

REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE EVALUACIÓN PSICOLÓGICA



Departamento
de Psicología
Universidad de Nariño



Universidad de Nariño
FUNDADA EN 1904



Universidad de Nariño
ACREDITADA EN ALTA CALIDAD
RESOLUCIÓN MEN 000022 - ENERO 11 DE 2023



REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE

EVALUACIÓN PSICOLÓGICA



Rev. Colomb. Av. Eval. Psicol.

ISSN: 3115-1159

VOL. 1 – No. 1 – 2026

Pasto, Nariño, Colombia

01 de enero de 2026



EVALUACIÓN
PSICOLÓGICA

CONSEJO DE ADMINISTRACIÓN

MARTHA SOFÍA GONZÁLEZ INSUASTI

Rectora

GIRALDO JAVIER GOMEZ GUERRA

Vicerrector Académico

ALVARO JAVIER BURGOS

Vicerrector de Investigaciones e Interacción Social

IVAN ERNESTO MARTÍNEZ GUERRERO

Vicerrector Administrativo

MARTHA LUCÍA ENRÍQUEZ

Directora Oficina de Planeación

PILAR LONDOÑO MARTÍNEZ

Secretaria General



CONSEJO DE INVESTIGACIONES - UNIVERSIDAD DE NARIÑO

ALVARO JAVIER BURGOS

Vicerrector de Investigaciones e Interacción Social

JESUS INSUASTI PORTILLA

Representante Docente área de Ciencias Básicas y Tecnológicas

ROLANDO VÍCTOR GUERRERO TENGANAN

Representante Docente Ciencias Sociales y Humanas

CHRISTIAN ALEXANDER ZAMBRANO GUERRERO

Representante Docente Ciencias Sociales y Humanas

JAQUELINE MENA HUERTAS

Representante Docente área de Ciencias Básicas y Tecnológicas

JESUS GEOVANNY SOLARTE

Representante Docente área de Ciencias Básicas y Tecnológicas

MÓNICA ESMERALDA VALLEJO

Representante Docente Ciencias Sociales y Humanas

NATHALY LORENA SANTACRUZ RECALDE

Secretaria Comité de Investigaciones

**COMITÉ EDITORIAL REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE
EVALUACIÓN PSICOLÓGICA**

ÁLVARO DARÍO DORADO MARTÍNEZ

Director Departamento de Psicología

CHRISTIAN ALEXANDER ZAMBRANO GUERRERO

Director de la Revista

DIEGO FERNANDO MUÑOZ

Editor general

HARVEY MAURICIO HERRERA LÓPEZ

Editor editorial

SONIA MARITZA MATABANCHOY TULCÁN

Docente tiempo completo Universidad de Nariño

MARÍA ALEXANDRA GUTIÉRREZ CALDERÓN

Docente Corporación Universitaria del Caribe – CECAR

MARÍA FERNANDA MARTÍNEZ HOYOS

Docente orientadora Institución Educativa Municipal Heraldo Romero Sánchez

DIANA MILENA RODRÍGUEZ PABÓN

Coordinadora Bienestar Universitario UNIMINUTO Pasto

DIEGO MAURICIO PANTOJA OBANDO

Director programa de Psicología Universidad CESMAG

MARTHA ISABEL ZAPATA

Docente Universidad de Oklahoma (USA)

IVONNE RAMÍREZ

Docente Universidad San Francisco Xavier de Chuquisaca (Bolivia)

GERARDO RESTREPO RAMÍREZ

Docente Universidad de Sherbrooke (Canadá)

ANDRÉS ALONSO AGUDELO SUÁREZ

Docente Universidad de Antioquia

JANIO CALDAS LUZEIRO

Docente Universidad CESMAG

ANDRÉS FELIPE MARTÍNEZ PATIÑO

Docente Universidad Mariana

Tabla de contenido

Prólogo de la primera edición.....	6
La Escala ASI-3 en Colombia: Un Instrumento Clave para Evaluar la Sensibilidad a la Ansiedad	8
Estructura Factorial de las Habilidades Investigativas en Pregrado: Desarrollo y Validación Psicométrica del Instrumento IHI-ES y la Simplificación Empírica del Modelo LART	39
Reflexiones en torno a las escalas de ansiedad y depresión de Beck en estudiantes de ciencias de la salud en México y Chile.....	60
Adaptación de las Escalas Magallanes de Adaptación en adolescentes de un colegio público de Pasto.....	84

Prólogo de la primera edición

Asumir el prólogo de la primera edición de la Revista Colombiana en Avances de Evaluación Psicológica de la Universidad de Nariño es para mí, un honor; una oportunidad que valoro porque conozco del esfuerzo y de las calidades de las personas que la hacen posible.

Esta revista colombiana que nace en la zona sur de nuestro diverso país muestra como la psicología colombiana crece en espacios académicos de reflexión y forjados con esmero; en especial esta que aborda temas de evaluación psicológica que requiere espacios rigurosos, críticos y éticamente comprometidos para la reflexión, la discusión y la divulgación científica. La evaluación psicológica no es un ejercicio meramente técnico ni instrumental. Es, ante todo, una práctica situada, atravesada por decisiones teóricas, metodológicas y éticas que tienen implicaciones directas sobre las personas, las comunidades y las instituciones. En ese sentido, contar con un escenario editorial que promueva el diálogo entre enfoques cuantitativos, cualitativos y mixtos resulta fundamental para avanzar hacia prácticas de evaluación más sólidas, pertinentes y sensibles a los contextos en los que se aplican.

Referirse a los avances en medición, hoy más que nunca, es una declaración a la posibilidad de un crecimiento permanente, impulsado por los cambios constantes de los contextos y por la incorporación de tecnologías emergentes como la inteligencia artificial y otros recursos fundamentales para la evaluación contemporánea. La innovación, la lectura atenta de la cotidianidad y el diálogo continuo con la ciencia, cuando se enmarcan en prácticas de evaluación cuidadosas y reflexivas, contribuyen de manera decisiva al fortalecimiento de la psicología como ciencia básica, capaz de articularse con múltiples saberes que atraviesan y dan sentido a la vida humana. Desde esta perspectiva, resulta para mí motivo de especial orgullo reconocer que la

Revista avances en medición documenta lo que está gestando desde el territorio, con una mirada situada y comprometida, y que tienen el potencial de convertirse en un referente a nivel latinoamericano sobre cómo mejorar, día a día, los procesos de evaluación. Esta apuesta no solo enriquece la disciplina, sino que reafirma el valor de construir conocimiento riguroso, sensible y profundamente conectado con las realidades que buscamos comprender y transformar.

Destaco especialmente la claridad de sus ejes de trabajo, en los que la evaluación psicológica se posiciona, en cada campo, como una expresión de calidad académica y técnica. La articulación con ámbitos centrales para nuestra sociedad —la comunidad y la cultura de paz, la salud y el bienestar, y los procesos de medición y evaluación— reconoce que es a través de evaluaciones sólidas y bien fundamentadas que la psicología y las ciencias sociales pueden florecer con rigor. Lejos de ocurrir en el vacío, la evaluación dialoga con fenómenos complejos como el conflicto, la violencia, la salud mental, la diversidad y el desarrollo del pensamiento, lo que exige marcos conceptuales robustos y metodologías cuidadosamente diseñadas

Confío en que cada artículo contribuirá no solo a la difusión del conocimiento, sino también al fortalecimiento de una cultura académica crítica en torno a la evaluación psicológica, en la que la calidad técnica, la transparencia metodológica y la responsabilidad ética sean principios orientadores. Celebro esta iniciativa del Departamento de Psicología de la Universidad de Nariño y auguro que esta primera edición marque el inicio de un proyecto editorial sólido, pertinente y de alto impacto para la psicología en Colombia y la región

Angela Iván

La Escala ASI-3 en Colombia: Un Instrumento Clave para Evaluar la Sensibilidad a la Ansiedad

Luis Enrique Prieto Patiño, Facultad de Psicología y Ciencias del Comportamiento, Universidad de La Sabana. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3118-9892> Email: luis.prieto@unisabana.edu.co

Cynthia Briceño-Silva, Facultad de Psicología y Ciencias del Comportamiento, Universidad de La Sabana. ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-7707-5402> Email: cynthiabrsi@unisabana.edu.co

Carolina Ruiz-Rivera, Facultad de Psicología y Ciencias del Comportamiento, Universidad de La Sabana. ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-6025-8248> Email: carolinaruri@unisabana.edu.co

Ana María Martínez-Gil, Facultad de Psicología y Ciencias del Comportamiento, Universidad de La Sabana. ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-3318-3242> Email: anamagi@unisabana.edu.co

Resumen

El presente estudio plantea como objetivo principal obtener las propiedades psicométricas de la escala Anxiety Sensitivity Index-3 (ASI-3) en población colombiana. Para ello, la escala fue administrada a una muestra de 404 participantes colombianos, con una edad promedio de 22.7 años ($DE = 6.5$). El análisis factorial confirmatorio reveló una estructura compuesta por tres factores y 18 ítems, con índices de ajuste satisfactorios ($\chi^2 = 306$, $df = 132$, $p < .001$; $RMSEA = 0.064$; $CFI = 0.944$; $TLI = 0.935$), replicando la estructura original de la escala. Además, los estudios de invarianza factorial indicaron que dicha estructura es invariante por sexo. Asimismo, el análisis basado en la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) demostró que todos los ítems se ajustaron al modelo esperado y no presentaron funcionamiento

diferencial (DIF). Los resultados obtenidos evidencian adecuadas propiedades de validez y fiabilidad desde enfoques tanto del modelo clásico como del modelo de Rasch. Estos hallazgos respaldan la utilización de la ASI-3 para la evaluación de la sensibilidad a la ansiedad en contextos clínicos colombianos, contribuyendo así a su uso en investigación y práctica profesional.

Palabras clave: Sensibilidad a la ansiedad, ansiedad, adaptación, análisis factorial confirmatorio, TRI.

Abstract

The present study aims to obtain the psychometric properties of the Anxiety Sensitivity Index-3 (ASI-3) scale in the Colombian population. To achieve this, the scale was administered to a sample of 404 Colombian participants, with an average age of 22.7 years (SD = 6.5). Confirmatory factor analysis revealed a three-factor structure with 18 items, showing satisfactory fit indices ($\chi^2 = 306$, $df = 132$, $p < .001$; RMSEA = 0.064; CFI = 0.944; TLI = 0.935), replicating the original structure of the instrument. Invariance analyses demonstrated that the structure remained stable across sex groups. Moreover, Item Response Theory (IRT) analysis indicated that all items fitted the expected model and showed no differential item functioning (DIF). The findings provide strong evidence of the validity and reliability of the ASI-3 from both classical test theory and Rasch model approaches. These results support the scale's use for assessing anxiety sensitivity in Colombian clinical contexts, offering a valuable tool for both research and professional practice.

Keywords: Anxiety sensitivity, anxiety, adaptation, confirmatory factor analysis, IRT.

Introducción

La salud mental, reconocida como un derecho humano inalienable, constituye un pilar esencial para el bienestar tanto individual como colectivo (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2022), debido a que facilita la adaptación a situaciones estresantes, promueve el desarrollo de habilidades sociales y permite la realización plena de cada persona (Etienne, 2018).

Ahora bien, la salud mental en Colombia está influida por coyunturas como el postconflicto, la postpandemia, y también por aspectos como la vulnerabilidad económica, los bajos niveles educativos, entre otras (Ministerio de Salud y Protección Social [Minsalud], 2022; Minsalud, 2015). En la última Encuesta Nacional de Salud Mental (ENSM) realizada en 2015 en el país, se identificó que la segunda alteración más reportada en adultos es estar “moderadamente angustiado o deprimido”, con una prevalencia del 12 y 13% (Minsalud, 2015). En una encuesta realizada por el Minsalud se encontró que el 66.3% de los colombianos señala que en algún momento de su vida ha afrontado un problema de salud mental, siendo la población femenina la que más presenta (69.9%) (Minsalud, 2023). Específicamente sobre la ansiedad, un 52.9% de los colombianos indica tener uno o más síntomas de ansiedad, con mayor prevalencia en mujeres (59.3%) que en hombres (46.4%) (Minsalud, 2015).

Macías-Carballo *et al.* (2019) indican que la ansiedad se caracteriza por la anticipación fisiológica y conductual ante una amenaza futura, la cual surge de la percepción de estímulos potencialmente peligrosos, generando un estado de inquietud, preocupación, agitación y/o hipervigilancia (Delgado *et al.*, 2021). La ansiedad presenta diferentes síntomas que se pueden clasificar en tres categorías: síntomas cognitivos como la autopercepción de indefensión, dificultades de atención y memoria, despersonalización y desrealización (American Psychiatric Association [APA], 2013),

síntomas fisiológicos que incluyen sudoración, taquicardia, hiperventilación y tensión muscular (Garay, 2019), y, por último, síntomas conductuales tales como abandono, cautela y búsqueda de seguridad (Díaz & De la Iglesia, 2019). Sin embargo, la ansiedad puede convertirse en un trastorno mental cuando sus síntomas surgen de manera persistente como reacción anticipatoria, involuntaria e intensa durante la mayoría de los días (Macías-Carballo *et al.*, 2019).

En este sentido, la sensibilidad a la ansiedad juega un papel clave en los síntomas de la ansiedad debido a que, se ha tomado en consideración como variable transdiagnóstica (López-Mora *et al.*, 2022) con capacidad para profundizar en las respuestas de ansiedad (Valiente *et al.*, 2002). Las personas con alta sensibilidad a la ansiedad pueden presentar mayores niveles de ansiedad y riesgo de pánico, que desencadenan respuestas fisiológicas de excitación y evitación inadaptadas al enfrentarse a situaciones emocionalmente desagradables (López-Núñez *et al.*, 2021; Leventhal & Zvolensky, 2015; Smits *et al.*, 2019). A su vez se relaciona con el desarrollo de diferentes miedos, trastornos de ansiedad, depresión, trastorno obsesivo compulsivo, adicciones, entre otros (Ruiz, 2018; López-Mora *et al.*, 2022; Altungy *et al.*, 2023).

La sensibilidad a la ansiedad se define como el miedo anticipatorio a presentar síntomas de ansiedad corporales, cognitivos y sociales (Ruiz, 2018; López-Núñez *et al.*, 2021), que provocan malestar y sufrimiento en la persona, dado por una interpretación catastrófica (Valiente *et al.*, 2002), es decir, la creencia de que la ansiedad y sus síntomas tienen consecuencias perjudiciales (Taylor, 2020; Wheaton *et al.*, 2012). Esta se compone de tres tipos de preocupaciones (López-Núñez *et al.*, 2021; Wheaton *et al.*, 2012). Las preocupaciones físicas están relacionadas con ataques de pánico, trastorno de pánico y síntomas elevados de excitación ansiosa (Wheaton *et al.*, 2012; Jardin *et al.*,

2018). Por otro lado, las preocupaciones cognitivas se vinculan con síntomas de depresión, mientras que las preocupaciones sociales están asociadas con el miedo a la evaluación negativa, miedo al diagnóstico de fobia social y síntomas elevados de ansiedad social (Jardin *et al.*, 2018; Wheaton *et al.*, 2012; Naragon-Gainey, 2010; Deacon & Abramowitz, 2006).

Para medir este constructo Reiss *et al.* (1986) diseñaron la escala “Anxiety Sensitivity Index” (ASI) la cual fue construida como medida unidimensional, sin embargo, presentaba debilidades en su validez de contenido (Sandín *et al.*, 2007). Para abordar esta limitación, se desarrolló la ASI-R, una versión ampliada de la ASI original, aunque resultó demasiado extensa (Taylor & Cox, 1998). Posteriormente, Taylor *et al.* (2007) crearon la versión final, “Anxiety Sensitivity Index-3” (ASI-3), con el propósito de corregir fallas en sus versiones anteriores. Esta versión fue validada en población española (Sandín *et al.*, 2007; Altungy *et al.*, 2023).

La ASI-3 es una escala compuesta por 18 ítems divididos en tres dimensiones, las cuales son: físico, cognitivo y social (Sandín *et al.*, 2007). Por un lado, la dimensión física hace referencia a todas las preocupaciones relacionadas con el cuerpo y su funcionamiento, (p. ej., “Cuando siento opresión en el pecho, me asusta no poder respirar bien”), en cuanto a la dimensión cognitiva se establecen preocupaciones de pensamiento (p. ej., “Cuando mis pensamientos parecen acelerarse, me preocupa que pueda volverme loco/a”) y por último, la dimensión social señala preocupaciones en función a la evaluación negativa del otro (p. ej., “Cuando tiemblo en presencia de otras personas, me da miedo lo que puedan pensar de mí”) (Foroughi *et al.*, 2019; Wheaton *et al.*, 2012).

Esta escala fue validada en población española por Sandín *et al.* (2007) de acuerdo con los índices de bondad: $RMSEA=0.05$; $CFI=0.94$; $SRMR=0.05$;

$p < 0,01$ se seleccionó un modelo de tres factores principales y un factor de orden superior. Por otra parte, la escala presenta una confiabilidad muy alta con un alfa de Cronbach de 0.91 para la escala total y un alfa de Cronbach superior a 0.80 para todos los factores, el test-retest sugiere su estabilidad temporal y se obtuvo validez convergente y discriminante (Sandín *et al.*, 2007). Por lo que se establece que la ASI-3 posee excelentes propiedades psicométricas (Ruiz, 2018).

Si bien se han realizado estudios en Colombia que han utilizado esta escala (Avendaño-Prieto *et al.*, 2018), no se encuentra adaptada específicamente a la población del país. Por esto, su validación resulta fundamental, porque aportará a los profesionales de la salud mental procesos de medición más precisos frente a la sensibilidad a la ansiedad en el contexto colombiano. Además, al contar con una herramienta psicométrica adaptada a Colombia, permitirá la evaluación del estado de sensibilidad a la ansiedad con el fin de prevenir otros trastornos asociados (Jardin *et al.*, 2018; Wheaton *et al.*, 2012). De acuerdo con lo anterior, el presente estudio plantea como objetivo obtener las propiedades psicométricas de la escala ASI-3 en población colombiana.

Método

Tipo de diseño

En este estudio se utilizó un diseño de tipo instrumental, debido a que se analizaron las propiedades psicométricas de la escala ASI-3 en Colombia, de la que se obtuvo evidencia de validez y fiabilidad (Ato *et al.*, 2013). Siguiendo los estándares propuestos por Muñiz *et al.* (2013).

Participantes

La muestra del estudio se seleccionó por medio de un muestreo no probabilístico por conveniencia (Otzen & Manterola, 2017). La muestra se conformó por 404

personas con un promedio de edad de 22.7 años. De los cuales, 265 fueron mujeres con edad promedio de 22.5 años ($DE=3.837$) y 139 hombres con edad promedio de 23.2 ($DE=10.039$) de Bogotá y sus municipios cercanos. Como criterio de inclusión se estableció que todos los participantes tuviesen nacionalidad colombiana. Por otra parte, como criterio de exclusión se descartaron a quienes no aceptaron el consentimiento informado y a quienes fuesen menores de 18 años.

