporando distintos puntos de vista, lo cual ampliaría la visión de sí mismo y los otros. Como menciona Costalat-Founeau (2021), la función

identitaria de la acción será más eficaz para el sujeto cuando las acciones se produzcan en su entorno social o se construyan en colaboración con otros actores.

En segundo lugar, resulta importante resaltar las condiciones que los participantes experimentaron al enfrentar las restricciones de la pandemia del COVID-19. Los estudiantes retornaron paulatinamente a las clases presenciales en las universidades. En Perú, específicamente, desde marzo del 2020 hasta aproximadamente julio del 2022 hubo limitaciones en la movilización social (confinamiento), y la educación fue brindada en una modalidad totalmente a distancia, a través de videoconferencias. Los estudiantes que colaboraron en la presente investigación han atravesado por este periodo extenso de dos años y medio, en donde se alteró la experiencia cotidiana y la socialización cara a cara. En el ámbito educativo, los jóvenes estudiantes modificaron sus pautas de socialización y transitaron de las aulas universitarias a sus hogares, lo cual los obligó a perder sus actividades sociales diarias (Cassaretto et al., 2021). Varios estudios han analizado cómo se ha visto afectada la salud mental por las circunstancias descritas. Los resultados de las investigaciones han puesto en evidencia el incremento de síntomas de ansiedad y depresión en jóvenes universitarios que han enfrentado la pandemia (Cassaretto et al., 2021; Essadek et al., 2022; Palomera-Chávez et al., 2021). También se ha registrado que los estudiantes experimentan fatiga emocional y déficits motivacionales (Romero-Rodríguez et al., 2023). A partir de lo señalado, se puede concluir que es posible que el aislamiento social obligatorio haya limitado la experiencia de tener presente la contrastación con el otro y lo que opinan los demás sobre uno mismo. Otra forma de abordar este aspecto, y que puede explicar nuestros resultados, es que la perspectiva de los demás (familia, amigos, profesores) se puede haber «fusionado» con la de uno mismo, por estar más tiempo confinado en un único espacio con la familia. Es importante mencionar que esta posibilidad requiere mayor contraste empírico y puede variar en intensidad al tomar en consideración la percepción que tanto los padres como los hijos

tengan respecto a su rol y la forma de afrontar las dificultades que se les presenten (Fontanesi et al., 2020).

En tercer lugar, en cuanto a la dinámica familiar, en países latinoamericanos es común que los estudiantes universitarios todavía convivan con sus padres. Este ambiente, al ser comparado con un entorno europeo que promueve mayor independencia de los jóvenes, limitaría las opciones de interacción individual y social. No obstante, ello depende de la percepción que los hijos tengan respecto a las orientaciones de sus padres (Gargurevich & Soenens, 2015; Vermote et al., 2023). Esto se alinea a lo propuesto por Costalat-Founeau (2021), quien señala que el inicio de un proyecto personal puede estar motivado por las personas cercanas al entorno, por ejemplo, los integrantes de la familia. Sobre este aspecto, existe evidencia empírica que reporta la influencia que tiene la familia o el entorno cercano en las decisiones vocacionales y de carrera en los universitarios (Vautero et al., 2021). Cabe señalar que, en el contexto peruano, la opinión de la familia puede orientar ciertas acciones de los adolescentes y jóvenes, entre estas podría estar presente la decisión sobre el futuro profesional. Tal vez, lo previamente mencionado podría sustentarse en la lealtad normativa que existe en culturas en las cuales hay interdependencia entre el control psicológico y responsividad de los hijos (Gargurevich & Soenens, 2015). Esta circunstancia podría también ponerse en evidencia en el sistema educativo. Por ejemplo, en el liceo francés se espera que uno pueda explorar con mayor profundidad y con anticipación las propias habilidades y reflexionar sobre el proyecto personal de vida y futuro profesional. Esto no ocurre en nuestro ámbito educativo, pues no siempre se promueve la reflexión y análisis sobre las opciones para proyectarse hacia las metas futuras (Herrera et al., 2022). Esta situación podría limitar la mirada hacia uno mismo y el reconocimiento de las propias capacidades.

Finalmente, como cuarto argumento, se puede afirmar que, de acuerdo con Costalat-Founeau

(2021), el inicio de un proyecto personal nuevo podría relacionarse con propuestas sugeridas por personas que se encuentren en una condición jerárquica superior. Entre dichas personas se encuentran los profesores, tutores y familiares cercanos que configuran el entorno social inmediato de los jóvenes estudiantes. Probablemente, en un país latinoamericano como Perú en el contexto de la pandemia, esta situación podría ser distinta al no existir una interacción constante entre jóvenes y otros adultos que pueden favorecer la consolidación de su proyecto personal.

Tomando en consideración que el sentido de capacidad es una variable medida con el propósito de conocer si los estudiantes evaluados regulan afectiva y cognitivamente sus acciones, los resultados obtenidos nos indican que, subjetivamente, los jóvenes participantes en el estudio logran conectar sus aspiraciones, conocimientos y competencias de manera favorable (Faurie & Costalat-Founeau, 2016). Esta afirmación se sostiene en la puntuación obtenida por los estudiantes, quienes reportaron una tendencia a calificar con valores relativamente altos respecto a la dimensión subjetiva de sentido de capacidad (ver Tabla 5). Adicionalmente, las evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables han permitido asociar de manera positiva la variable de sentido de capacidad con afecto positivo y florecimiento; esta asociación nos permitiría inferir que la variable de sentido de capacidad no solo es relevante como representación subjetiva individual, sino que podría fortalecer el bienestar de los jóvenes universitarios.

Conviene señalar que, como limitación del estudio, inicialmente se contaría con participantes seleccionados mediante un muestreo probabilístico. Sin embargo, la baja tasa de respuesta condujo a los investigadores a optar por un muestreo no probabilístico intencional. Esta situación ha impedido la generalización de resultados. No obstante, el número de participantes ha sido relevante para concluir que la prueba de sentido de capacidad posee evidencias de validez y confiabilidad en contexto peruano.

El presente estudio es importante porque ha permitido validar y adaptar el instrumento que mide la variable de sentido de capacidad para jóvenes universitarios de Lima, Perú. Esta variable resulta fundamental al considerar el modelo de competencias con el que cuentan algunas universidades privadas peruanas y que está orientado a fortalecer, entre otros aspectos, el proceso de enseñanza-aprendizaje. El constructo de sentido de capacidad implica, en su dimensión subjetiva, autoreconocer las competencias individuales. Tener la posibilidad de medir la magnitud de este autoreconocimiento en contexto peruano, constituye un aporte a favor de modelos educativos universitarios que privilegian la enseñanza sustentada en competencias académicas y personales. Cabe indicar que, en la investigación desarrollada en Perú, se observa una forma de capacidad polarizada en la que existe integración de la capacidad subjetiva y normativa. Probablemente ello ha ocurrido debido a que, al encontrarse los participantes en situaciones generadoras de ansiedad, entre las cuales podría incluirse la pandemia, tienden a asimilarse al grupo para reducir dicha ansiedad (Costalat-Founeau, 1984). Todos estos resultados representan alternativas heurísticas, es decir, abren nuevas vías de investigación sobre el sentido de capacidad.

Considerando el nuevo instrumento de evaluación de sentido de capacidad, sería conveniente evaluar esta variable en estudios longitudinales que permitan constatar cuán estable se mantiene asociada a un modelo educativo basado en competencias. Adicionalmente, la prueba de sentido de capacidad se asocia de manera positiva con las variables de florecimiento y afecto positivo. Ello permitiría aplicar la prueba a futuro y evaluar si el sentido de capacidad se relaciona con otras variables, tales como bienestar o rendimiento académico.

A partir del análisis psicométrico, se puede concluir que existen evidencias de validez y confiabilidad para la escala de sentido de capacidad, y se ha adaptado el instrumento al contexto peruano. La fortaleza del constructo a nivel psicométrico es respaldada por

evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables medidas a través de las escalas de florecimiento, afecto positivo y negativo.

### Conflicto de intereses

Los autores no tienen conflicto de intereses en el desarrollo del artículo.

### Responsabilidad ética

La investigación es producto de un estudio realizado con consentimiento informado, de forma anónima, declarando por parte de los investigadores que en el desarrollo del trabajo no aparecen datos de los participantes. El estudio fue aprobado por la Oficina de Ética de la Investigación e Integridad Científica de la PUCP.

### Contribución de autoría

DH: conceptualización, adquisición de fondos, desarrollo de la investigación, metodología y análisis, administración del proyecto, redacción del borrador original, revisión y edición.

AC: conceptualización, desarrollo de la investigación, redacción del borrador original, revisión y edición.

CC: conceptualización, adquisición de fondos, desarrollo de la investigación, metodología y análisis, administración del proyecto, redacción del borrador original, revisión y edición.

NM: conceptualización, desarrollo de la investigación, redacción del borrador original

MA: conceptualización, desarrollo de la investigación, redacción del borrador original

YC: desarrollo de la investigación, administración del proyecto, redacción del borrador original

BL: desarrollo de la investigación, metodología y análisis, redacción del borrador original

ND: conceptualización, redacción del borrador original, revisión y edición.