Instrumentos

Se aplicó la escala *ASI-3 para la Evaluación de la Sensibilidad a la Ansiedad* adaptada a población española por Sandín *et al.* (2007), conformada por 18 ítems que evalúan tres dimensiones de la sensibilidad a la ansiedad los cuales son física, cognitiva y social con un escalamiento de tipo Likert que va de 0=Nada o casi nada a 4=Muchísimo (Wu & Leung, 2017). Las evidencias de validez demostraron a través del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y posteriormente del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) la estructura original del instrumento de tres factores y la sugerencia de un factor de orden superior ($RMSEA=0.05$; $CFI=0.94$; $SRMR=0.05$; $p<0,01$). En cuanto a las evidencias de fiabilidad se evidenció una alta consistencia interna de la escala con un alfa de Cronbach de 0.91 para toda la prueba, 0.84 para la dimensión física, 0.87 para la dimensión cognitiva y 0.83 para la dimensión social respectivamente (Sandín *et al.*, 2007).

Se utilizó la Escala de Ansiedad Generalizada GAD-7 diseñada por Spitzer *et al.* (2006), y adaptada al contexto colombiano para profesionales médicos por Camargo *et al.* (2023) la cual está conformada por 7 ítems que evalúan el trastorno de ansiedad generalizada durante los últimos 15 días según el DSM-5. Este instrumento tiene un escalamiento de tipo de Likert que va de 0=Nada a 3=Casi todos los días, estos cuatro puntos indican la frecuencia de los síntomas. Las evidencias de validez comprobaron la

estructura de la escala original, los índices de bondad mostraron la unidimensionalidad de la escala y cargas adecuadas para cada ítem (RMSEA=0.080; CFI=0.995; SRMR=0.053; $p < 0,001$). Por otra parte, las evidencias de fiabilidad demuestran la consistencia interna de la prueba, al presentar una alta fiabilidad de 0.920 con el alfa de Cronbach (Camargo et al., 2023).

Procedimiento

En primer lugar, el estudio fue aprobado por el comité de investigación de la Facultad de Psicología y Ciencias del Comportamiento de la Universidad de La Sabana. Seguido a esto, se obtuvo el permiso del autor de la prueba para estudiar las propiedades psicométricas en el contexto colombiano. Lo que dio a lugar la recolección de datos en Bogotá y sus alrededores hasta obtener la muestra final. Por último, se realizó la depuración de la base de datos y los análisis de resultados. Estos últimos estuvieron conformados por el análisis factorial confirmatorio, las evidencias convergentes y divergentes, el estudio de invarianza por sexo y las evidencias de fiabilidad.

Análisis de datos

Se utilizaron los programas JASP versión 0.19.3 y JAMOVİ versión 2.6.26 para realizar los análisis descriptivos, AFC, el análisis de invarianza, los análisis convergentes y divergentes, los análisis de reactivos y las evidencias de fiabilidad. El programa Winsteps versión 5.9.1 se utilizó para los análisis de Rasch.

Consideraciones éticas

Se diseñó un consentimiento informado acorde con la Ley 1090 de 2006, garantizando el respeto y la dignidad de los participantes. Los datos fueron tratados con estricta confidencialidad y usados solo con fines investigativos (Ley 1090 de 2006). El estudio se clasificó como de riesgo mínimo según la Resolución 8430 de 1993.

Resultados

En el siguiente apartado se presentan los resultados de las evidencias de contenido de la prueba, las evidencias de la estructura interna de la prueba mediante el AFC, la invarianza factorial, la evidencia de relación con otras variables, la fiabilidad del instrumento y la baremación de la escala por sexo.

Evidencias de contenido

Se utilizó la versión de la prueba ASI-3 en español validada en el contexto español por Sandín *et al.* (2007). Por petición de los autores, la escala que se aplicó en este estudio no recibió ningún tipo de cambio en los reactivos ni en su estructura, debido a su intención para mantener una única versión en español de la escala.

Evidencias de estructura interna

Análisis Factorial Confirmatorio

La estructura factorial del ASI-3 se ha analizado en estudios previos, en donde se ha encontrado una adecuada relación entre los indicadores y los factores latentes que pretende medir (Sandín *et al.*, 2007; Batista-Foguet *et al.*, 2004; Smith & McMillan, 2001). En el presente estudio se sometieron a prueba cuatro modelos. El modelo 1, de tres factores correlacionados con factor de orden superior (estructura original) (Taylor *et al.*, 2007); el modelo 2, de tres factores correlacionados sin factor de segundo orden; el modelo 3, de dos factores correlacionados (Sandín *et al.*, 2002; Zvolensky *et al.*, 2003); y el modelo 4, con un factor o solución unidimensional (Sandín *et al.*, 1996). Se utilizó el método robusto *Robust Maximum Likelihood (MLM)* debido a la falta de normalidad de los datos (Finney & DiStefano, 2006; Sandín *et al.*, 2007), con corrección de Satorra-Bentler.

Por otro lado, para las estimaciones se utilizaron los siguientes indicadores de bondad de ajuste: (1) χ^2/gl , en donde se esperan valores inferiores a 5 para ser

aceptable, e inferior a 3 para ser excelentes. En cuanto a los criterios *CFI* (*Comparative Fit Index*) y *TLI* (*Index Tucker-Lewis*), se esperan valores superiores a 0.90, con el fin de tener un adecuado ajuste del modelo (Escobedo-Portillo *et al.*, 2016). Ahora bien, en cuanto al *SRMR* (*Standardized Root Mean-Square Residual*) se esperan valores inferiores a 0.08 para ser adecuados (Shi & Maydeu-Olivares, 2019; Cho *et al.*, 2020). En cuanto al criterio *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Approximation*) se esperan valores inferiores 0.08, para ser aceptables o inferiores a 0.05, para ser considerados como excelentes (Shi & Maydeu-Olivares, 2019; Cho *et al.*, 2020).

Tabla 1

Índice de bondad de ajuste para los modelos rivales del ASI-3

Modelo de análisis factorial confirmatorio de la ASI-3		χ^2 (gl)	χ^2/gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC
Modelo 1:	Tres factores correlacionados y un factor de orden superior	306 (132)	2.31	0.944	0.935	0.046	0.064	21837.281
Modelo 2:	Tres factores correlacionados	306 (132)	2.31	0.944	0.935	0.046	0.064	21837.281
Modelo 3:	Dos factores correlacionados	468 (134)	3.49	0.893	0.878	0.055	0.087	22031.213
Modelo 4:	Un factor	611 (135)	4.52	0.846	0.825	0.062	0.105	22218.415

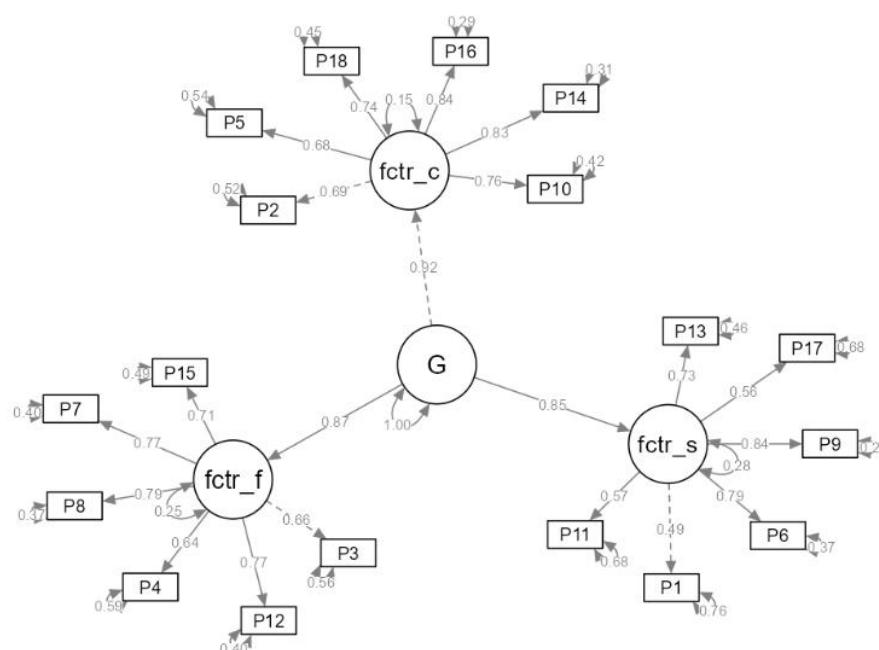
Nota. Índices corregidos (método robusto). CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; AIC = Akaike's Information Criterion.

Como se observa en la Tabla 1, tanto el modelo 3 como el 4, presentan algunos índices de ajuste adecuados, χ^2/gl obtuvieron valores aceptables (< 5), *CFI* y *TLI* inferiores a 0.90 por lo cual no se cumple con el mínimo esperado, *SRMR* presentan

valores por encima de lo esperado a 0.05, y *RMSEA* presentan valores inadecuados superiores a 0.08. Los modelos 1 y 2 presentan índices de ajuste adecuados, χ^2/gl obtuvieron valores excelentes (< 3), *CFI* y *TLI* superiores a 0.90, *SRMR* fue inferior al criterio de 0.08, y *RMSEA* presentan valores excelentes inferiores a 0.05. La parsimonia para estos dos modelos fue la misma, no obstante, se decidió seleccionar el modelo 1, de tres factores correlacionados y un factor de orden superior, teniendo en cuenta estos resultados y con la evidencia del mismo modelo de los autores sobre la prueba. El modelo 1, representa la evaluación tridimensional de la sensibilidad a la ansiedad planteada por Sandín *et al.* (2007).

Figura 1

Path diagram del modelo factorial de segundo orden.



En la Figura 1, se detalla el path diagram para la escala de sensibilidad a la ansiedad ASI-3, este es la representación visual de la sensibilidad a la ansiedad. Se

observa que se obtuvo la misma estructura factorial original de la escala. Tres factores correlacionados, con un factor de segundo orden.

Tabla 2

Invarianza factorial del modelo de tres factores correlacionados con factor de segundo orden

Modelo	X ² gl	X ² /gl	CFI	RMSEA IC	Comparación	ΔX ²	ΔCFI	ΔRMSEA
Modelo 1: Configuracional	516.045 (258)	2.000	0.931	0.070 (0.062-0.079)				
Modelo 2: Métrica	534.224 (275)	1.942	0.930	0.068 (0.060-0.077)	Modelo 2 vs. Modelo 1	18.179 (17) P=0.377	-0.001	-0.002
Modelo 3: Escalar	576.418 (289)	1.994	0.923	0.070 (0.062-0.078)	Modelo 3 vs. Modelo 2	42.194 (14) P=0.000	-0.007	0.002
Modelo 4: Estricta	602.852 (307)	1.963	0.920	0.069 (0.061-0.077)	Modelo 4 vs. Modelo 3	26.434 (18) P=0.090	-0.003	-0.001

Nota. Los criterios para el análisis de invarianza para cada uno de los modelos. $\Delta X^2 P > .05$; $\Delta CFI \leq 0.01$; $\Delta RMSEA \leq 0.015$.

En la Tabla 2, se presentan los resultados de la invarianza por sexo del modelo factorial. Para evaluar el ajuste se tomaron los criterios de Cheung y Rensvold (2009). El ΔX^2 debe tener $p > .05$; $\Delta CFI \leq 0.01$ y $\Delta RMSEA \leq 0.015$. Se detalla que todos los valores de probabilidad no son significativos, $p > 0.05$, excepto para la varianza escalar. En cuanto a las diferencias de los deltas de *CFI* y *RMSEA*, fueron inferiores a los criterios establecidos. Lo anterior significa que se obtuvo invarianza configuracional, métrica, y estricta para la estructura factorial. Se concluye que se está midiendo el mismo constructo en ambos grupos (configuracional), que se tiene la misma unidad de medida en ambos sexos (métrica), y que las medias y varianzas son comparables entre

los grupos (estricta). Se comprobó la invarianza de los resultados entre los dos grupos o la variable sexo (Abad *et al.*, 2011).

Evidencia de la relación con otras variables

Tabla 3

Correlaciones entre las subescalas del ASI-3 y el GAD-7

	ASI-3 Física	ASI-3 Cognitiva	ASI-3 Social	ASI-3 Total
ASI-3 Física	1.000			
ASI-3 Cognitiva	0.688	1.000		
ASI-3 Social	0.644	0.690	1.000	
ASI-3 Total	0.873	0.896	0.878	
GAD-7	0.515	0.644	0.500	0.621

En la Tabla 3, se observan las correlaciones entre las dimensiones del ASI-3 y el GAD-7. Los índices fueron significativos, positivos, y entre moderados y fuertes, lo que aporta evidencia convergente para el instrumento, se muestran relaciones positivas y moderadas en adelante entre las subescalas del ASI-3 y la validez de la interpretación de los puntajes de la escala.

Fiabilidad de la escala y análisis de reactivos

Se obtuvieron los índices de McDonald's y GLB, para determinar la fiabilidad de los factores y de la prueba en total. Todos los resultados fueron satisfactorios superiores a 0.80, lo que significa que tanto las dimensiones como la escala en total poseen una fiabilidad muy alta. Ver Tabla 4.

Tabla 4

Evidencias de Fiabilidad y Análisis de Reactivos

Total	Hombres	Mujeres	Total (N=404)	Total (N=404)
(N=404)	(N=139)	(N=265)		

Ítem de la ASI-3 (rango 0-4)	Media (DT)	Media (DT)	Media (DT)	McDonald's si se quita el elemento	Correlación del elemento con el resto
Ítem 1	2.37 (1.27)	2.25 (1.32)	2.44 (1.23)	0.83	0.46
Ítem 2	1.59 (1.37)	1.24 (1.29)	1.77 (1.38)	0.87	0.66
Ítem 3	1.94 (1.40)	1.43 (1.38)	2.21 (1.33)	0.85	0.61
Ítem 4	1.54 (1.32)	1.22 (1.24)	1.70 (1.34)	0.86	0.58
Ítem 5	1.90 (1.37)	1.54 (1.39)	2.09 (1.33)	0.88	0.64
Ítem 6	1.83 (1.47)	1.55 (1.46)	1.98 (1.45)	0.78	0.70
Ítem 7	2.13 (1.44)	1.65 (1.44)	2.38 (1.38)	0.84	0.70
Ítem 8	1.53 (1.41)	1.32 (1.36)	1.64 (1.43)	0.83	0.73
Ítem 9	1.95 (1.42)	1.50 (1.43)	2.18 (1.36)	0.77	0.74
Ítem 10	1.49 (1.46)	1.20 (1.40)	1.64 (1.47)	0.87	0.69
Ítem 11	1.49 (1.40)	1.10 (1.26)	1.69 (1.42)	0.82	0.52
Ítem 12	1.65 (1.37)	1.48 (1.37)	1.74 (1.36)	0.83	0.73
Ítem 13	1.82 (1.46)	1.41 (1.43)	2.04 (1.43)	0.80	0.64
Ítem 14	1.47 (1.37)	1.08 (1.28)	1.67 (1.38)	0.86	0.77
Ítem 15	1.05 (1.25)	0.77 (1.08)	1.20 (1.31)	0.85	0.62
Ítem 16	1.53 (1.36)	1.18 (1.24)	1.71 (1.39)	0.86	0.78
Ítem 17	2.21 (1.43)	1.82 (1.45)	2.41 (1.37)	0.83	0.49
Ítem 18	1.25 (1.33)	0.95 (1.29)	1.41 (1.33)	0.87	0.68
Subescalas de la ASI-3 (rango 0- 4)	Media (DT)	Media (DT)	Media (DT)	McDonald's	GLB
Física	9.86 (6.39)	7.88 (6.14)	10.90 (6.28)	0.871	0.901
Cognitiva	9.25 (6.66)	7.22 (6.35)	10.31 (6.58)	0.891	0.911
Social	11.70 (6.20)	9.66 (6.15)	12.77 (5.97)	0.838	0.863
ASI-3 Total	30.82 (17.07)	24.77 (16.04)	33.99 (16.77)	0.934	0.961

En la Tabla 4, se presentan los estadísticos descriptivos de cada ítem para los grupos de hombres, mujeres y el total de la muestra. Se detalla que la muestra de mujeres obtuvo puntajes más altos que los hombres, en todos los ítems del instrumento. Lo mismo pasó al comparar los factores de la prueba. En cuanto a las evidencias de

validez basadas en los análisis de ítems, se encuentra que todas las correlaciones del elemento con el resto fueron satisfactorias, todas superiores a 0.30, criterio mínimo (De los Santos-Roig & Pérez-Meléndez, 2014). Frente al índice de McDonald's si se quita el elemento todos estos valores fueron adecuados inferiores a 0.934 que era el criterio general. Lo anterior aporta evidencia a la validez de las interpretaciones.

Modelo de Rasch

Tabla 5

Ajuste del modelo y el funcionamiento diferencial de los ítems desde el modelo de Rasch

Ítem	Measure	Model (S.E)	Infit	Oufit	DIF. Measure	Welch		MantelHanzl	
			MNSQ	MNSQ		t	D.F	Prob.	Size
					M (0.44) F				
18	0.44	0.08	1.11	1.11	(0.44)	0.00	168	1.000	0.30
					M (0.06) F				
16	0.06	0.08	0.79	0.79	(0.06)	0.00	179	1.000	-0.09
					M (-0.07) F				
10	0.05	0.07	1.06	1.09	(0.10)	1.08	180	0.2825	0.04
					M (0.09) F				
2	0.02	0.08	1.15	1.14	(0.00)	-0.53	179	0.5497	0.64
					M (0.02) F				
14	0.02	0.08	0.79	0.79	(0.02)	0.00	179	1.000	-0.30
					M (-0.52) F (-				
5	-0.59	0.08	1.11	1.08	0.63)	-0.64	181	0.5216	-0.16
					M (0.59) F				
11	0.53	0.06	1.18	1.26	(0.51)	-0.59	197	0.5565	0.07
					M (0.31) F				
13	0.19	0.06	0.89	0.88	(0.13)	-1.31	199	0.1911	-0.03
6	0.16	0.06	0.77	0.78	M (-0.3) F (0.25)	2.07	202	0.0398	0.00
					M (0.13) F (-				
9	0.00	0.07	0.66	0.62	0.06)	-1.36	201	0.1749	0.16

17	-0.40	0.07	1.32	1.42	M (-0.38) F (-0.40)	-0.16	204	0.8693	0.06
1	-0.48	0.07	1.16	1.23	M (-0.64) F (-0.40)	1.56	202	0.1206	0.31
15	1.18	0.09	1.10	1.06	M (1.18) F (1.18)	0.00	197	1.000	-0.15
4	0.26	0.08	1.22	1.21	M (0.40) F (0.20)	-1.12	200	0.2625	-0.31
8	0.17	0.08	0.78	0.79	M (-0.06) F (0.28)	2.11	203	0.0363	0.26
12	-0.10	0.08	0.81	0.82	M (-0.48) F (0.08)	3.37	205	0.0009	0.45
3	-0.60	0.08	1.09	1.11	M (-0.29) F (-0.75)	-2.73	205	0.0069	-0.30
7	-0.91	0.08	0.91	0.93	M (-0.75) F (-1.00)	-1.53	206	0.1270	0.31

Nota. Los ítems están agrupados por dimensiones y por el Measure (índice de dificultad).