### Referencias

- Alavi, M., Visentin, D. C., Thapa, D. K., Hunt, G. E., Watson, R., & Cleary, M. (2020). Exploratory Factor Analysis and Principal Component Analysis in Clinical Studies: Which One Should You Use? *Journal of Advanced Nursing*, 76(8), 1886-1889 <https://doi.org/10.1111/jan.14377>
- Antonovsky, A. (1993). The Structure and Properties of the Sense of Coherence Scale. *Social Science & Medicine*, 36(6), 725-733. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(93\)90033-z](https://doi.org/10.1016/0277-9536(93)90033-z)
- Bandura, A. (2003). *Auto efficacité. Le sentiment d'efficacité personnelle*. De Boeck Université.
- Bernaud, J. L. (2018). *Introduction à la psychologie existentielle*. Dunod.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. Guilford Publications.
- Cassaretto, M., & Martínez, P. (2017). Validación de las escalas de bienestar, de florecimiento y afectividad. *Pensamiento psicológico*, 15(1), 19-31.
- Cassaretto, M., Chau, C., Espinoza, M. C., Otiniano, F., Rodríguez, L., & Rubina, M. (2021). *Salud mental en universitarios del Consorcio de Universidades durante la pandemia*. Consorcio de Universidades. <https://www.consorcio.edu.pe/wp-content/uploads/2021/10/SALUD-MENTAL-CONSORCIO-DE-UNIVERSIDADES.pdf>
- Costalat-Founeau, A. M. (1984). Anxiété et affiliation en situation de formation. *Bulletin de psychologie*, 37(364), 450-452.
- Costalat-Founeau, A. M. (2008). Identité, action et subjectivité. *Connexions*, (89), 63-74. <https://doi.org/10.3917/cnx.089.0063>
- Costalat-Founeau, A. M. (2015). Identity dynamics, action and construction of the project, the feeling of capability as a regulator of identity phases. En A. M. Costa e Silva, & M. T. Aparicio (Eds.), *International Handbook of Professional Identities* (pp. 32-59). SAP.
- Costalat-Founeau, A. M. (2021). Identité action et modèle capacitaire. En A. M. Costalat-Founeau (Ed.), *La capacité d'action* (pp. 11-19). Édition Erès.

- Costalat-Founeau, A. M., & Drouin, N. (2023). Identity Dynamics and Risk: The Vulnerability of Students. En S. Gaymard (Ed.), *Psychology and Risk Prevention: Current Research*. Nova.
- Costalat-Founeau, A. M., & Fourès, A. (2020). Words as Vectors of the Construction of Identity: The Example of Young Graduates in a Situation of Overeducation. *Papers on Social Representations*, 29(1), 2.1-2.23.
- Costalat-Founeau, A. M., & Gosset, A. (2018). Dinámica de la identidad y proyecto. *Revista De Psicología*, 36(1), 367-382. <https://doi.org/10.18800/psico.201801.012>
- Costalat-Founeau, A. M., & Mary, G. (2014). Identité. En P. Zawieja, & F. Guarnieri (Eds.), *Dictionnaire des risques psychosociaux* (pp. 377-382). Seuil.
- Codol, J. P. (1990). Studies on Self-Centered Assimilation Processes. En J. P. Caverni, J. M. Fabre, & M. Gonzalez (Eds.), *Cognitive biases* (pp. 387-400). North-Holland.
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New Well-Being Measures: Short Scales to Assess Flourishing and Positive and Negative Feelings. *Social Indicators Research*, 97(2), 143-156. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9493-y>
- Drouin, N., & Chau, C. (2021). Dynamique identitaire et capacitaire des étudiants. En A. M. Costalat-Founeau (Eds.), *La capacité d'action. Un moteur de la transition professionnelle*. Érès.
- Drouin, N., & Costalat-Founeau, A. M. (2020). Validation de l'échelle capacitaire: un outil pour le monde du travail et de l'orientation. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 49(4), 653-674. <https://doi.org/10.4000/osp.13466>
- Drouin, N., Huang, Y., & Costalat-Founeau, A. M. (2020). Dynamique capacitaire et motivation aux études universitaires. *Revista de Psicología*, 38(2), 613-640. <http://dx.doi.org/10.18800/psico.202002.010>
- Essadek, A., Gressier, F., Krebs, T., Corruble, E., Falissard, B., & Rabeyron, T. (2022). Assessment of Mental Health of University Students Faced with Different Lockdowns During the Coronavirus Pandemic, a Repeated Cross-Sectional Study. *European Journal of Psychotraumatology*, 13(2). <https://doi.org/10.1080/20008066.2022.2141510>
- Faurie, I., & Costalat-Founeau, A.M. (2016). Sentiments d'efficacité personnelle et dynamique capacitaire dans les choix d'orientation atypique. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 45(2). <https://doi.org/10.4000/osp.4971>
- Fontanesi, L., Marchetti, D., Mazza, C., Di Giandomenico, S., Roma, P., & Verrocchio, M. (2020). The Effect of the COVID-19 Lockdown on Parents: A Call to Adopt Urgent Measures. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 12(1), 79-81. <https://doi.org/10.1037/tra0000672>
- Gana, K., & Garnier, S. (2001). Latent Structure of the Sense of Coherence Scale in a French Sample. *Personality and Individual Differences*, 31(7), 1079-1090. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00205-1](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00205-1)
- Garcia de La Barga, C. (2015). *Dynamique identitaire et capacitaire en situation de formation: le cas des créateurs de mode* [tesis de doctorado, Université Paul Valéry-Montpellier III]. <https://theses.hal.science/tel-01372856v1/document>
- Gargurevich, R., & Matos, L. (2012). Validez y confiabilidad de Escala de afecto positivo y negativo (SPANAS) en estudiantes universitarios peruanos. *Revista de Psicología*, 14(2), 208-217.
- Gargurevich, R., & Soenens, B. (2015). Psychologically Controlling Parenting and Personality Vulnerability to Depression: A Study in Peruvian Late Adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 25(3), 911-921. <https://doi.org/10.1007/s10826-015-0265-9>
- Grimaldo, M. P. (2003). Validez y confiabilidad de la escala de afecto negativo y positivo (SPANAS). *Cultura*, 21, 341-363.
- Grollman, M. (2010). *Le sentiment capacitaire chez les femmes cadres: une étude comparative France-Allemagne* [tesis de maestría, Université Paul Valéry-Montpellier III].
- Hernández-Sampieri, R., & Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación. Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. Mc Graw Hill Education.
- Herrera, D., Arakaki, M., Dammert, M., & Lira, B. (2022). Orientación futura, bienestar y rendimiento en universitarios de un programa de tutoría durante la pandemia COVID-19. *Revista Peruana de Investigación Educativa*, 17, 151-178. <https://revistas.siep.org.pe/index.php/RPIE/article/view/353/350>



- Huang, Y., & Sovet, L. (2021). Identité culturelle et stratégies d'adaptation des étudiants chinois en France. En A. M. Costalat-Founeau, & A. Fourès (Eds.), *La capacité d'action* (pp. 71-95). Érès.
- Huang, F., Drouin, N., & Costalat-Founeau, A. M. (2020). Le développement du projet et des stratégies d'adaptation en relation avec la dynamique identitaire des étudiants chinois vivant en France: étude qualitative. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 49(3), 427-458.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2022). *Situación de la población peruana. Una mirada hacia los jóvenes 2023*. [https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones\\_digitales/Est/Lib1911/libro.pdf](https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1911/libro.pdf)
- Izard, C. E. (1993). *The Differential Emotions Scale: DES IV-A; [a Method of Measuring the Meaning of Subjective Experience of Discrete Emotions]*. University of Delaware.
- Lai, K., & Green, S. B. (2016). The Problem of Having Two Watches: Assessment of Fit when RMSA and CFI Disagree. *Multivariate Behavioral Research*, 51(2-3), 220-239.
- Lent, R., & Brown, S. (2019). Social Cognitive Career Theory at 25: Empirical Status of the Interest, Choice, and Performance Models. *Journal of Vocational Behavior*, 115, 103316. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2019.06.004>
- Mary, G., & Costalat-Founeau, A. M. (2017). Investigating the Professional Identity Dynamic in Career Counselling: The Socioconstructivist Interview. *International Journal for Educational and Vocational*, 8(1), 101-120.
- Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S., & Battaglini, M. A. (1998). Élaboration et validation d'un outil de mesure du bien-être psychologique: L'ÉMMBEP. *Canadian Journal of Public Health*, 89(5), 352-357. <http://doi.org/10.1007/BF03404490>
- Matos, L., & Lens, W. (2009). *Using a 2 x 2 Achievement Goal Framework to Predict the Use of Learning Strategies, Positive Affect and Academic Achievement in a Peruvian Sample of University Students* [sesión de conferencia]. Conferencia Anual de la Asociación Americana de Investigación en Educación, San Diego, California.
- Messick, S. (1989). Validity. En R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3.<sup>ra</sup> ed., pp. 13-103). Macmillan.
- Moisseron-Baudé, M., Bernaud, J. L., & Costalat-Founeau, A. M. (2019). Une communauté sociale virtuelle médiatrice à la construction identitaire et au sens du travail. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 48(3), 417-447. <https://doi.org/10.4000/osp.11292>
- Palomera-Chávez, A., Herrero, M., Carrasco, N. E., Juárez-Rodríguez, P., Barrales, C. R., Hernández-Rivas, M. I., Llantá, M., Lorenzana, L., Meda-Lara, R., & Moreno-Jiménez, B. (2021). Impacto psicológico de la pandemia COVID-19 en cinco países de Latinoamérica. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 53, 83-93. <https://doi.org/10.14349/rlp.2021.v53.10>
- Romero-Rodríguez, J. M., Hinojo-Lucena, F. J., Kopecký, K., & García-González, A. (2023). Fatiga digital en estudiantes universitarios como consecuencia de la enseñanza online durante la pandemia Covid-19. *Educación XXI*, 26(2), 165-184. <https://doi.org/10.5944/educxx1.34530>
- Ramirez, I. (2021). *La identidad comunitaria de adolescentes en una comunidad de la periferia de Puebla* [tesis de maestría, Benemérita Universidad Autónoma de Puebla]. Repositorio institucional. <https://hdl.handle.net/20.500.12371/15862>
- Ricard-St-Aubin, J. S., Philippe, F. L., Beaulieu-Pelletier, G., & Lecours, S. (2010). Validation francophone de l'échelle des émotions différentielles IV (EED-IV). *Revue Européenne de Psychologie Appliquée/ European Review of Applied Psychology*, 60(1), 41-53. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2009.05.001>
- Sandín, B. (2003). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo para niños y adolescentes (PANASN). *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 8(2), 173-182. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.8.num.2.2003.3953>
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A., & Valiente, R. M. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11(1), 37-51.
- Vautero, J., Silva, A. D., & Taveira, M. (2021). Family Influence on Undergraduates' Career Choice Implementation. *International Journal for Educational and Vocational Guidance*, 21, 551-570. <https://doi.org/10.1007/s10775-020-09453-0>