M=Masculino; F=Femenino.

En la Tabla 5, se presentan los resultados para la escala, desde el modelo de Rasch, en análisis previos se estableció la unidimensionalidad de cada uno de los factores. Se procesaron los datos desde el modelo de TCT a través de componentes principales, encontrando varianzas explicadas superiores al 50%, para todos los factores, resultado que se considera excelente para sustentar la unidimensionalidad de cada factor. Se obtuvieron evidencias desde el modelo de Rasch, encontrando porcentajes de varianzas superiores al 60%, que es lo esperado y autovalores inferiores a 2.0 en el primer contraste (Linacre, 2025). En conclusión, se asume unidimensionalidad en todos los factores. Se detalla que los niveles de error de los reactivos fueron muy adecuados, presentan niveles muy bajos todos inferiores al 0.10, que se consideran excelentes.

A su vez, se presentan los índices de ajuste *Infit* y *Outfit*, estos presentan valores adecuados que están entre 0.5 y 1.5 que es lo esperado como criterio de ajuste al modelo por parte de los ítems (Linacre, 2025). Estos valores demuestran el buen ajuste

de cada uno de los ítems para los factores en estudio. También se muestra el *Dif-Measure* para los dos sexos, que presenta la diferencia de estimación para el ítem en hombres y mujeres.

En la Tabla 5, se presenta el funcionamiento diferencial de los ítems, que se analizó con las pruebas de Welch y MantelHanzl, en este aspecto, se encontró que 14 de los 18 reactivos no presentan valores significativos, esto quiere decir, que no presentan sesgo por la variable sexo. Cuatro de los ítems presentaron valores de probabilidad significativos, estas fueron las preguntas, 3, 6, 8 y 12, a pesar del resultado los tamaños del efecto fueron inferiores al criterio establecido de 0.64, para ser considerados como relevantes para considerarse con sesgo (Zwick *et al.*, 1999).

Baremos de prueba

Se obtuvieron los baremos para hombres (ver Apéndice A) y mujeres en la escala (ver Apéndice B). Las tablas contienen los puntajes directos, los percentiles, las puntuaciones T, la clasificación del puntaje y los criterios de interpretación para cada una de las categorías.

Discusión

Esta investigación buscaba obtener las propiedades psicométricas de la escala ASI-3 en población colombiana. Se pretendía inicialmente que la estructura factorial del ASI-3, versión Colombia presentará tres factores correlacionados y un factor de orden superior según la versión original (Taylor *et al.*, 2007). Así, mediante el AFC se analizó la estructura factorial con cuatro modelos estudiados en otros contextos, de acuerdo con los resultados, se encontró que el modelo de mejor ajuste fue el modelo uno, que corresponde a tres factores correlacionados y un factor de orden superior, lo cual ratifica la estructura original del estudio de Taylor *et al.* (2007).

Se buscaba también que la estructura factorial de la ASI-3 presentará invarianza de acuerdo con el sexo. Esta invarianza se demostró a través del modelo configuracional, métrico y estricto que permitieron demostrar una estructura factorial invariante de tres factores correlacionados con factor de segundo orden. Se refiere a que, la estructura de tres factores no se modifica teniendo en cuenta la variable sexo, es decir, que se puede utilizar la misma métrica de medición, lo que según Caycho (2017) es positivo, porque ratifica que en la prueba no se generarán interpretaciones o sesgadas acerca de las diferencias encontradas entre los dos grupos. Se debe aclarar que no se encontró invarianza escalar, pero el análisis de Rasch, demostró que no existe sesgo por sexo.

En cuanto a las evidencias de relación con otras variables se correlacionaron los puntajes de la prueba con otras medidas de ansiedad, en este caso, con la Escala GAD-7 adaptada para Colombia por Camargo *et al.* (2023). Los resultados mostraron correlaciones significativas y positivas entre la puntuación total de la ASI-3 y el GAD-7, siendo esta correlación de 0.621 lo que significa que, a mayor sensibilidad a la ansiedad, se tendrá una mayor probabilidad de conductas del trastorno de ansiedad generalizada (Spitzer *et al.*, 2006). A partir de esto, se ratifica una alta evidencia convergente de la ASI-3, además, los resultados de las Inter correlaciones de las subescalas de la ASI 3 demuestran la consistencia de la estructura de la prueba.

En cuanto al funcionamiento de los ítems se evidencia que, todos los reactivos aprobaron los criterios establecidos, los cuales fueron superiores a 0.30, (De los Santos-Roig & Pérez-Meléndez, 2014). En la correlación del elemento con el resto, a su vez, ninguno aumenta la fiabilidad de la escala cuando se elimina el elemento al compararlo con el índice de McDonald's, lo que ratifica la hipótesis planteada de ajuste de los ítems. Lo anterior concuerda con los resultados del estudio de Sandín *et al.* (2007).

Los análisis de fiabilidad se efectuaron con los índices de Omega de McDonald y el Greatest Lower Bound (GLB). Con relación los datos obtenidos, se determina que la Escala a la Sensibilidad a la Ansiedad (ASI-3) cuenta con una fiabilidad muy alta debido a que obtuvo valores superiores a 0.70 (Barbero, 2010; Oviedo & Campos-Arias, 2005). Específicamente, se obtuvo 0.934 para el índice de Omega de McDonald y 0.961 para el índice del Greatest Lower Bound (GLB) (De los Santos-Roig & Pérez-Meléndez, 2014).

De acuerdo con los resultados, se encontró que todos los ítems ajustaron al modelo de Rasch, tanto en el indicador Infit como en el Outfit, debido a que, los valores se encuentran dentro del criterio de adecuación 0.5 a 1.5 (Linacre, 2007). De acuerdo con los resultados de la prueba de Welch y Mantel Hanzl no se encontraron evidencias que sustenten la existencia de sesgo, debido a que, todos los reactivos estuvieron dentro de los indicadores esperados, es decir que, presentaran niveles de tamaño del efecto inferiores al criterio especificado (Zwick *et al.*, 1999).

Para esta investigación se construyeron los baremos de la escala para ambos sexos con los percentiles y las puntuaciones T. La escala ASI-3 para la Evaluación de la Sensibilidad a la Ansiedad es una escala tipo Likert de 0 a 4, que inicialmente planteó Taylor *et al.* (2007) y adaptada al español por Sandín *et al.* (2007). Con respecto a los análisis realizados para la población colombiana la ASI-3 quedó conformada por 18 ítems y una estructura tridimensional, concordante con lo planteado en la escala original, que mide la sensibilidad a la ansiedad en sus dimensiones física, cognitiva y social.

En cuanto a limitaciones y sugerencias, se tiene en cuenta que, el tamaño de la muestra debería ser más amplio, debido a que Colombia es un país diverso y no se tuvieron en cuenta algunas regiones de Colombia. De igual forma, se recomienda

garantizar equivalencia entre hombres y mujeres, dado que, en este estudio la muestra estuvo compuesta por un 65.6% de mujeres y un 34.4% de hombres. Por último, se propone aplicar y estudiar la escala en contextos clínicos para observar si es apta dentro de este y si funciona como herramienta para la detección eficaz de sensibilidad a la ansiedad. En conclusión, se establece que la ASI-3 para la Evaluación a la Sensibilidad a la Ansiedad (Sandín *et al.*, 2007) será importante para recabar datos sobre salud mental en Colombia de una manera válida y confiable, en diferentes aplicaciones.

Referencias

- Abad, F., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Editorial Síntesis.
- Altungy, P., Liébana, S., Sánchez-Marqueses, J. M., Sanz-García, A., García-Vera, M. P., & Sanz, J. (2023). Propiedades psicométricas del Índice de Sensibilidad a la Ansiedad-3 (ASI-3) en población española. *Psicothema*, 35(3), 300-309. <https://dx.doi.org/10.7334/psicothema2022.237>
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.)*. American Psychiatric Publishing.
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). A classification system for research designs in psychology. *Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Avendaño-Prieto, B. L., Toro-Tobar, R. A., Vargas-Espinosa, N. M., & Villalba-Garzón, J. (2018). Protocolo de evaluación transdiagnóstico para estrés, ansiedad y depresión: un análisis con víctimas colombianas. *Trends in Psychology*, 26(4), 2119-2132. <https://doi.org/10.9788/TP2018.4-15Pt>
- Barbero, M. I. (2010). *Psicometría: Teoría, formulario y problemas resueltos*. Editorial Sanz y Torres.

- Batista-Foguet, J. M., Coenders, G., & Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(1), 21-7. <https://doi.org/10.1157/13057542>
- Camargo, L., Herrera-Pino, J., Shelach, S., Soto-Añari, M., Porto, M. F., Alonso, M., González, M., Contreras, O., Caldichoury, N., Ramos-Henderson, M., Gargiulo, P., & López, N. (2023). Escala de ansiedad generalizada GAD-7 en profesionales médicos colombianos durante pandemia de COVID-19: validez de constructo y confiabilidad. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 52(3), 245-250. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2021.06.003>
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en Ciencias de la Salud. *Educación Médica Superior*, 31(2) 1-3. <https://www.medigraphic.com/pdfs/educacion/cem-2017/cem172d.pdf>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2009). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cho, G., Hwang, H., Sarstedt, M., & Ringle, Ch. M. (2020). Cutoff criteria for overall model fit indexes in generalized structured component analysis. *Journal of Marketing Analytics*, 8(4), 189-202. <https://doi.org/10.1057/s41270-020-00089-1>
- De los Santos-Roig, M., & Pérez-Meléndez, C. (2014). Items analysis and reliability evidences of ERCE scale. *Annals of Psychology*, 30(2), 438-449. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.2.164021>

- Deacon, B., & Abramowitz, J. (2006). Anxiety sensitivity and its dimensions across the anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 20(7), 837-857. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2006.01.003>
- Delgado, E. C., De la Cera, D. X., Lara, M. F., & Arias, R. M. (2021). Generalidades sobre el trastorno de ansiedad. *Revista cúpula*, 35(1), 23-36. <https://www.binasss.sa.cr/bibliotecas/bhp/cupula/v35n1/art02.pdf>
- Díaz, I., & De la Iglesia, G. (2019). Ansiedad: revisión y delimitación conceptual. *Summa Psicológica UST*, 16(1), 42-50. <https://doi.org/10.18774/0719-448x.2019.16.1.393>
- Escobedo-Portillo, M. T., Hernández Gómez, J. A., Esteban Ortega, V., & Martínez Moreno, G. (2016). Modelos de Ecuaciones Estructurales: Características, Fases, Construcción, Aplicación y Resultados. *Revista Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16–22. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Etienne, C. F. (2018). Salud mental como componente de la salud universal. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 42, e140. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.140>
- Finney, S., & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In G. Hancock & R. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269–314). Information Age Publishing.
- Foroughi, A. A., Mohammadpour, M., Khanjani, S., Pouyanfard, S., Dorouie, N., & Parvizi Fard, A. A. (2019). Psychometric properties of the Iranian version of the Anxiety Sensitivity Index-3 (ASI-3). *Trends in psychiatry and Psychotherapy*, 41(3), 254-261. <https://doi.org/10.1590/2237-6089-2018-0078>

- Franco-Jimenez, R. & Nuñez-Magallanes, A. (2022). Propiedades psicométricas del GAD-7, GAD-2 y GAD-Mini en universitarios peruanos. *Propósitos y Representaciones*, 10(1), e1437. <https://doi.org/10.20511/pyr2022.v10n1.1437>
- Garay, C.J., Donati, S., Ortega, I., Freiría, S., Rosales, G., & Koutsovitits, F. (2019). Modelos cognitivo-conductuales del Trastorno de Ansiedad Generalizada. *Revista de Psicología*, 15(29), 7-21.
- Jardin, C., Paulus, D. J., Garey, L., Kauffman, B., Bakhshaie, J., Manning, K., Mayorga, N. A., & Zvolensky, M. J. (2018). Towards a greater understanding of anxiety sensitivity across groups: The construct validity of the Anxiety Sensitivity Index-3. *Psychiatry Research*, 268, 72-81. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.07.007>
- Leventhal, A. M., & Zvolensky, M. J. (2015). Anxiety, depression, and cigarette smoking: A transdiagnostic vulnerability framework to understanding emotion–smoking comorbidity. *Psychological Bulletin*, 141(1), 176-212. <https://doi.org/10.1037/bul0000003>
- Ley 1090 de 2006. Por la cual se reglamenta el ejercicio de la profesión de Psicología, se dicta el Código Deontológico y Bioético y otras disposiciones. Diario oficial N. 46383 de 6 de septiembre de 2006. Congreso de la República de Colombia. https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma_pdf.php?i=66205
- Linacre, J. M. (2025). *A User's Guide to WINSTEPS: Rasch-Model Computer Programs*. Winsteps Manual.
- López-Mora, C., Álvarez, O., González-Hernández, J., & Castillo, I. (2022). Sensibilidad a la ansiedad y adicción a los videojuegos en deportistas. El rol

protector de la dureza mental. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 22(1), 124-137. <https://doi.org/10.6018/cpd.466831>

López-Núñez, C., González-Roz, A., Weidberg, S., & Fernández-Artamendi, S. (2021). Sensibilidad a la ansiedad como factor de vulnerabilidad transdiagnóstico para el consumo de tabaco: implicaciones clínicas y para el tratamiento. *Adicciones*, 33(2), 85-94. <https://doi.org/10.20882/adicciones.1549>

Macías-Carballo, M., Pérez-Estudillo, C., López-Meraz, L., Beltrán-Parrazal, L. & Morgado-Valle, C. (2019). Trastornos de ansiedad: revisión bibliográfica de la perspectiva actual. *Eneurobiología*, 10(24), 2. <https://doi.org/10.25009/eb.v10i24.2544>

Ministerio de Salud y Protección Social. (10 de octubre de 2022). *Salud mental: asunto de todos* [Comunicado de prensa]. <https://www.minsalud.gov.co/Paginas/Salud-mental-asunto-de-todos.aspx>

Ministerio de Salud y Protección Social. (11 de octubre de 2023). *Encuesta de Minsalud revela que el 66,3% de los colombianos declara haber enfrentado algún problema de salud mental* [Comunicado de prensa]. <https://www.minsalud.gov.co/Paginas/66-porciento-de-colombianos-declara-haber-enfrentado-algun-problema-de-salud-mental.aspx>

Ministerio de Salud y Protección Social. (2015). *Encuesta Nacional de Salud Mental 2015 Tomo I*. https://www.minjusticia.gov.co/programas-co/ODC/Publicaciones/Publicaciones/CO031102015-salud_mental_tomoI.pdf

Muñiz, J., Elousa, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>

- Naragon-Gainey, K. (2010). Meta-analysis of the relations of anxiety sensitivity to the depressive and anxiety disorders. *Psychological Bulletin*, 136(1), 128-150. <https://doi.org/10.1037/a0018055>
- Organización Mundial de la Salud. (2022). *Salud mental: fortalecer nuestra respuesta*. Organización Mundial de la Salud. <https://n9.cl/7rry0>
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <https://doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>
- Oviedo, H., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. <http://www.scielo.org.co/pdf/rcp/v34n4/v34n4a09.pdf>
- Reiss, S., Peterson, R. A., Gursky, D. M., & McNally, R. J. (1986). Anxiety sensitivity, anxiety frequency and the prediction of fearfulness. *Behaviour research and therapy*, 24(1), 1-8. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(86\)90143-9](https://doi.org/10.1016/0005-7967(86)90143-9)
- Ruiz, F. J. (2018). Relación entre la sensibilidad a la ansiedad y el miedo a conducir. *Apuntes de Psicología*, 36(3), 145-154. <https://apuntesdepsicologia.es/index.php/revista/article/view/745>
- Sandín, B., Chorot, P., & McNally, R.J. (1996). Validation of the Spanish version of the Anxiety Sensitivity Index in a clinical sample. *Behaviour Research and Therapy*, 34(3), 283-290. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(95\)00074-7](https://doi.org/10.1016/0005-7967(95)00074-7)
- Sandín, B., Chorot, P., Santed, M.A., & Valiente, R.M. (2002). Análisis factorial confirmatorio del Índice de Sensibilidad a la Ansiedad para Niños. *Psicothema*, 14(2) 333-339. <https://www.redalyc.org/pdf/727/72714222.pdf>
- Sandín, B., Valiente, R. M., Chorot, P., & Santed, M. A. (2007). ASI-3: Nueva escala para la evaluación de la sensibilidad a la ansiedad. *Revista de Psicopatología y*

Psicología Clínica, 12(2), 91-104. https://www.aepcp.net/wp-content/uploads/2020/05/02_20072_Sandin_et_al.pdf

Shi, D., & Maydeu-Olivares, A. (2020). The effect of estimation methods on SEM fit indices. *Educational and psychological measurement*, 80(3), 421-445. <https://doi.org/10.1177/0013164419885164>

Smith, T. D., & McMillan, B. F. (2001). *Primer of Model Fit Indices in Structural Equation Modeling*. Southwest Educational Research Association.

Smits, J. A., Otto, M. W., Powers, M. B., & Baird, S. O. (2019). Anxiety sensitivity as a transdiagnostic treatment target. Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-813495-5.00001-2>.

Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B. W., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092-1097. <https://doi.org/10.1001/archinte.166.10.1092>

Taylor, S. (2020). Anxiety sensitivity. In J. S. Abramowitz & S. M. Blakey (Eds.), *Clinical handbook of fear and anxiety: Maintenance processes and treatment mechanisms* (pp. 65–80). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/0000150-004>

Taylor, S., Zvolensky, M. J., Cox, B. J., Deacon, B., Heimberg, R. G., Ledley, D. R., Abramowitz, J. S., Holaway, R. M., Sandín, B., Stewart, S. H., Coles, M., Eng, W., Daly, E. S., Arrindell, W. A., Bouvard, M., & Jurado, S. (2007). Robust dimensions of anxiety sensitivity: Development and initial validation of the Anxiety Sensitivity Index-3 (ASI-3). *Psychological Assessment*, 19(2), 176-188. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.19.2.176>

Taylor, S., & Cox, B. J. (1998). An expanded Anxiety Sensitivity Index: Evidence for a hierarchic structure in a clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 12,

463-483. [https://doi.org/10.1016/S0887-6185\(98\)00028-0](https://doi.org/10.1016/S0887-6185(98)00028-0)

- Valiente, R. M., Sandín, B., & Chorot, P. (2002). Miedos comunes en niños y adolescentes: Relación con la sensibilidad a la ansiedad, el rasgo de ansiedad, la afectividad negativa y la depresión. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 7(1), 61–70. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.7.num.1.2002.3922>
- Wheaton, M. G., Deacon, B. J., McGrath, P. B., Berman, N. C., & Abramowitz, J. S. (2012). Dimensions of anxiety sensitivity in the anxiety disorders: Evaluation of the ASI-3. *Journal of Anxiety Disorders*, 26(3), 401-408. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2012.01.002>
- Wu, H., & Leung, S. O. (2017). Can Likert Scales be Treated as Interval Scales? A Simulation Study. *Journal of Social Service Research*, 43(4), 527 - 532. <https://doi.org/10.1080/01488376.2017.1329775>
- Zvolensky, M.J., Arrindell, W.A., Taylor, S., Bouvard, M., Cox, B.J., Stewart, S.H., Sandín, B., Jurado Cardenas, S., & Eifert, G.H. (2003). Anxiety sensitivity in six countries. *Behaviour Research and Therapy*, 41(7), 841-859. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(02\)00187-0](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(02)00187-0)
- Zwick, R., Thayer, D.T., & Lewis, Q. (1999). An Empirical Bayes Approach to Mantel-Haenszel DIF Analysis. *Journal of Educational Measurement*, 36(1), 1-28. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1999.tb00543.x>

Apéndices

Apéndice A. Baremos para hombres de la ASI-3

Puntajes directos	Percentil	Puntuación T	Clasificación	Interpretación
2	1	36	Muy bajo	Las puntuaciones en esta categoría sugieren que la persona muestra una sensibilidad mínima a la ansiedad. Es probable que maneje el estrés y las situaciones ansiosas con gran facilidad. Su capacidad para enfrentar situaciones estresantes es alta y generalmente mantiene un equilibrio emocional estable
3	5	36	Muy bajo	
6	10	39	Muy bajo	
8	15	40	Bajo	Una puntuación baja indica que la persona tiene una sensibilidad relativamente baja a la ansiedad. Aunque puede experimentar ansiedad ocasionalmente, tiende a manejarla de manera efectiva. Las situaciones estresantes pueden causar cierta incomodidad, pero en general, la persona tiene buenos mecanismos de afrontamiento.
10	20	41	Bajo	
11	25	41	Bajo	
13	30	43	Promedio bajo	Las puntuaciones en esta categoría sugieren una sensibilidad ligeramente superior a la ansiedad que el grupo con puntuaciones bajas. La persona puede experimentar niveles moderados de ansiedad en situaciones estresantes, pero sigue siendo capaz de gestionar sus emociones y mantener un equilibrio general en la vida cotidiana.
17	35	45	Promedio bajo	
18	40	46	Promedio	Una puntuación promedio indica que la persona tiene una sensibilidad a la ansiedad que es común entre la mayoría de las personas. Puede experimentar ansiedad en situaciones estresantes y, aunque esta puede afectar ocasionalmente su bienestar, generalmente tiene la capacidad de manejarla con eficacia utilizando estrategias de afrontamiento adecuadas.
21	45	48	Promedio	
23	50	49	Promedio	
25	55	50	Promedio	
27	60	51	Promedio	
29	65	53	Promedio	
33	70	55	Promedio alto	Las puntuaciones en esta categoría reflejan una sensibilidad mayor a la ansiedad en comparación con el promedio. La persona puede experimentar niveles significativos de ansiedad en situaciones que otros podrían encontrar menos perturbadoras. Puede que requiera más tiempo y esfuerzo para gestionar la ansiedad y puede beneficiarse de estrategias adicionales o apoyo para el manejo del estrés.
34	75	56	Promedio alto	
38	80	58	Alto	Una puntuación alta indica una sensibilidad considerable a la ansiedad. La persona a menudo experimenta niveles elevados de ansiedad, incluso en situaciones que no son claramente estresantes para otros. Es probable que la ansiedad tenga un impacto notable en su bienestar general y en su capacidad para funcionar en la vida cotidiana. Puede ser necesario buscar apoyo profesional o desarrollar estrategias más efectivas de manejo del estrés
43	85	61	Alto	
47	90	64	Alto	
52	95	67	Muy alto	Las puntuaciones en esta categoría sugieren una sensibilidad extremadamente alta a la ansiedad. La persona puede experimentar ansiedad severa con frecuencia, lo que puede afectar significativamente su vida diaria y su bienestar emocional. La
71	99	79	Muy alto	

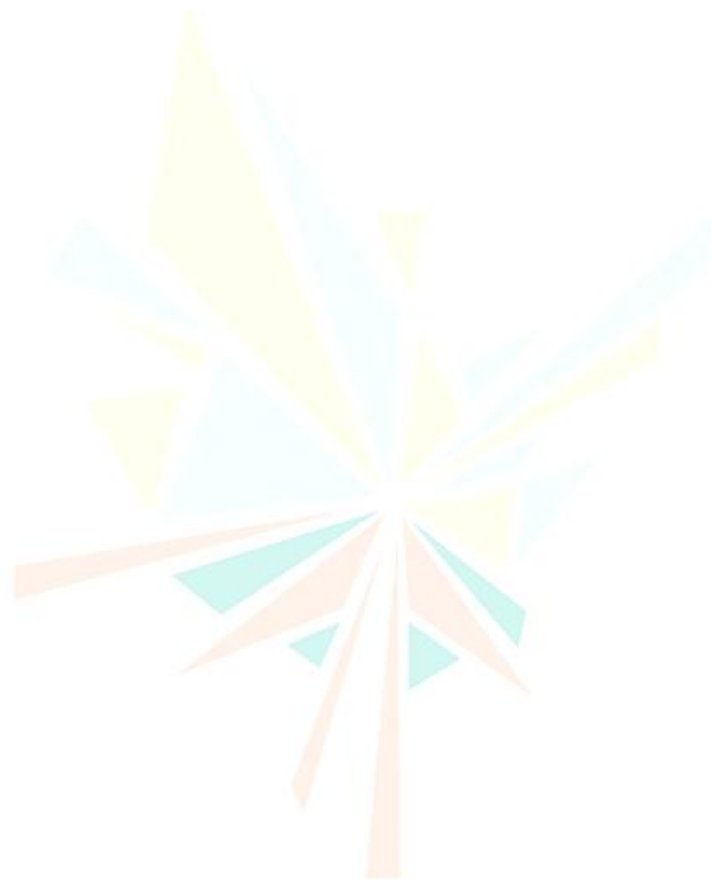
ansiedad puede ser una preocupación central y puede requerir intervención profesional intensiva y estrategias de manejo de la ansiedad muy específicas para mejorar la calidad de vida.

M=24.77

DT=16.04

REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE

EVALUACIÓN PSICOLÓGICA



Apéndice B. Baremos para Mujeres de la ASI-3

Puntajes directos	Percentil	Puntuación T	Clasificación	Interpretación
3	1	32	Muy bajo	Las puntuaciones en esta categoría sugieren que la persona muestra una sensibilidad mínima a la ansiedad. Es probable que maneje el estrés y las situaciones ansiosas con gran facilidad. Su capacidad para enfrentar situaciones estresantes es alta y generalmente mantiene un equilibrio emocional estable
8	5	35	Muy bajo	
13	10	37	Muy bajo	
15	15	39	Bajo	Una puntuación baja indica que la persona tiene una sensibilidad relativamente baja a la ansiedad. Aunque puede experimentar ansiedad ocasionalmente, tiende a manejarla de manera efectiva. Las situaciones estresantes pueden causar cierta incomodidad, pero en general, la persona tiene buenos mecanismos de afrontamiento.
18	20	40	Bajo	
21	25	42	Bajo	
24	30	44	Promedio bajo	Las puntuaciones en esta categoría sugieren una sensibilidad ligeramente superior a la ansiedad que el grupo con puntuaciones bajas. La persona puede experimentar niveles moderados de ansiedad en situaciones estresantes, pero sigue siendo capaz de gestionar sus emociones y mantener un equilibrio general en la vida cotidiana.
26	35	45	Promedio bajo	
28	40	46	Promedio	Una puntuación promedio indica que la persona tiene una sensibilidad a la ansiedad que es común entre la mayoría de las personas. Puede experimentar ansiedad en situaciones estresantes y, aunque esta puede afectar ocasionalmente su bienestar, generalmente tiene la capacidad de manejarla con eficacia utilizando estrategias de afrontamiento adecuadas.
29	45	47	Promedio	
32	50	49	Promedio	
37	55	52	Promedio	
39	60	53	Promedio	
43	65	55	Promedio	
45	70	57	Promedio alto	Las puntuaciones en esta categoría reflejan una sensibilidad mayor a la ansiedad en comparación con el promedio. La persona puede experimentar niveles significativos de ansiedad en situaciones que otros podrían encontrar menos perturbadoras. Puede que requiera más tiempo y esfuerzo para gestionar la ansiedad y puede beneficiarse de estrategias adicionales o apoyo para el manejo del estrés.
48	75	58	Promedio alto	
49	80	59	Alto	Una puntuación alta indica una sensibilidad considerable a la ansiedad. La persona a menudo experimenta niveles elevados de ansiedad, incluso en situaciones que no son claramente estresantes para otros. Es probable que la ansiedad tenga un impacto notable en su bienestar general y en su capacidad para funcionar en la vida cotidiana. Puede ser necesario buscar apoyo profesional o desarrollar estrategias más efectivas de manejo del estrés
51	85	60	Alto	
55	90	63	Alto	
63	95	67	Muy alto	Las puntuaciones en esta categoría sugieren una sensibilidad extremadamente alta a la ansiedad. La persona puede experimentar ansiedad severa con frecuencia, lo que puede afectar significativamente su vida diaria y su bienestar emocional. La ansiedad puede ser una preocupación central y puede requerir intervención profesional intensiva y estrategias de manejo de la
68	99	70	Muy alto	

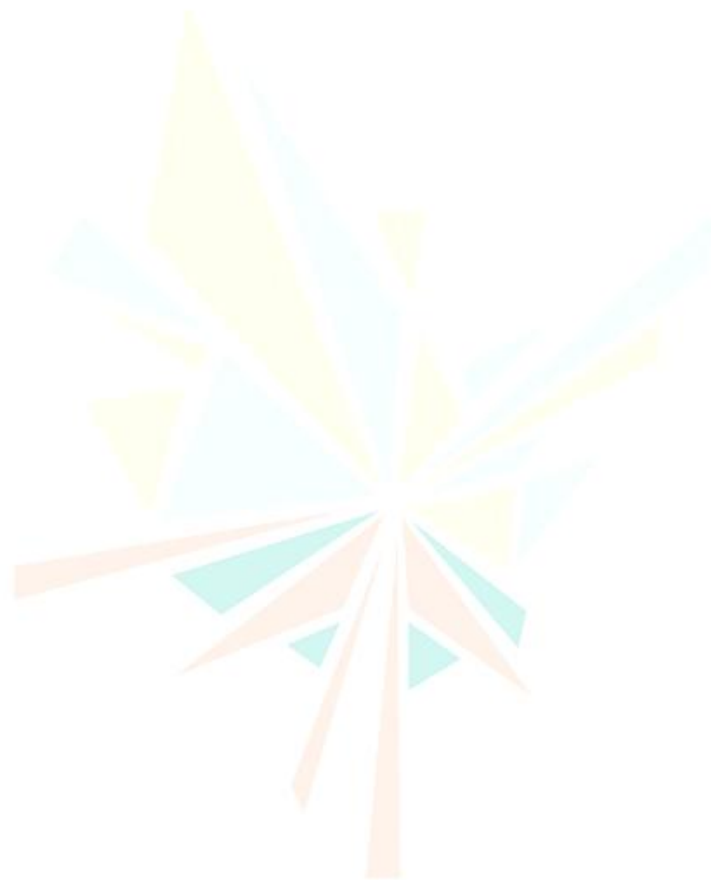
ansiedad muy específicas para mejorar la calidad de vida.

M=33.99

DT=16.77

REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE

EVALUACIÓN PSICOLÓGICA



Estructura Factorial de las Habilidades Investigativas en Pregrado: Desarrollo y Validación Psicométrica del Instrumento IHI-ES y la Simplificación Empírica del Modelo LART

Diana Eveling Solarte Narváez, Corporación Universitaria Minuto de Dios,
<https://orcid.org/0000-0003-2487-2631>, email: diana.solarte@uniminuto.edu

Fabio Darío Rojas-Rivera, Universidad Nacional Abierta y a Distancia UNAD,
<https://orcid.org/0009-0005-9661-6778>, email: fabio.rojas@unad.edu.co

Lina María Estupiñán Gonzales, Corporación Universitaria Minuto de Dios,
<https://orcid.org/0009-0004-7491-9754>, email: linapsicoeg@gmail.com

Resumen

El estudio evaluó las propiedades psicométricas de validez y confiabilidad del Instrumento de Medición de Habilidades Investigativas en Estudiantes Universitarios (IHI-ES), un cuestionario diseñado para medir la madurez investigativa en pregrado. Este instrumento adapta y simplifica el Modelo LART (Rivas Tovar, 2011), seleccionando cinco competencias iniciales adecuadas para este nivel educativo. La investigación siguió un diseño instrumental, no experimental y transversal. Se realizó validación de contenido por jueceo experto (N=6) mediante el estadístico V de Aiken y un pilotaje (N=23). Posteriormente, se aplicó a una muestra de N=347 estudiantes universitarios para evaluar validez de constructo y confiabilidad. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) mostró alta adecuación muestral (KMO = 0.870) y esfericidad de Bartlett significativa ($\chi^2 = 2068.890$, $p = 0.000$). Se obtuvo una solución de tres factores con 21 ítems que explicaron el 45.35% de la varianza: Marcos de Referencia y Objetivos (MR), Instrumentos y Resultados (IR), y Redacción Científica (RC). Esta estructura empírica, más sencilla que el modelo teórico original, confirmó que el IHI-ES mide objetivamente las habilidades investigativas. La confiabilidad general fue adecuada ($\alpha = 0.742$), destacando el factor MR con consistencia excelente ($\alpha = 0.836$).

El IHI-ES se valida como un instrumento robusto, pertinente y apoyado en baremos preliminares, útil para evaluar competencias investigativas fundamentales en estudiantes universitarios de pregrado.

Palabras clave: Análisis Factorial; Estudiantes universitarios; Habilidades investigativas; Modelo LART; Psicometría; Validez de Constructo.

Abstract

The main objective of this study was to evaluate the psychometric properties of validity and reliability of the Instrument for Measuring Research Skills in University Students (IHI-ES), a questionnaire designed to assess research maturity in undergraduate students. This instrument is an adaptation and simplification of the complex LART Model (Rivas Tovar, 2011), initially selecting five competencies deemed appropriate for this educational level. The methodological design was instrumental, non-experimental, and cross-sectional. The process included content validation through expert judgment (N=6) using Aiken's V statistic (Merino-Soto, 2023) and a pilot test (N=23). Subsequently, construct validity and reliability were assessed by administering the instrument to a final sample of N=347 university students. Exploratory Factor Analysis (EFA) showed high sample adequacy (Kaiser-Meyer-Olkin, KMO = 0.870) and significant Bartlett's test of sphericity ($\chi^2 = 2068.890$, $p = 0.000$). The EFA yielded a parsimonious three-factor solution (21 items) that explained 45.35% of the total variance: Reference Frameworks and Objectives (MR), Instruments and Results (IR), and Scientific Writing (RC). This empirical structure, simpler than the original theoretical model, confirmed that the instrument objectively measures research skills. Overall reliability was adequate (Cronbach's $\alpha = 0.742$), with the MR factor showing excellent consistency ($\alpha = 0.836$). The IHI-ES is validated as a robust and relevant instrument, supported by preliminary norms, for assessing fundamental

research competencies in undergraduate higher education.

Keywords: Factorial Analysis; University Students; Research Skills; LART Model; Psychometrics; Construct Validity.

Introducción

La formación en investigación es reconocida globalmente como un pilar esencial en la educación superior (Chavez *et al.*, 2022; Duche *et al.*, 2023; UNAL, 2022). Este proceso no solo se limita a la transmisión de conocimientos, sino que prepara a los estudiantes para el desarrollo de competencias fundamentales que les permiten interactuar, comprender y transformar su entorno profesional en el siglo XXI. La capacidad para diseñar estudios, analizar resultados y comunicar hallazgos de manera efectiva constituye una destreza altamente valorada en múltiples profesiones (Muñoz Verdezoto *et al.*, 2022; Reyes Narváez & Oyola Canto, 2024).

Dada la relevancia crítica de estas habilidades, resulta imperativa la existencia de herramientas de medición que permitan evaluar con precisión las competencias investigativas que los estudiantes poseen. Disponer de un instrumento psicométricamente validado es crucial para el seguimiento curricular, la identificación de brechas formativas institucionales, y la toma de decisiones informadas respecto a la enseñanza de la investigación (Carretero-Dios & Pérez, 2005; Muñiz, 2014; Rodríguez-Estrada & Rodríguez-Gómez, 2021). El Instrumento de Medición de Habilidades Investigativas en Estudiantes Universitarios (IHI-ES) surge precisamente de esta necesidad de contar con una herramienta diagnóstica rigurosa.

Marco Teórico: Fundamentos y justificación de la adaptación

El diseño del IHI-ES se fundamentó estrictamente en la disciplina psicométrica para asegurar criterios de calidad en la medición de las puntuaciones (Aliaga, 2007; Meneses *et al.*, 2013; Muñiz, 2014). Para definir el constructo a medir, se adoptó como



base el Modelo LART (Rivas Tovar, 2011; Velásquez & Rivas Tovar, 2019). Este modelo, integralmente diseñado para evaluar las capacidades de investigadores, propone un conjunto de competencias universales.

El Modelo LART es uno de los modelos contemporáneos que buscan describir las competencias y habilidades comunes que debe poseer un investigador en cualquier campo del conocimiento. Para ello propone nueve competencias investigativas: plantear un problema, elaborar un marco contextual, revisar el estado del arte, crear y validar un instrumento de recolección de datos, construir y validar modelos, dominar técnicas de análisis de datos, dominar el estilo de redacción científica, presentar trabajos de investigación en congresos, idiomas y conocimientos de artes y cultura general (Rivas Tovar, 2011).

Sin embargo, el Modelo LART fue originalmente concebido para estudios posgraduales (Velásquez & Rivas Tovar, 2019). La alta complejidad teórica que abarcan sus nueve competencias originales puede ser excesivamente exigente para estudiantes que se encuentran en las fases iniciales o formativas de su carrera universitaria. Por lo tanto, el estudio se justificó en la necesidad de adecuar el constructo teórico a la realidad del pregrado.