- Vermote, B., Soenens, B., Vansteenkiste, M., Coenye, J., Verschueren, K., & Beyers, W. (2023). To How and the Why of Study Choice Processes in Higher Education: The Role of Parental Involvement and the Experience of Having and Authentic Inner Compass. *Journal of Adolescence*, 1-15. <https://doi.org/10.1002/jad.12246>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Xia, Y., & Yang, Y. (2019) RMSEA, CFI, and TLI in Structural Equation Modeling with Ordered Categorical Data: The Story They Tell depends on the Estimation Methods. *Behavioral Research Methods*, 51, 409-428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
- Zavalloni, M. (2008). De la phénoménologie à l'ego-écologie: l'horizon de pertinence. *Connexions*, 89, 13-23. <https://doi.org/10.3917/cnx.089.0013>
-

Dora Herrera

Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú.

Phd en Psicología.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8327-9435>

Autor corresponsal: [dherrer@pucp.pe](mailto:dherrer@pucp.pe)

Anne-Marie Costalat-Founeau

Universidad Paul Valéry de Montpellier III, Francia.

PhD en Psychologie sociale. Paul Valéry University, Montpellier 3.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7475-9309>

[anne-marie.costalat@univ-montp3.fr](mailto:anne-marie.costalat@univ-montp3.fr)

Cecilia Chau

Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú.

Phd en Psicología.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2631-0301>

[cchau@pucp.edu.pe](mailto:cchau@pucp.edu.pe)

Nadia Mendoza

Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú.

Licenciada en Psicología.

[mendoza.nc@pucp.edu.pe](mailto:mendoza.nc@pucp.edu.pe)

Milagros Arakaki

Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú.

Máster of Science: in Education, Technology and Society, University of Bristol.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3114-1127>

[arakaki.ma@pucp.pe](mailto:arakaki.ma@pucp.pe)

Yasmín Cerna

Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú.

Licenciada en Psicología.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9974-0089>

[ycerna@pucp.edu.pe](mailto:ycerna@pucp.edu.pe)

Benjamín Lira

Universidad de Pensilvania, Filadelfia, Estados Unidos.

PhD student.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5328-0657>

[blira@sas.upenn.edu](mailto:blira@sas.upenn.edu)

Nicolas Drouin

Universidad Paul Valéry de Montpellier III, Francia.

PhD en Psychologie sociale. Paul Valéry University, Montpellier 3.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0567-6395>

[nicolasdrouin@hotmail.fr](mailto:nicolasdrouin@hotmail.fr)