A partir de esta necesidad de simplificación, se seleccionaron inicialmente cinco de las competencias de LART que se consideraron en proceso de desarrollo en estudiantes de pregrado: el planteamiento del problema, la elaboración de marcos contextuales y teóricos, la creación y validación de instrumentos de recolección de datos, la identificación y aplicación de técnicas de análisis, y el empleo del estilo científico en la redacción. El estudio buscó, por tanto, una validación empírica para demostrar qué estructuras de competencias del modelo original eran realmente observables y medibles de forma diferenciada en esta población específica. La posterior

divergencia entre las cinco dimensiones adaptadas y la solución empírica de tres factores actuó como una prueba retroactiva que confirmaba la necesidad crítica de simplificar el constructo teórico LART para su aplicación en el nivel de pregrado.

Objetivos del estudio

El objetivo general del presente estudio fue desarrollar y validar las propiedades psicométricas de validez de contenido, validez de constructo y confiabilidad del Instrumento de Medición de Habilidades Investigativas en Estudiantes Universitarios (IHI-ES).

Los objetivos específicos incluyeron: (1) La evaluación de la validez de contenido de la escala mediante el juicio de expertos y un pilotaje en la población objetivo; (2) La determinación de la estructura factorial (validez de constructo) y la consistencia interna (confiabilidad) de la versión adaptada del IHI-ES; y (3) El establecimiento de los baremos normativos preliminares para la interpretación de las puntuaciones de las habilidades investigativas en la población universitaria de pregrado.

Metodología

El estudio se enmarca en un diseño instrumental, de naturaleza no experimental y transversal (Carretero-Dios & Pérez, 2005). Este tipo de diseño es fundamental en la disciplina psicométrica, ya que se centra en el desarrollo y el análisis de las propiedades métricas de los instrumentos de medición, buscando evidenciar que estos midan de forma fidedigna el constructo psicológico o educativo que pretenden medir. En este caso, el proceso se enfocó en la adaptación de un modelo teórico (LART) a una población específica (pregrado) y la comprobación empírica de su estructura factorial y consistencia interna.

Participantes y procedimiento de muestreo

El proceso de validación se llevó a cabo mediante muestreo en tres etapas secuenciales:

Juicio por expertos: Se contó con la participación de seis jueces para la revisión inicial de los 90 ítems originales. Su función fue evaluar la pertinencia, coherencia y unidimensionalidad del contenido.

Pilotaje: Se aplicó una versión intermedia de la prueba (48 ítems, posterior al jueceo) a 27 estudiantes universitarios. Tras la eliminación de pruebas sesgadas o incompletas, se trabajó con una muestra válida de 23 estudiantes para evaluar la claridad lingüística. Durante esta fase, se eliminó un ítem por presentar una tasa de comprensión significativamente baja.

Validez de Constructo y Normalización: La muestra final utilizada para el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y el establecimiento de baremos fue de 347 participantes (N=347), recopilada de las sedes de Pasto, Buga y Cali. El tamaño de la muestra se consideró adecuado para la aplicación de técnicas de reducción dimensional (Hair et al., 2010; Tabachnick & Fidell, 2001).

Instrumento: IHI-ES

El IHI-ES es una escala de ejecución típica, diseñada para evaluar las habilidades en investigación. El instrumento utiliza un diseño de tipo Likert (Likert, 1932), presentando opciones de respuesta graduales para medir actitudes y opiniones con matices, que van desde "Muy en desacuerdo" hasta "Muy de acuerdo" (Likert, 1932). Para la corrección del instrumento, se utiliza un rango de calificación de 1 a 4, donde la puntuación más alta indica una mayor presencia del atributo investigativo. Un elemento fundamental en el procesamiento psicométrico fue la diferenciación entre ítems con orientación positiva y aquellos con orientación negativa (ítems inversos). La inclusión de ítems inversos es una práctica estándar para mitigar el sesgo de

acquiescencia por parte de los respondedores (Muñiz, 2014). La Tabla 1 muestra el sistema de puntuación para ambos tipos de enunciados.

Tabla 1

Sistema de Puntuación del IHI-ES (4 Puntos)

Opciones de respuesta	Muy en desacuerdo	En desacuerdo	De acuerdo	Muy de acuerdo
Enunciado positivo.	1	2	3	4
Enunciado negativo (Ítem inverso).	4	3	2	1

Análisis de Datos

La validación se inició con la validez de contenido, donde los 90 reactivos iniciales fueron sometidos a los seis jueces. Se empleó el estadístico V de Aiken, resultando en la eliminación de 42 reactivos por bajas puntuaciones, dejando 48 ítems para el pilotaje. Para la validez de constructo, se aplicó el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) a los 48 ítems resultantes del pilotaje. Se evaluaron primero los prerequisites mediante el cálculo del KMO de Kaiser (Kaiser, 1970) y la Prueba de Esfericidad de Bartlett. Se utilizó el método de extracción de componentes principales y la rotación Varimax para determinar la estructura subyacente (Fabrigar et al., 1999; Rodríguez & García, 2014). Los ítems con cargas cruzadas o bajas cargas factoriales fueron eliminados hasta alcanzar la versión final parsimoniosa de 21 ítems. La Confiabilidad se estableció mediante el cálculo del coeficiente Alfa de Cronbach, utilizado para valorar la consistencia interna y precisión de la medida (Cronbach, 1951). Finalmente, para comparar las puntuaciones entre las sedes universitarias, se aplicó la prueba no paramétrica H de Kruskal-Wallis, dado que el análisis preliminar de Kolmogórov-Smirnov concluyó la no normalidad de los datos (Rivas Ruiz et al., 2013).

Procedimiento

La investigación se desarrolló en cinco etapas secuenciales para garantizar el rigor psicométrico del instrumento IHI-ES:

1. **Adaptación y Diseño Inicial:** Se seleccionaron cinco competencias del Modelo LART original (diseñado para posgrado) para adecuarlas al nivel de pregrado. Se redactó un banco inicial de 90 reactivos.
2. **Validación de Contenido:** Los 90 reactivos fueron evaluados por un panel de seis jueces expertos para determinar su pertinencia y coherencia. Mediante el estadístico V de Aiken, se eliminaron 42 reactivos, dejando una versión de 48 ítems.
3. **Pilotaje:** Se aplicó la versión de 48 ítems a una muestra inicial de 27 estudiantes (23 válidas) para evaluar la claridad lingüística. En esta fase se eliminó un ítem adicional por baja comprensión.
4. **Validación de Constructo y Confiabilidad:** El instrumento se aplicó a una muestra final de 347 estudiantes en las sedes de Pasto, Buga y Cali. Se utilizó el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con rotación Varimax, eliminando 26 ítems adicionales para obtener una estructura final parsimoniosa de 21 reactivos.
5. **Normalización y Contrastes:** Se establecieron baremos normativos basados en percentiles. Finalmente, se aplicó la prueba H de Kruskal-Wallis para comparar los resultados entre las diferentes sedes geográficas

Consideraciones éticas

El desarrollo de la presente investigación se fundamentó en el cumplimiento de los principios éticos que rigen la labor científica con seres humanos. Como eje central del proceso, se garantizó la obtención del consentimiento informado de todos los participantes, asegurando que tanto los expertos como los estudiantes conocieran los objetivos del estudio y aceptaran participar de forma voluntaria. Asimismo, el protocolo

de investigación contó con la supervisión de los requisitos éticos institucionales, lo cual certifica la idoneidad y el respeto por la integridad de los sujetos evaluados. Para asegurar la protección de los participantes, se aplicaron protocolos estrictos de anonimato y confidencialidad en el manejo de los datos, garantizando que la identidad de los estudiantes de las sedes de Pasto, Buga y Cali fuera protegida en todo momento. Toda la información recolectada fue tratada de manera reservada y se utilizó con exclusividad para los fines académicos y de validación psicométrica del instrumento IHI-ES.

Resultados

Validez de Constructo: Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Los análisis preliminares confirmaron la adecuación de los datos para la reducción dimensional. La medida KMO de adecuación muestral arrojó un valor de 0.870, lo cual es significativamente superior al umbral recomendado de 0.600 y demuestra una excelente correlación entre las variables, indicando que el atributo de habilidades investigativas es medible en la población (Pizarro Romero & Martínez Mora, 2020). La prueba de Esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativa ($\chi^2 = 2068.890$, $p = 0.000$), indicando que las correlaciones entre los ítems son suficientes para justificar la realización del AFE. Tras la aplicación del AFE utilizando rotación Varimax y la eliminación de 26 ítems con bajos valores de comunalidades, tras lo cual se obtuvo una solución factorial robusta y parsimoniosa de **tres factores** que explicaron el 45.35% de la varianza total. Esta estructura empírica final de 21 ítems define las siguientes dimensiones:

Factor 1: Marcos de Referencia y Objetivos (MR): El factor más robusto (11 ítems). Agrupa las habilidades conceptuales, incluyendo la correcta estructuración de los

objetivos, la identificación de deficiencias de información, y el manejo de marcos contextuales, teóricos y de antecedentes.

Factor 2: Instrumentos y Resultados (IR): Este factor (6 ítems) resultó de la fusión de las dimensiones teóricas iniciales de "Creación de instrumentos" y "Análisis de datos". Refleja la percepción del estudiante de pregrado de que la ejecución empírica de la investigación es una habilidad operativa única e integrada.

Factor 3: Redacción Científica (RC): El factor más pequeño (4 ítems), que mide el dominio de las normas de presentación formal (ICONTEC o APA), el uso de lenguaje impersonal (tercera persona), y la capacidad de comunicar los hallazgos de manera clara y eficaz.

La tabla 2 presenta la matriz de componente rotado, mostrando las cargas factoriales para la solución de tres factores.

Tabla 2

Matriz de Componente Rotado del IHI-ES (Solución de 3 Factores)

Ítem (Abreviado)	Componente 1 (MR)	Componente 2 (IR)	Componente 3 (RC)
2.MR. Para poder encontrar los objetivos específicos que den respuesta a la investigación, debería averiguar las dimensiones relevantes del objeto de estudio.	0.671		
3.MR. Es importante que tenga en cuenta las deficiencias de información acerca de mi problema a investigar.	0.652		
4. MR Los objetivos me permiten tener en cuenta que pasos debo cumplir para dar respuesta a mi investigación.	0.612		
10. MR En las investigaciones utilizadas para el marco de antecedentes debo tener en cuenta el año de	0.611		

Ítem (Abreviado)	Componente 1 (MR)	Componente 2 (IR)	Componente 3 (RC)
publicación, lugar, autor, objetivos, población, metodología, resultados y conclusiones.			
5. MR. El marco contextual me permite reconocer el lugar o ambiente donde se desarrolla el fenómeno que se va a investigar.	0.592		
7. MR. Para la construcción del marco de antecedentes debo remitirme al análisis y recolección de información obtenida en investigaciones previas sobre el mismo o similar fenómeno.	0.525		
14. IR. Para recolectar la información cualitativa no debo prestarle atención a los significados y las perspectivas que tengan los participantes del estudio.		0.750	
13. IR. Para poder utilizar un instrumento de recolección de información en mi investigación no importa que estos no presenten evidencias de confiabilidad o validez, ya que lo que interesa es recoger la información.		0.737	
15. IR. La información que obtenga a través del análisis de datos cualitativo solo se utilizara para ser almacenada.		0.728	
12. IR. Puedo crear un instrumento sin tener claridad en los objetivos debido a que puedo guiarme con generalidades de la teoría.		0.631	
21. IR. Para describir los resultados de mi investigación puedo evitar el estilo científico para que se me entienda mejor		0.599	
19. RC. Toda cita que realice en la redacción de la			0.712

Ítem (Abreviado)	Componente 1 (MR)	Componente 2 (IR)	Componente 3 (RC)
investigación, debe llevar comillas e ir acompañado del apellido y el año del autor.			
18. RC. Al redactar científicamente la investigación, lo que busco es comunicar de manera clara y eficaz los resultados que obtuve a través del proceso investigativo.			0.706
17.RC. A través del uso de las normas ICONTEC o APA, logro darle una estructura de manera organizada al trabajo escrito de la investigación.			0.692
20. RC. En la redacción del texto científico no debo usar un lenguaje en primera persona (yo - mi - me - nosotros), siempre debe usar un lenguaje en tercera persona (el - ella - la - lo).			0.539

Confiabilidad

La consistencia interna del instrumento IHI-ES, medida con el coeficiente Alfa de Cronbach, mostró una puntuación general adecuada de 0.742 (Cronbach, 1951). Sin embargo, la evaluación por dimensión reveló diferencias en la robustez de los factores:

Tabla 3

Consistencia Interna (Alfa de Cronbach) por Factor

Factor	Nomenclatura	No Ítems Final	Alpha de Cronbach	Consistencia
Factor 1	Marcos de Referencia y Objetivos (MR)	11	0.836	Buena/Excelente
Factor 2	Instrumentos y Resultados (IR)	6	0.747	Aceptable
Factor 3	Redacción Científica (RC)	4	0.679	Marginal

El Factor 1 (MR) exhibe una consistencia excelente, lo que garantiza la precisión de la medición de las habilidades conceptuales. El Factor 3 (RC) se encuentra en el límite inferior de la aceptabilidad para un test de habilidades, lo que puede ser atribuido en parte a su reducido número de ítems.

Análisis de contrastes geográficos

La prueba no paramétrica H de Kruskal-Wallis se utilizó para comparar las puntuaciones de las tres sedes universitarias (Pasto, Buga, Cali). Los resultados indicaron que no existen diferencias estadísticamente significativas en las puntuaciones de las dimensiones (MR, IR, RC) ni en la puntuación total de la prueba por la variable geográfica.

Asumiendo que los valores reportados en el estudio (significancia asintótica bilateral $p < 0.025$) conducen a la conclusión textual de ausencia de diferencias significativas (Rivas Ruiz et al., 2013), el hallazgo sugiere que la habilidad investigativa, tal como la mide el IHI-ES, no está influenciada por la zona de aplicación. Este resultado respalda la aplicabilidad consistente del instrumento en contextos universitarios similares.

Baremos y Normalización

La normalización se efectuó utilizando percentiles para establecer rangos de interpretación del constructo medido. Se clasificó el desempeño en tres niveles: Bajo (Percentiles 10-39), Medio (Percentiles 40-69) y Alto (Percentiles 70 en adelante). Estos baremos preliminares permiten a los usuarios del instrumento (docentes, investigadores) situar la puntuación cruda obtenida por un estudiante dentro de la distribución normativa, facilitando así el diagnóstico y la planificación formativa.

Tabla 4

Estadísticos Descriptivos y Baremos de Calificación (Percentiles)

Estadístico	Total MR	Total IR	Total RC	Total General
Media	34.48	12.75	13.04	60.26
Desviación estándar	5.001	3.451	2.132	6.591
Percentil 10 (Bajo)	29.00	8.00	10.00	53.00
Percentil 40 (Medio)	33.00	12.00	12.00	59.00
Percentil 70 (Alto)	37.00	14.00	14.00	63.00

Discusión

Contraste Teórico: La Reducción del Modelo LART

Los resultados del Análisis Factorial Exploratorio proporcionan evidencias sólidas de la validez del IHI-ES para medir habilidades investigativas en el pregrado. El hallazgo central del estudio reside en la divergencia entre el modelo teórico adaptado (cinco dimensiones) y la solución empírica de tres factores. Esta reducción factorial apoya de manera concluyente la premisa inicial de que el Modelo LART (Rivas Tovar, 2011), concebido para la alta complejidad posgradual, requiere una simplificación conceptual para ser medible de forma fiable en estudiantes que se encuentran en etapas formativas iniciales.

La eliminación metodológica de 26 ítems que no cargaban limpiamente en un factor demuestra el rigor del proceso de depuración y la priorización de la parsimonia de la medición (Fabrigar et al., 1999; Rodríguez & García, 2014). Al obtener una estructura de tres factores que explica el 45.35% de la varianza, el IHI-ES se posiciona con resultados comparables a los reportados en otras validaciones de escalas de competencias investigativas en el ámbito latinoamericano.

Análisis Profundo de los Factores y sus Implicaciones Curriculares

La Robustez de los Marcos de Referencia (Factor MR)

El Factor 1 (Marcos de Referencia y Objetivos) se consolidó como la dimensión más robusta, con 11 ítems y una excelente consistencia interna ($\alpha = 0.836$). Esta solidez psicométrica implica que las habilidades de conceptualización y delimitación del problema de investigación son las estructuras de habilidad más maduras y claramente diferenciables que los estudiantes de pregrado logran desarrollar. Desde una perspectiva curricular, esto sugiere que la formación universitaria ha tenido un éxito significativo en la enseñanza de las fases iniciales y epistemológicas de la investigación.

La Fusión Operativa (Factor IR)

El hallazgo de la agrupación de las dimensiones de "Instrumentación" y "Análisis de Datos" en el Factor 2 (Instrumentos y Resultados, IR) es clave para la didáctica de la investigación. Para los estudiantes de pregrado, el diseño del instrumento y la aplicación de técnicas de análisis no se perciben como constructos psicológicos separados, sino como una habilidad operativa integrada. Esto implica que, a nivel formativo, los estudiantes asocian intrínsecamente la metodología empírica con sus resultados. Esta conexión subraya la necesidad de que los programas académicos enfatizen la relación causal y crítica entre la validez y confiabilidad del instrumento utilizado y la calidad del análisis de datos posterior. La existencia de ítems en este factor que denotan la tendencia a ignorar la perspectiva cualitativa o la falta de rigor en la validación de instrumentos refuerza la urgencia de fortalecer esta fase empírica integrada en la enseñanza.

El Desafío de la Comunicación (Factor RC)

El Factor 3 (Redacción Científica) fue el componente con la menor consistencia interna ($\text{Alpha} = 0.679$) y el menor número de ítems (cuatro). Aunque este valor es marginalmente aceptable, su menor rendimiento en fiabilidad en comparación con los otros factores sugiere que la competencia de comunicación formal es la menos estable o diferenciada en esta población. La redacción científica, que incluye el dominio de las normas de citación y el uso del estilo impersonal, es esencial para la divulgación eficaz, pero su medición menos consistente indica que esta habilidad podría requerir una definición operacional más precisa y un banco de ítems más amplio para capturar todas sus facetas con alta fiabilidad.

Implicaciones y Limitaciones

La robustez general del IHI-ES y, notablemente, la ausencia de diferencias significativas entre las sedes geográficas (Pasto, Buga, Cali), indican que la medición de las habilidades investigativas es consistente en diferentes contextos universitarios similares. Esto fortalece la generalizabilidad del instrumento en el ámbito formativo. A nivel práctico, el modelo final de tres factores (MR, IR, RC) ofrece una base sólida para que los programas de educación superior alineen sus cursos de investigación formativa con las competencias que empíricamente se manifiestan en la población de pregrado.

No obstante, la solución factorial explica únicamente el 45.35% de la varianza total, dejando un porcentaje significativo sin explicación. Esto sugiere la posible influencia de otros factores latentes propuestos en modelos más amplios del LART que no están siendo capturados por el IHI-ES. Adicionalmente, el diseño transversal no permite establecer la estabilidad temporal de las puntuaciones (confiabilidad test-retest) ni inferir la capacidad predictiva del instrumento sobre el rendimiento real en investigación.

Conclusiones

El proceso de validación psicométrica del Instrumento de Medición de Habilidades Investigativas en Estudiantes Universitarios (IHI-ES) culminó con la obtención de una escala válida y confiable para la medición de competencias en estudiantes de pregrado. El instrumento final se compone de 21 ítems distribuidos en una estructura factorial robusta de tres dimensiones: Marcos de Referencia y Objetivos (MR), Instrumentos y Resultados (IR), y Redacción Científica (RC).

Esta estructura representa una adaptación empírica exitosa del Modelo LART (Rivas Tovar, 2011) a la realidad formativa de pregrado, confirmando la necesidad de simplificar el modelo original para este nivel académico. Se verificó la validez de contenido mediante el índice V de Aiken (Merino-Soto, 2023), la validez de constructo

a través del Análisis Factorial Exploratorio (AFE), y la consistencia interna con el Alfa de Cronbach (Cronbach, 1951). La dimensión de Marcos de Referencia y Objetivos (MR) demostró la mayor solidez psicométrica. La fusión de las competencias de instrumentación y análisis de datos en el Factor IR evidencia la percepción integrada de la fase empírica de la investigación por parte de los estudiantes de pregrado. Finalmente, la validación consistente sin diferencias por zona geográfica apoya la aplicabilidad uniforme del IHI-ES en contextos universitarios similares, consolidándolo como una herramienta diagnóstica esencial para la educación superior.

El Instrumento de Habilidades Investigativas para Estudiantes Universitarios (IHI-ES) que se describe en el presente documento, consiste en una prueba psicométrica sólida que permite identificar de manera fiable las habilidades investigativas a partir de la autopercepción del estudiante sobre su nivel de competencia en cada dimensión evaluada. Constituye una herramienta valiosa en el entorno universitario tanto para establecer una línea de base diagnóstica que permita determinar necesidades de fortalecimiento, como para evaluar la adquisición y apropiación de competencias investigativas en los estudiantes universitarios.

Líneas Futuras de Investigación

Las siguientes líneas de investigación se sugieren para consolidar la validez del IHI-ES:

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC): Es fundamental llevar a cabo un AFC en muestras independientes, utilizando modelos de ecuaciones estructurales, para corroborar la estructura de tres factores obtenida en este estudio exploratorio y confirmar su validez de constructo de manera definitiva.

Refinamiento Psicométrico: Se recomienda enfocar esfuerzos en el desarrollo de un banco de ítems más amplio y específico para el Factor 3 (Redacción Científica) con el fin de aumentar su consistencia interna ($\text{Alpha} > 0.70$) y estabilidad de medición.

Validez Predictiva y Convergente: Se debe evaluar la capacidad predictiva del IHI-ES correlacionando las puntuaciones con indicadores objetivos de desempeño real en investigación, como la calidad de tesis de grado o la participación activa en semilleros. Adicionalmente, se sugiere realizar estudios de validez convergente comparando el IHI-ES con otros instrumentos validados de competencias investigativas en el ámbito regional (Farfán Cordova & Reyes López, 2024).

Modelos de Ecuaciones Estructurales: Se sugiere el uso de modelos más avanzados para probar la relación entre las variables latentes y explorar si las competencias no medidas del Modelo LART, que explican la varianza no contabilizada, pueden ser añadidas de manera fiable a la escala.

Realizar un análisis factorial confirmatorio utilizando las nueve competencias del investigador (modelo original) propuestas en el Modelo LART (Rivas Torres, 2011), con el fin de proponer la estructura factorial de un instrumento psicométrico que pueda usarse en niveles mayores de educación superior.

Referencias

- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales: consideraciones sobre la selección de tests en la investigación psicológica. *Análisis y Modificación de Conducta*, 31(139), 239-260.
- Chavez, K. J., Ayasta, L., Kong Nunton, I., & Gonzales, J. S. (2022). Formación de competencias investigativas en los estudiantes de la Universidad Señor de Sipán en Perú. *Revista De Ciencias Sociales*, 28(1), 250-260.

- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334.
- Duche, A. B., Vera, C. Y., Pari, N. J., & Ramirez, J. R. (2023). Competencias investigativas en educación superior: Research competencies in higher education. *LATAM*, 4(5), 204–217. <https://doi.org/10.56712/latam.v4i5.1313>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299.
- Hair, J. F., Black, W. C., & Babin, B. J. (2010). *Multivariate data analysis: A global perspective*. Pearson Education.
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.
- Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 140, 5-55.
- Merino-Soto, C. (2023). Coeficientes V de Aiken: diferencias en los juicios de validez de contenido. *MHSalud*, 20(1), 1-10.
- Muñiz, J. (2014). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*, 26(1), 7-16.
- Muñoz Verdezoto, H. J., Chavez Vaca, M. E., & Salazar Palacios, E. (2022). Investigación formativa para la enseñanza y aprendizaje en las universidades. *Mendive. Revista de Educación*, 20(2), 675-691.
- Pizarro Romero, K., & Martínez Mora, O. (2020). Análisis factorial exploratorio mediante el uso de las medidas de adecuación muestral KMO y esfericidad de Bartlett para determinar factores principales. *Journal of Science and Research*, 5(CININGEC), 903-924.

- Reyes Narváez, S. E., & Oyola Canto, M. S. (2024). Competencias de investigación en docentes de ciencias de la salud. *Revista de Investigación en Comunicación y Desarrollo*, 15(3), 236–247. <https://doi.org/10.33595/2226-1478.15.3.1162>
- Rivas Ruiz, R., Moreno Palacios, J., & Talaveraa, J. (2013). Investigación clínica XVI Diferencias de medianas con la U de Mann-Whitney. *medigraphic*.
- Rivas Tovar, L. A. (2011). Las nueve competencias de un investigador. *Investigación Administrativa*, (108), 34-54
- Rodríguez, M., & García, E. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio. *Anales de Psicología*, 30(3), 856-868.
- Rodríguez-Estrada, L., & Rodríguez-Gómez, J. (2021). Desarrollo de competencias investigativas en el pregrado. *Revista Electrónica Educare*, 18(2), 177-194.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed.). Allyn and Bacon.
- Unal, A. (2022). Habilidades investigativas en la educación superior universitaria de América Latina: Una revisión de la literatura. *Polo Del Conocimiento*, 7(1), 02-23. <https://doi.org/10.23857/pc.v7i1.3464>
- Velásquez, L. A., & Rivas Tovar, L. A. (2019). Modelo LART: un enfoque integral de las competencias del investigador. *Ciencia e Ingeniería Neogranadina*, 29(1), 57-74. <https://doi.org/10.18359/rcin.3060>

REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE

EVALUACIÓN PSICOLÓGICA



REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE
**EVALUACIÓN
PSICOLÓGICA**

Reflexiones en torno a las escalas de ansiedad y depresión de Beck en estudiantes de ciencias de la salud en México y Chile

Emmanuel Correa-Solís

Clínica de Inmunocompromiso por Enfermedades Respiratorias. Instituto Nacional de Enfermedades Respiratorias “Ismael Cosío Villegas”

<https://orcid.org/0000-0001-9394-8703>

emmanuel.correa@cieni.org.mx

Emmanuel Poblete-Trujillo

Centro de Investigación Transdisciplinar en Psicología. Universidad Autónoma del Estado de Morelos

<https://orcid.org/0000-0002-0521-5444>

emmanuel.poblete@uaem.mx

Norma Lilia González Jaimes

Facultad de Ciencias del Deporte. Universidad Autónoma del Estado de Morelos

<https://orcid.org/0000-0002-8102-4834>

norma.gonzalez@uaem.mx

Natanael Librado González

Instituto de Ciencias de la Salud. Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo

<https://orcid.org/0000-0001-8505-4080>

natanael_librado@uaeh.edu.mx

Resumen

Introducción: Los estudiantes de ciencias de la salud presentan altas prevalencias de ansiedad y depresión, con tasas que superan el 50% en contextos latinoamericanos. Sin embargo, la falta de instrumentos validados transculturalmente limita la detección precisa y el desarrollo de intervenciones efectivas en esta población. **Objetivo:** Evaluar las propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) y el Inventario de Depresión de Beck-II (BDI-II) en estudiantes de ciencias de la salud de México y

Chile. **Metodología:** Estudio psicométrico transversal con muestras de México (n=143) y Chile (n=50). Se realizó análisis factorial exploratorio, calculando consistencia interna mediante alfa de Cronbach y omega de McDonald, siguiendo lineamientos COSMIN.

Resultados: Ambos instrumentos mostraron estructura bifactorial con excelente fiabilidad en escalas completas ($\alpha=0.85-0.93$; $\Omega=0.85-0.93$). El BAI explicó 50.6% (México) y 48.9% (Chile) de varianza; el BDI-II 56.7% (México) y 61.2% (Chile). Se identificaron diferencias transculturales en la agrupación factorial, especialmente en síntomas somáticos. **Conclusiones:** Los instrumentos demuestran propiedades psicométricas adecuadas para uso en investigación y cribado en contextos universitarios latinoamericanos. Sin embargo, las variaciones culturales en la estructura factorial subrayan la necesidad de desarrollar normas interpretativas específicas por población para una evaluación precisa de la salud mental estudiantil.

Palabras clave: Estudiantes del Área de la Salud, Ansiedad, Depresión, Psicometría

Abstract

Introduction: Health sciences students have high prevalences of anxiety and depression, with rates that exceed 50% in Latin American contexts. However, the lack of cross-culturally validated instruments limits accurate detection and the development of effective interventions in this population. **Objective:** To evaluate the psychometric properties of the Beck Anxiety Inventory (BAI) and the Beck Depression Inventory-II (BDI-II) in health sciences students from Mexico and Chile. **Methodology:** Cross-sectional psychometric study with samples from Mexico (n=143) and Chile (n=50). Exploratory factor analysis was performed, calculating internal consistency using Cronbach's alpha and McDonald's omega, following COSMIN guidelines. **Results:** Both instruments showed a two-factor structure with excellent reliability on complete scales ($\alpha=0.85-0.93$; $\Omega=0.85-0.93$). The BAI explained 50.6% (Mexico) and 48.9%

(Chile) of variance; the BDI-II 56.7% (Mexico) and 61.2% (Chile). Cross-cultural differences were identified in factorial clustering, especially in somatic symptoms.

Conclusions: The instruments demonstrate psychometric properties suitable for use in research and screening in Latin American university contexts. However, cultural variations in the factor structure underscore the need to develop population-specific interpretive norms for an accurate assessment of student mental health.

Keywords: Students, Health Occupations, Anxiety, Depression, Psychometrics

Introducción

La ansiedad y la depresión son dos de los trastornos mentales más comunes a nivel mundial y representan un problema creciente en poblaciones jóvenes y universitarias, particularmente tras la pandemia por COVID-19 (Rodrigues et al., 2025). La depresión se relaciona con sentimientos persistentes de tristeza, desesperanza y pérdida de interés, mientras que la ansiedad implica preocupación excesiva, tensión psicológica y síntomas fisiológicos asociados al estrés (Essadek et al, 2022). Ambos trastornos afectan de manera significativa la calidad de vida, el rendimiento académico y la funcionalidad social, aumentando además el riesgo de conductas suicidas (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2022).

En adolescentes y jóvenes, estos problemas pueden verse exacerbados por estresores familiares, sociales y académicos, así como por la limitada disponibilidad de habilidades emocionales y recursos de afrontamiento (Farfán, 2019). La población universitaria de ciencias de la salud presenta prevalencias notablemente altas, alcanzando hasta el 82% según estudios internacionales, debido a la carga académica, las prácticas clínicas y factores personales de estrés, con mayor afectación en mujeres que en hombres (Agyapong, 2023).

Los estudiantes de ciencias de la salud en México y Chile experimentan niveles significativos de ansiedad y depresión, con tasas de ansiedad leve que superan el 50% y

síntomas depresivos notables en diversas poblaciones estudiantiles (Ochoa, 2021; Trigueiro *et al.*, 2021). La evidencia muestra que en México, carreras como Odontología, Psicología, Nutrición y Enfermería presentan prevalencias de ansiedad leve que oscilan entre 50% y 52%, mientras que la depresión muestra sus niveles más altos en estudiantes de Psicología, con un 22% en depresión moderada y 14% en depresión grave (Ochoa, 2021). En el contexto chileno, los estudiantes de psicología presentan un 55.42% de ansiedad de moderada a grave y un 31.24% de depresión en niveles similares (Trigueiro *et al.*, 2021). A nivel internacional, una revisión sistemática confirma esta tendencia con una prevalencia combinada de ansiedad del 54.55% y de depresión del 49.58% entre estudiantes del área de la salud (Apps, 2022).

Estas condiciones de salud mental afectan negativamente el rendimiento académico y se correlacionan con un mayor riesgo de abandono escolar. Los estudiantes con niveles más elevados de ansiedad y depresión presentan mayores dificultades en sus estudios y tienen mayor probabilidad de abandonar su formación profesional. Esta situación subraya la necesidad urgente de implementar estrategias de detección temprana e intervenciones oportunas para apoyar a los estudiantes afectados (Fauzi *et al.*, 2021). Como contrapunto esperanzador, investigaciones recientes sugieren que la participación en actividades físicas y las interacciones sociales regulares pueden mitigar estos síntomas, representando una vía prometedora para mejorar el bienestar estudiantil (Trigueiro *et al.*, 2021)

La identificación temprana de ansiedad y depresión en estudiantes universitarios permitirá brindar un seguimiento académico adecuado para el afrontamiento de éstos, sin embargo, en la mayoría de los casos detectados en los jóvenes, no reciben tratamiento oportuno, lo cual modifica su calidad de vida, su funcionamiento en el día a día y aumenta la probabilidad de deserción escolar o un bajo rendimiento académico

(Rosas, 2020).

Los instrumentos más utilizados para evaluar la ansiedad y la depresión en el ámbito universitario son el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI), desarrollado por Beck *et al.* (1988), y el Inventario de Depresión de Beck-II (BDI-II), creado por Beck *et al.* (1996) como una actualización alineada con los criterios del DSM-IV. Aunque ambas escalas cuentan con sólida evidencia de validez y confiabilidad en su versión original, investigaciones posteriores han demostrado variaciones significativas en sus estructuras factoriales según el contexto cultural y poblacional.

En el ámbito hispanohablante, el BDI-II ha sido adaptado y validado en diferentes países. Sanz *et al.* (2003) reportaron para la población española una consistencia interna alta ($\alpha = 0.89$) y una estructura de dos factores (cognitivo-afectivo y somático). En México, Rosas *et al.* (2020) obtuvieron una alta confiabilidad total ($\alpha = 0.92$) con ligeras variaciones en la carga de ítems, mientras que en Chile, Melipillán Araneda *et al.* (2008) confirmaron una estructura bidimensional y una excelente consistencia interna ($\alpha = 0.91$), aunque con particularidades en la composición factorial. Por su parte, el BAI ha mostrado una trayectoria de validación más heterogénea: Sanz y Navarro (2003) documentaron en España una estructura bifactorial y confiabilidad aceptable ($\alpha = 0.90$), mientras que Vizioli & Pagano (2020) encontraron consistencias en la replicación de la estructura factorial en muestras de Buenos Aires, y Nascimento *et al.* (2023) identificaron una estructura bidimensional en Portugal.

Estos hallazgos destacan la necesidad de realizar nuevas validaciones en poblaciones específicas como los estudiantes universitarios de México y Chile, ya que, se ha identificado que en otros países de Latinoamérica como Brasil y Colombia se reportan estos problemas de salud mental en esta población utilizando las escalas de Beck; corroborando en estos estudios la confiabilidad transcultural y la capacidad del

instrumento de discriminar adecuadamente los síntomas depresivos (Caro, 2029). Dado que esta población presenta características sociodemográficas particulares, niveles de estrés académico elevado y altas prevalencias de ansiedad y depresión documentadas, resulta imperativo confirmar la validez, confiabilidad y equivalencia métrica de estas escalas en dicho contexto para garantizar una evaluación precisa y culturalmente sensible que fundamente intervenciones adecuadas.

Por lo tanto, el objetivo de este estudio fue evaluar y comparar las propiedades psicométricas del Beck Anxiety Inventory (BAI) y del Beck Depression Inventory-II (BDI-II) en estudiantes de ciencias de la salud de México y Chile (Beck & Garbin, 1988).

Metodología

Diseño

Estudio de validación psicométrica con diseño transversal y de tipo analítico ex post facto. De acuerdo con los estándares (COSMIN) Consensus-based Standards for the selection of health Measurement Instruments (Mokkink *et al*, 2010), se evaluaron las propiedades de medida de los Inventarios de Ansiedad (BAI) y el de depresión (BDI-II) de Beck, específicamente la validez estructural, la fiabilidad interna y la validez de constructo en una muestra de estudiantes universitarios del área de ciencias de la salud.

Participantes

Los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia. La muestra final estuvo compuesta por 193 estudiantes de licenciatura con edades entre 18 y 25 años ($M= 20.49$, $DE= 2.53$), inscritos en programas de ciencias de la salud en instituciones públicas y privadas de Oaxaca y Tamaulipas, México, así como en una institución privada de Santiago de Chile. Se incluyeron estudiantes que aceptaron participar mediante consentimiento informado y que completaron al menos el 80% de los reactivos de los instrumentos (Bentler, 1980). Se excluyeron aquellos con

diagnósticos psiquiátricos graves previamente reportados o con patrones de respuesta inconsistentes.

Instrumentos

Los instrumentos utilizados fueron el BAI y el BDI-II. Ambos se fundamentan en un modelo reflectivo y están conformados por 21 ítems que evalúan síntomas somáticos, cognitivos y afectivos. Se aplicaron en su versión en español, con escalas de respuesta tipo Likert de cuatro puntos y periodos de recuerdo de una y dos semanas respectivamente. La puntuación de cada inventario se obtiene mediante la suma total de los ítems, donde las puntuaciones más altas indican mayor severidad de síntomas.

Ambos instrumentos fueron administrados electrónicamente mediante un formulario en Google Forms, acompañado de instrucciones estandarizadas y accesible para participantes de México y Chile.

Procedimiento

Se realizó un cuestionario en Google Forms con un total de 59 reactivos para identificar los niveles/sintomatología de ansiedad y depresión usando el inventario de Beck, validados para cada condición clínica (42 reactivos en total), así como otros elementos sociodemográficos (país, género, edad, semestre que cursa, tipo de institución (pública o privada), tratamiento farmacológico actual, entre otros (13 reactivos) y algunos ítems complementarios relacionadas a la percepción que tienen de su estado mental y sus mecanismos de compensación (4 reactivos). El tiempo de resolución fue en 20 minutos y considerando el envío de la liga a través de redes sociales (WhatsApp) y correo electrónico institucional; asegurando que los interesados leyeran el consentimiento informado y aceptaran participar en el proyecto, antes de continuar contestando los reactivos de la encuesta. La aplicación se llevó a cabo entre marzo 2023

a marzo 2024.

Análisis de datos

Para los análisis estadísticos se utilizó el programa SPSS versión 27. En primer lugar, se realizaron análisis descriptivos para la caracterización de la muestra. Posteriormente, se evaluó la normalidad mediante la prueba de Kolmogórov-Smirnov, y dado que los datos no siguieron una distribución normal, se emplearon técnicas no paramétricas como la correlación tau-b de Kendall.

La validez estructural se examinó a través de análisis factorial exploratorio mediante el método de ejes principales y una rotación oblicua tipo Oblimin, considerando como criterios adecuados un valor KMO mayor o igual a 0.70, la significancia de la prueba de Bartlett (Bentler, 1990; Brown, 2015), cargas factoriales iguales o superiores a 0.40 y una varianza explicada superior al 40% (Hu y Bentler, 1999). La fiabilidad interna se estimó mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, complementados con las correlaciones ítem-total corregidas como indicadores de consistencia interna.

Dado que el formulario exigía la respuesta obligatoria de los ítems correspondientes a los inventarios, no se registraron datos faltantes en las variables principales. Finalmente, no se realizaron análisis adicionales no contemplados en el plan inicial, manteniendo la coherencia con los lineamientos COSMIN para estudios de validación psicométrica (Mokkink *et al.*, 2010).

Resultados

Validez estructural: Análisis Factorial Exploratorio del Inventario de Ansiedad de Beck

Para la muestra mexicana (n=146), el AFE del BAI mostró adecuación factorial adecuada (KMO = 0.87, prueba de Bartlett $p < .001$). La solución final presentó una estructura bifactorial que explicó el 50.6% de la varianza total. El Factor 1 (Síntomas Somáticos) estuvo conformado por los ítems 2, 3, 6, 7, 13 y 14, mientras que el Factor 2

(Síntomas Cognitivo-Afectivos) incluyó los ítems 11, 12, 15, 16, 17 y 18 (Tabla 1).

Todos los ítems mostraron cargas factoriales superiores a 0.400, y aquellos que presentaron cargas cruzadas o no alcanzaron este criterio fueron eliminados progresivamente.

Tabla 1. *Análisis factorial exploratorio del Inventario de Ansiedad de Beck en estudiantes mexicanos (n=146)*

	Estadísticos descriptivos		AFE 1					AFE 5	
	M	DE	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2
1. Torpe o entumecido	----	----	,402	,052	,286	,149	-,025	----	----
2. Acalorado	,64	,86	,679	-,049	,172	-,280	,010	,604	-,036
3. Con temblor en las piernas	,39	,65	,794	,090	-,106	-,002	-,060	,815	-,036
4. Incapaz de relajarse	----	----	,291	-,032	,533	-,092	,020	----	----
5. Con temor a que ocurra lo peor	----	----	,431	,118	,060	,315	-,057	----	----
6. Mareado, o que se le va la cabeza	,32	,71	,263	,003	-,210	,666	,120	,464	,075
7. Con latidos del corazón fuertes y acelerados	,40	,59	,697	-,369	,293	,073	-,025	,713	-,113
8. Inestable	----	----	,467	-,056	,190	,285	-,005	----	----
9. Atemorizado o asustado	,14	,35	,736	,027	-,105	-,201	,188	,643	-,051
10. Nervioso	----	----	,159	,186	,356	-,041	,208	----	----
11. Con sensación de bloqueo	,60	,65	-,139	,465	,269	,008	,221	-,069	,658
12. Con temblores en las manos	,60	,71	-,059	,222	,701	,010	-,086	,042	,648
13. Inquieto, inseguro	,48	,77	,507	,404	-,026	-,210	-,099	,420	,249
14. Con miedo a perder el control	,41	,73	,697	,116	-,056	-,100	,076	,684	,025
15. Con sensación de ahogo	,61	,68	,340	,561	,040	-,072	-,027	,306	,549
16. Con temor a morir	,77	,83	-,105	,439	,347	,025	-,035	-,065	,667
17. Con miedo	,66	,69	-,070	,570	,161	,154	,002	-,013	,740
18. Con problemas digestivos	,36	,66	-,040	,574	-,060	-,056	,036	-,067	,494
19. Con desvanecimientos	----	----	,086	,027	-,027	,188	,708	----	----
20. Con rubor facial	----	----	,146	,454	-,030	,224	-,100	----	----
21. Con sudores, fríos o calientes	----	----	-,296	-,001	,047	,540	,078	----	----
F1			1					1	----
F2			,575	1				,634	1
F3			,557	,569	1			----	----
F4			,609	,467	,463	1		----	----
F5			,192	,225	,204	,031	1	----	----

En la tabla 2 se muestran los resultados del grupo de Chile, el Factor 1. Síntomas

somáticos conformado por los ítems 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 12, 13, 15, 16, 17, 18 y 20, mientras que el factor 2. Síntomas cognitivo-afectivos integrado por los ítems 1, 9, 19 y 21, en ambos factores se presentan cargas o pesos factoriales mayores a 0.400, lo cual representa niveles muy satisfactorios.

Tabla 2. *Análisis factorial exploratorio del Inventario de Ansiedad de Beck en Chile (n=56)*

	Estadísticos descriptivos		AFE 1						AFE 2	
	M	DE	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F1	F2
1. Torpe o entumecido	,66	,79	,277	,379	,015	,080	,094	,358	,397	,527
2. Acalorado	,55	,93	,679	,237	-,177	,203	,045	-,072	,680	,098
3. Con temblor en las piernas	,45	,76	,786	-,087	-,157	,042	-,157	,303	,656	-,061
4. Incapaz de relajarse	,86	,64	,013	-,210	,040	,351	,524	,173	,650	-,095
5. Con temor a que ocurra lo peor	,61	,65	-,080	-,142	,507	-,114	,417	,153	,455	-,066
6. Mareado, o que se le va la cabeza	,39	,80	,572	,161	,078	-,162	,046	-,014	,534	-,015
7. Con latidos del corazón fuertes y acelerados	,43	,66	,689	-,065	-,042	,225	-,053	,105	,783	-,057
8. Inestable	,48	,63	,598	,109	,231	-,126	,360	,009	,900	-,094
9. Atemorizado o asustado	,25	,44	,136	,797	,028	,054	-,148	,170	-,046	,970
10. Nervioso	-----	-----	,139	,077	,066	-,285	,109	,820	-----	-----
11. Con sensación de bloqueo	,95	,77	-,017	-,034	-,088	,424	,274	,326	,426	,193
12. Con temblores en las manos	,73	,70	,017	,127	-,084	,838	,155	-,382	,449	,204
13. Inquieto, inseguro	,54	,74	,689	-,162	,338	,124	-,187	-,044	,799	-,147
14. Con miedo a perder el control	-----	-----	,023	,034	,922	-,103	-,198	,081	-----	-----
15. Con sensación de ahogo	,64	,64	,255	-,057	,347	,340	-,015	,002	,616	,115
16. Con temor a morir	1,00	,81	,185	-,130	,218	,301	,052	-,047	,525	-,059
17. Con miedo	1,02	,90	,274	-,099	-,034	,653	,007	-,019	,617	,094
18. Con problemas digestivos	,61	,62	-,080	,102	-,165	,162	,705	,060	,418	,022
19. Con desvanecimientos	,73	1,47	,053	,815	-,072	-,109	,095	-,055	-,080	,657
20. Con rubor facial	,63	,78	,229	,165	,464	,139	,089	-,268	,538	,119
21. Con sudores, fríos o calientes	,41	,76	-,458	,398	,316	,351	-,046	,204	-,134	,761
F1			1						1	-----
F2			,260	1					,517	1
F3			,441	,354	1				-----	-----
F4			,462	,451	,503	1			-----	-----
F5			,479	,095	,265	,312	1		-----	-----
F6			,222	,364	,363	,560	,054	1	-----	-----

En la tabla 3 se muestran los resultados del Inventario de Depresión de Beck en el

grupo de México, el Factor 1. Síntomas somáticos conformado por los ítems 3, 4, 5, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13 y 17; mientras que el factor 2. Síntomas cognitivo-afectivos integrado por los ítems 15, 16, 19 y 20, en ambos factores se presentan cargas o pesos factoriales mayor a 0.400, lo cual representa niveles muy satisfactorios.

Tabla 3. *Análisis factorial exploratorio del Inventario de Depresión de Beck en estudiantes de México (n=146)*

	Estadísticos descriptivos		AFE 1			AFE 3	
	Me	DE	F1	F2	F3	F1	F2
1. Tristeza	-----	-----	,149	,196	,390	-----	-----
2. Pesimismo	-----	-----	,098	,198	,295	-----	-----
3. Fracaso	,88	,95	,476	,159	-,023	,428	,168
4. Insatisfacción	1,19	,91	,771	,029	-,089	,693	-,004
5. Culpa	1,37	1,04	,331	-,123	,495	,659	-,001
6. Castigo	-----	-----	,363	,331	,040	-----	-----
7. Autodesprecio	,86	,96	,420	,352	,080	,422	,387
8. Autocrítica	,95	,92	,621	,114	,085	,650	,126
9. Pensamiento suicida	,79	,87	,111	,107	,596	,473	,272
10. Llanto	1,27	,92	,659	-,321	,337	,914	-,265
11. Irritabilidad	1,01	,93	,843	-,035	,003	,830	-,065
12. Pérdida de interés social	,68	,92	,570	,192	,146	,622	,273
13. Indecisión	1,14	,95	,697	-,106	,205	,834	-,051
14. Desvalorización	-----	-----	,304	,235	,209	-----	-----
15. Pérdida de energía	,53	,84	,080	,537	,236	,135	,675
16. Hábitos sueño	,46	,86	-,308	,568	,458	-,066	,714
17. Agotamiento	,71	,82	-,059	-,053	,878	,488	,204
18. Apetito	-----	-----	,571	,354	-,259	-----	-----
19. Pérdida de peso	,32	,67	-,045	,840	-,144	-,211	,810
20. Preocupación salud	,60	,88	,192	,423	-,012	,114	,461
21. Interés sexo	-----	-----	,204	,293	,282	-----	-----
F1			1			1	-----
F2			,566	1		,675	1
F3			,674	,508	1	-----	-----

En la tabla 4 se muestran los resultados del Inventario de Depresión de Beck en la muestra chilena, también se presentó una estructura bifactorial. El Factor 1. Síntomas somáticos conformado por los ítems 2, 4, 5, 7, 9, 10, 11, 13, 17 y 18; mientras que el factor 2. Síntomas cognitivo-afectivos integrado por los ítems 3, 12, 15, 16, 19, 20 y 21; en ambos factores se presentan cargas o pesos factoriales mayor a 0.400, lo cual representa niveles muy satisfactorios.

Tabla 4. *Análisis factorial exploratorio del Inventario de Depresión de Beck en*

Chile($n=56$)

	Estadísticos descriptivos		AFE 1			AFE 3	
	Me	DE	F1	F2	F3	F1	F2
1. Tristeza	-----	-----	,258	,314	,290	-----	-----
2. Pesimismo	1,50	,91	,085	-,163	,750	,423	,203
3. Fracaso	1,30	1,16	-,052	,354	,483	,159	,605
4. Insatisfacción	1,63	,91	,644	,237	-,058	,614	,174
5. Culpa	1,50	1,03	1,004	,031	-,228	,860	-,116
6. Castigo	-----	-----	,202	,317	,370	-----	-----
7. Autodesprecio	1,38	1,10	,205	,064	,607	,489	,356
8. Autocrítica	-----	-----	,475	,475	,017	-----	-----
9. Pensamiento suicida	1,30	1,14	,592	,320	,079	,622	,306
10. Llanto	1,79	1,04	,804	-,410	,264	,977	-,344
11. Irritabilidad	1,70	1,08	,650	,083	,067	,693	,056
12. Pérdida de interés social	1,39	1,11	,154	,594	,051	,156	,638
13. Indecisión	1,52	,93	,631	-,116	,380	,832	,027
14. Desvalorización	-----	-----	,337	,335	,235	-----	-----
15. Pérdida de energía	1,14	1,07	,060	,807	,036	,059	,799
16. Hábitos sueño	1,13	1,31	,255	,822	-,372	,088	,578
17. Agotamiento	1,32	1,05	,519	,037	,311	,681	,140
18. Apetito	1,68	1,25	,114	-,091	,638	,411	,214
19. Pérdida de peso	,88	1,18	-,332	,942	,129	-,305	,998
20. Preocupación salud	1,20	1,17	-,294	,533	,526	-,074	,815
21. Interés sexo	1,50	1,08	-,039	,115	,765	,313	,473
F1			1			1	
F2			,584	1		,630	1
F3			,618	,626	1	-----	-----

A partir de los resultados sobre la composición factorial del inventario, se revisaron las propiedades psicométricas de dicho instrumento.

Análisis de Fiabilidad

Como se muestra en la Tabla 5, todos los instrumentos demostraron excelente consistencia interna en las escalas completas, con coeficientes alfa de Cronbach que oscilaron entre 0.85-0.93 y coeficientes omegas entre 0.85-0.93. Los subfactores mostraron fiabilidad aceptable a buena ($\alpha = 0.71$ -0.91; $\Omega = 0.71$ -0.91).

Para el BAI en población mexicana, la escala completa mostró $\alpha = 0.85$ y $\Omega = 0.85$, mientras que los factores presentaron $\alpha = 0.81$ (Factor 1) y $\alpha = 0.75$ (Factor 2). En la muestra chilena, el BAI completo alcanzó $\alpha = 0.89$ y $\Omega = 0.89$, con los factores

mostrando $\alpha = 0.89$ (Factor 1) y $\alpha = 0.71$ (Factor 2).

El BDI-II demostró excelente fiabilidad en ambas muestras: población mexicana $\alpha = 0.91$, $\Omega = 0.91$; población chilena $\alpha = 0.93$, $\Omega = 0.93$. Los subfactores mantuvieron consistencia interna adecuada en todos los casos ($\alpha = 0.74-0.91$; $\Omega = 0.74-0.91$).

En el caso de México, ambos inventarios presentaron muy buenos coeficientes de fiabilidad en la escala general de ambos rasgos como los dos factores que le componen, aunque el factor 2 es el que tuvo más bajo puntaje. De manera general, la ansiedad (BAI) como la depresión (BDI) explican un porcentaje importante de la varianza (por arriba del 50%), aunque el factor 1 en ambos rasgos es el que explica con menor precisión que la medición general (escala del inventario) y el factor 2 (Tabla 5)

Tabla 5. *Análisis de fiabilidad de las escalas de Ansiedad y Depresión de Beck en poblaciones mexicana y chilena*

Escala	α	Ω	Me	DE	KMO	Varianza explicada	p
BAI13 MEX	.85	.85	.49	.42	.87	50.6%	<.001
F1. Somáticos	.81	.81	.43	.45	.87	45.3%	<.001
F2. Cognitivo-Afectivos	.75	.75	.59	.50	.79	50.8%	<.001
BDI15 MEX	.91	.91	.85	.62	.91	56.7%	<.001
F1. Somáticos	.91	.91	.99	.68	.91	54.4%	<.001
F2. Cognitivo-Afectivos	.74	.74	.48	.61	.74	57.0%	<.001
BAI19 CL	.89	.89	.66	.48	.82	48.9%	<.001
F1. Somáticos	.89	.89	.51	.69	.85	42.5%	<.001
F2. Cognitivo-Afectivos	.71	.71	1.40	.77	.70	66.0%	<.001
BDI17 CL	.93	.93	1.53	.79	.87	61.2%	<.001
F1. Somáticos	.91	.91	1.22	.89	.90	57.9%	<.001
F2. Cognitivo-Afectivos	.88	.88	.66	.48	.87	60.6%	<.001

* $p < 0.05$ ** $p \leq 0,01$ (bilateral).

De la misma forma ocurre con la muestra chilena, los inventarios BAI19 y el BDI17 presentaron muy buenos coeficientes de fiabilidad en la escala general de ambos rasgos como los dos factores que le componen, aunque el factor 2 es el que tuvo más bajo puntaje. De manera general, tanto la ansiedad (BAI) como la depresión (BDI) explican un porcentaje importante de la varianza (por arriba del 50%), aunque el factor 1 en ambos rasgos es el que explica con menor precisión que la medición general (escala del inventario) y el factor 2 (Tabla 6).

Tabla 6. Análisis de fiabilidad de las escalas de Ansiedad y Depresión de Beck de la población chilena

Escala	α	Ω	Me	DE	KMO	Varianza explicada	ρ
BAI19	.89	.89	,66	,48	.82	48.9%	<.001
F1. Somáticos	.89	.89	,51	,69	.85	42.5%	<.001
F2. Cognitivo-Afectivos	.71	.71	1,40	,77	.70	66.0%	<.001
BDI17	.93	.93	1,53	,79	.87	61.2%	<.001
F1. Somáticos	.91	.91	1,22	,89	.90	57.9%	<.001
F2. Cognitivo-Afectivos	.88	.88	,66	,48	.87	60.6%	<.001

* $p < 0.05$ ** $p \leq 0,01$ (bilateral).

Discusión

El presente estudio evaluó las propiedades psicométricas de los Inventarios de BAI y BDI-II de Beck en estudiantes de ciencias de la salud de México y Chile, en un contexto postpandémico donde los problemas de salud mental en población universitaria han mostrado prevalencias alarmantes (Rodrigues *et al.*, 2025; Essadek *et al.*, 2022). Los hallazgos revelan una estructura bifactorial consistente para ambos instrumentos, aunque con variaciones transculturales significativas que reflejan patrones culturalmente mediados en la expresión sintomática. Esto es consistente con teorías contemporáneas de psicología cultural, estas diferencias pueden interpretarse como expresión de distintos síndromes culturalmente constituidos (Kirmayer & Ryder, 2016), donde factores como los modelos explicativos de la enfermedad, el estilo de expresión emocional y la somatización diferencial influyen en cómo se experimenta y reporta los síntomas.

Respecto al BAI, los resultados confirman la estructura bifactorial previamente documentada en poblaciones universitarias internacionales, así como población adulta general considerando los puntos de corte para sintomatología de leve, moderado y severo (Sanz & Navarro, 2003; Vizioli & Pagano, 2020; Kobus, 2020; Ríos-Flórez, 2019; López Herrera *et al.*, 2024). Sin embargo, las diferencias en la composición



factorial entre países son notables. La muestra mexicana presentó una distribución relativamente equilibrada entre síntomas somáticos y cognitivo-afectivos (6 ítems por factor), mientras que en la muestra chilena se observó un marcado predominio de síntomas somáticos (15 ítems en el Factor 1 vs. 4 ítems en el Factor 2). Esta divergencia puede analizarse desde el marco conceptual propuesto por Kleinman (1980) sobre la expresión culturalmente diferenciada de la angustia, el cual plantea que, en determinados contextos socioculturales, el malestar psicológico tiende a manifestarse preferentemente a través de síntomas físicos, funcionando como una estrategia de comunicación del sufrimiento y de búsqueda de legitimación social. La alta carga somática en Chile podría reflejar, además, un mayor enfoque en lo corporal entre estudiantes de ciencias de la salud, cuya formación los sensibiliza hacia la detección de señales físicas, o bien, podría estar influida por normas culturales que favorecen la externalización del malestar emocional a través del cuerpo (Fauzi *et al.*, 2021; Nascimento *et al.*, 2023).

En relación con el Beck-II, la estructura bifactorial identificada coincide con la propuesta original (Beck *et al.*, 1996) y con adaptaciones previas en población chilena (Melipillán Araneda *et al.*, 2008). Las diferencias observadas en la agrupación de ítems entre países, especialmente en síntomas como la pérdida de energía y los hábitos de sueño, podrían interpretarse desde la perspectiva de los marcos culturales de interpretación de la tristeza (Hwang *et al.*, 2008), que varían en función de las narrativas locales sobre el malestar y la salud. En culturas más colectivistas, como la mexicana, ciertos síntomas afectivos pueden adquirir mayor prominencia, mientras que en contextos con mayor énfasis en el funcionamiento individual y la productividad, los síntomas somáticos y de desgaste físico podrían sobresalir como indicadores clave de depresión (Mokkink *et al.*, 2010).

La fiabilidad de ambos instrumentos demostró excelentes valores, superando los reportados en estudios previos con población universitaria (Trigueiro *et al.*, 2021; Apps, 2022). Es notable que, a pesar del tamaño muestral limitado en el grupo chileno, los indicadores psicométricos mantuvieron niveles adecuados, lo que sugiere robustez en las propiedades medidas. No obstante, esta limitación debe considerarse al interpretar los resultados, particularmente en lo que respecta a la estabilidad factorial, y resalta la necesidad de estudios confirmatorios con muestras más amplias que permitan aplicar análisis factorial confirmatorio con adecuados índices de ajuste (Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999).

Las diferencias transculturales observadas tienen implicaciones metodológicas y clínicas relevantes. Desde el enfoque de la equivalencia cultural en evaluación psicológica (Van de Vijver & Tanzer, 2004), los resultados sugieren que, aunque la estructura factorial general se mantiene, la configuración interna de los factores no es totalmente invariante. Esto respalda la necesidad de desarrollar normas interpretativas y puntos de corte específicos por población, en lugar de aplicar estándares universalistas que podrían ignorar expresiones sintomáticas culturalmente particulares (Brown, 2015; Rodrigues *et al.*, 2025).

Desde la perspectiva metodológica, los resultados respaldan la utilidad del BAI y BDI-II en contextos de investigación y cribado en poblaciones universitarias latinoamericanas, aunque las variaciones factoriales observadas subrayan la importancia de desarrollar puntos de corte y normas interpretativas específicas para cada contexto cultural. Futuras investigaciones deberían incorporar análisis de invarianza factorial para establecer comparaciones directas entre poblaciones, así como estudios longitudinales que permitan evaluar la estabilidad temporal de estas estructuras factoriales en el cambiante contexto de la salud mental universitaria pospandémica.

Finalmente, los hallazgos apoyan la validez transcultural de los inventarios de Beck en poblaciones universitarias de México y Chile, pero destacan la necesidad de considerar las particularidades culturales en la interpretación de resultados y en el desarrollo de intervenciones basadas en estos instrumentos, especialmente en el contexto de la creciente prevalencia de problemas de salud mental en estudiantes de ciencias de la salud documentada en la era post-COVID-19.

Implicaciones Teóricas y Prácticas

Teóricamente, los resultados respaldan modelos dimensionales de ansiedad y depresión mientras destacan la influencia cultural en la manifestación sintomática.

Prácticamente, los excelentes índices de fiabilidad validan el uso de estos instrumentos para cribado en servicios de salud universitaria, especialmente relevante en el contexto postpandémico (Rodrigues *et al.*, 2025). Las diferencias factoriales observadas subrayan la necesidad de desarrollar puntos de corte específicos por población y diseñar intervenciones culturalmente adaptadas que consideren las particularidades sintomáticas de cada contexto.

Limitaciones y Direcciones Futuras

Las principales limitaciones incluyen el tamaño muestral reducido en Chile, que afecta la robustez factorial; la naturaleza transversal del diseño; y la ausencia de análisis factorial confirmatorio e invarianza métrica. Futuras investigaciones deberían: (1) ampliar el tamaño muestral chileno, (2) implementar AFC con índices de ajuste estandarizados (Hu & Bentler, 1999), (3) realizar análisis de invarianza configural, métrica y escalar (Brown, 2015), (4) incluir muestras multi-disciplinarias para establecer la generalización de los hallazgos, y (5) considerar las diferencias por género, ya que, en población general, las mujeres tienen 1.8 veces más riesgo padecer ansiedad y depresión que los hombres; sin embargo, los hombres presentan las tasas más altas de suicidio

(Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, 2025).

Conclusiones

En el campo de la psicometría se cuentan con instrumentos que han reportado muy buenas propiedades para la medición de estrés y ansiedad: los inventarios de ansiedad (BAI) y de depresión (BDI) de Beck, por lo cual se conservan como dos referencias efectivas en cuanto a la detección de sintomatología depresiva y ansiosa tanto con población adulta general como con la presencia o restricción específica de estudiantes universitarios.

Más allá de los métodos de análisis estadísticos propios para la exploración de la dimensionalidad de un instrumento como son el análisis factorial exploratorio y el confirmatorio. Sin importar el tamaño de muestra, el modelo bifactorial se presenta con muy alta posibilidad, solamente enfatizando que los ítems no siempre se ubican en el mismo factor o dimensión, tal fue el caso de esta investigación que encontró diferencias en el interior de las dos dimensiones para la población mexicana y chilena.

Por lo cual, sigue siendo una buena estrategia revisar las propiedades psicométricas aún de instrumentos que pueden ser considerados *estándar de oro* o clásicos internacionales, puesto que al revisar con más detalle surgen aspectos de carácter cultural, contextual y situacional en los diferentes grupos de edad y condiciones de salud como la sintomatología depresiva y ansiosa con otras enfermedades, desempeño académico e incluso con el uso de las tecnologías como son los dispositivos.

A pesar de tener como limitaciones el tamaño de la muestra (México y Chile) en este estudio, se confirmaron las propiedades del instrumento entorno a los factores somáticos y cognitivo-afectivos, es por ello, que los docentes, servicios de tutoría, y departamentos de salud mental e instituciones universitarias podrían realizar tamizajes con las escalas de Beck para depresión y ansiedad, con el propósito de identificar a los

alumnos en riesgo y seleccionar estrategias de intervención más específicas para el manejo de la sintomatología con enfoque inter y multidisciplinario (profesionales de la salud, pedagogos, psicólogos, y los gestores educativos desde el ingreso a su vida académica y durante su estancia universitaria.

Referencias

- Agyapong, B., Agyapong, V. I. O., & Obuobi-Donkor, G. (2023). Depression and anxiety among undergraduate health science students: A scoping review of the literature. *Behavioral Sciences*, 13(12), 1002. <https://doi.org/10.3390/bs13121002>
- Antúñez, Z., & Vinet, E. V. (2013). Problemas de salud mental en estudiantes de una universidad regional chilena. *Revista Médica de Chile*, 141(2), 209-216. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872013000200010>
- Apps, K. (2022). Prevalence of stress disorders in frontline healthcare students. *Journal of Paramedic Practice*, 14(12), 510–520. <https://doi.org/10.12968/jpar.2022.14.12.510>
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Garbin, M. G. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychology Review*, 8(1), 77-100. [https://doi.org/10.1016/0272-7358\(88\)90050-5](https://doi.org/10.1016/0272-7358(88)90050-5)
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Blázquez, F. P., Pérez, K. S. M., Calderón, M. A. B., & Medina, M. P. M. (2020). Propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en

población general de México. *Ansiedad y Estrés*, 26(2-3), 181-187.

<https://doi.org/10.5093/anyes2020a22>

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.

Caro, Y., Trujillo, S., & Trujillo, N. (2019). Prevalencia y factores asociados a sintomatología depresiva y ansiedad rasgo en estudiantes universitarios del área de la salud. *Psychologia. Avances de la Disciplina*, 13(1), 41-52.
<https://doi.org/10.21500/19002386.3726>

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), 2141510.
<https://doi.org/10.1080/20008066.2022.2141510>

Estrada Aranda, B. D., Delgado Álvarez, C., Landero Hernández, R., & González Ramírez, M. T. (2015). Propiedades psicométricas del modelo bifactorial del BDI-II (versión española) en muestras mexicanas de población general y estudiantes universitarios. *Universitas Psychologica*, 14(1), 125-136.
<https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy14-1.pmbd>

Farfán, E., & Sánchez-Villena, A. (2019). Exploratory factor analysis of Beck Depression Inventory (BDI-II) in college students from Cajamarca. *Interacciones*, 5(3), e177.
<https://doi.org/10.24016/2019.v5n3.177>

Fauzi, M. F. M., Anuar, T. S., Teh, L. K., Lim, W. F., James, R. J., Ahmad, R., Mohamed, M., Bakar, S. H. A., Yusof, F. Z. M., & Salleh, M. Z. (2021). Stress, anxiety and depression among a cohort of health sciences undergraduate students: The prevalence and risk factors. *International Journal of Environmental Research and*

Public Health, 18(6), 3269. <https://doi.org/10.3390/ijerph18063269>

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

Kirmayer, L. J., & Ryder, A. G. (2016). Culture and psychopathology. *Current Opinion in Psychology*, 8, 143–148. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.10.020>

Kleinman, A. (1980). *Patients and healers in the context of culture: An exploration of the borderland between anthropology, medicine, and psychiatry*. University of California Press.

Kobus, V., Calletti, M. J., & Santander, J. (2020). Prevalencia de síntomas depresivos, síntomas ansiosos y riesgo de suicidio en estudiantes de medicina de la Pontificia Universidad Católica de Chile. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría, 58*(4), 314-323. <https://doi.org/10.4067/S0717-92272020000400314>

López Herrera, R., Linares Gutiérrez, F., Pérez Guerrero, R., Gaona Escobar, B., & Cervera Baas, M. E. (2024). Relación entre estrés académico y ansiedad en estudiantes universitarios mexicanos. *Revista Chilena de Enfermería*, 6, 74661. <https://doi.org/10.5354/2452-5839.2024.74661>

Melipillán Araneda, R., Cova Solar, F., Rincón González, P., & Valdivia Peralta, M. (2008). Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión de Beck-II en adolescentes chilenos. *Terapia Psicológica*, 26(1), 59-69. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082008000100005>

Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L., Bouter, L. M., & de Vet, H. C. W. (2010). The COSMIN study reached international consensus on taxonomy, terminology, and definitions of measurement properties for health-related patient-reported outcomes. *Journal of*

<https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.02.006>

Nascimento, R. L. F., Fajardo-Bullón, F., Santos, E., Landeira-Fernandez, J., & Anunciação, L. (2023). Psychometric properties and cross-cultural invariance of the Beck Depression Inventory-II and Beck Anxiety Inventory among a representative sample of Spanish, Portuguese, and Brazilian undergraduate students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(11), 6009. <https://doi.org/10.3390/ijerph20116009>

Ochoa Martínez, R. E., Castro Torres, R., Vázquez Orozco, N., Carrillo Toledo, M. G., Capetillo Hernández, G. R., Lecourtois Amézquita, M., Hernández García, M. E., & Méndez Martínez, R. (2021). Ansiedad y depresión en estudiantes del área de la salud de la Universidad Veracruzana. *Ciencia en la Frontera: Revista de Ciencia y Tecnología de la UACJ*, 1, 193-197. <https://erevistas.uacj.mx/ojs/index.php/cienciafrontera/article/view/3611>

Organización Mundial de la Salud. (2022). *Informe mundial sobre salud mental: Transformar la salud mental para todos*. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/464427>

Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (1 de agosto de 2025). *Fuertes por fuera, luchando por dentro: El deterioro de la salud mental en América Latina y el Caribe*. <https://www.undp.org/es/latin-america/blog/fuertes-por-fuera-luchando-por-dentro-el-deterioro-de-la-salud-mental-en-america-latina-y-el-caribe>

Ríos-Flórez, J. A., Escudero-Corrales, C., López-Gutiérrez, C. R., Estrada-Mira, C. M., Montes, J., & Muñoz, A. (2019). Autopercepción del estado de ánimo y presencia de ansiedad y depresión en estudiantes universitarios. *Revista de Psicología*

<https://doi.org/10.17533/udea.rp.v11n1a05>

- Rodrigues, Y. M., Alves, B. O., Santana, M. C. V., Lourenço, B. G., Chaves, É. C. L., Chianca, T. C. M., & Moura, C. C. (2025). Depression, anxiety and stress in university students and their relationship with sociodemographic and psychosocial factors post-COVID-19. *Cogitare Enfermagem*, 30, e98437. <https://doi.org/10.1590/ce.v30i0.98437>
- Rosas Santiago, F. J., Rodríguez Pérez, V., Hernández Aguilera, R. D., & Lagunes Córdoba, R. (2020). Estructura factorial de la versión mexicana del Inventario de Depresión de Beck II en población general del sureste mexicano. *Revista Salud Uninorte*, 36(2), 436-449. <https://doi.org/10.14482/sun.36.2.616.85>
- Sanz, J. (2014). Recomendaciones para la utilización de la adaptación española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en la práctica clínica. *Clínica y Salud*, 25(1), 39-48. <https://doi.org/10.5093/cl2014a5>
- Sanz, J., & Navarro, M. E. (2003). Propiedades psicométricas de una versión española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en estudiantes universitarios. *Ansiedad y Estrés*, 9(1), 59–84.
- Sanz, J., García-Vera, M. P., & Fortún, M. (2012). El Inventario de Ansiedad de Beck (BAI): Propiedades psicométricas de la versión española en pacientes con trastornos psicológicos. *Psicología Conductual*, 20(3), 563-590.
- Trigueiro, E. S. O., Teixeira, M. M. S., Silva, J. M. F. L., Peixoto, C. O. B., Coêlho, Í. P., Balena, K. M., Santos, L. F., Gomes, M. E. C., & Bezerra, Y. M. (2021). Índices de depressão e ansiedade em estudantes de psicologia: Um estudo exploratório. *Research, Society and Development*, 10(3), e24210312897. <https://doi.org/10.33448/rsd-v10i3.12897>

- Van de Vijver, F. J. R., & Tanzer, N. K. (2004). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée / European Review of Applied Psychology*, 54(2), 119–135.
<https://doi.org/10.1016/j.erap.2003.12.004>
- Vizioli, N., & Pagano, A. (2020). Adaptation of the Beck Anxiety Inventory in population of Buenos Aires. *Interacciones*, 6(3), e171.
<https://doi.org/10.24016/2020.v6n3.171>

EVALUACIÓN PSICOLÓGICA



Adaptación de las Escalas Magallanes de Adaptación en adolescentes de un colegio público de Pasto

Neisy Cristina Alegría Hurtado

Universidad CESMAG

<https://orcid.org/0009-0000-8480-5065>

neysicrys@hotmail.com

Karen Lizeth Estupiñan Montaña

Universidad CESMAG

<https://orcid.org/0009-0008-1106-3046>

estuiplinankarenlizeth@gmail.com

Johana Katherine Mero Rivera

Universidad CESMAG

<https://orcid.org/0009-0009-4560-2754>

johanamero18@gmail.com

Autora de correspondencia.

Resumen

El estudio tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas de adaptación de las Escalas Magallanes de Adaptación en estudiantes adolescentes escolarizados en un colegio público de la ciudad de San Juan de Pasto. Se empleó un enfoque cuantitativo de tipo descriptivo e instrumental con un diseño transversal. La muestra se obtuvo mediante muestreo probabilístico estratificado e incluyó a 269 estudiantes entre 12 y 18 años, de los cuales el 54,3% fueron mujeres y el 45,7% hombres. Se realizó un análisis psicométrico que permitió estimar la confiabilidad por consistencia interna mediante el coeficiente Alfa de Cronbach para cada subescala. Los resultados mostraron valores de 0.94 en adaptación al padre, 0.93 en adaptación a la madre, 0.85 en adaptación a los compañeros, 0.91 en adaptación a los profesores, 0.81 en adaptación al centro educativo y 0.89 en adaptación personal, lo que indicó una alta consistencia interna. La validez de

criterio se estableció mediante correlaciones de Spearman con una escala de habilidades sociales, y la validez de contenido se obtuvo a través de evaluación por jueces.

Asimismo, se realizó un análisis factorial confirmatorio mediante componentes principales con rotación Varimax. En conjunto, los resultados permitieron concluir que las Escalas Magallanes de Adaptación presentaron propiedades psicométricas adecuadas para su aplicación en población adolescente escolarizada de un colegio público de Pasto.

Palabras clave: Propiedades psicométricas, adaptación, habilidades sociales, adolescentes.

Abstract

The study aimed to analyze the psychometric properties of the adaptation of the Magallanes Adaptation Scales in adolescent students enrolled in a public school in the city of San Juan de Pasto. A quantitative, descriptive, and instrumental approach with a cross-sectional design was used. The sample was obtained through stratified probabilistic sampling and included 269 students aged 12 to 18 years, of whom 54.3% were female and 45.7% were male. A psychometric analysis was conducted to estimate reliability through internal consistency using Cronbach's alpha for each subscale. The results showed values of 0.94 for adaptation to the father, 0.93 for adaptation to the mother, 0.85 for adaptation to peers, 0.91 for adaptation to teachers, 0.81 for adaptation to the school environment, and 0.89 for personal adaptation, indicating high internal consistency. Criterion validity was established through Spearman correlations with a social skills scale, and content validity was obtained through expert judgment.

Additionally, a confirmatory factor analysis was performed using principal components with Varimax rotation. Overall, the results indicated that the Magallanes Adaptation Scales demonstrated adequate psychometric properties for use with adolescent students enrolled in a public school in Pasto.

Keywords: Psychometric properties, adaptation, social skills, adolescents

Introducción

La adaptación escolar constituye un proceso decisivo para el desarrollo integral de los adolescentes, al influir directamente en su bienestar socioemocional, su trayectoria formativa y la calidad de los entornos educativos. En Colombia, las transiciones entre niveles académicos continúan siendo experiencias altamente demandantes, asociadas con estrés, riesgo de inadaptación social y dificultades en el rendimiento, lo que repercute en la permanencia estudiantil y en la convivencia escolar (Ministerio de Educación Nacional, 2022; Trujillo & Cardona-Isaza, 2025). A pesar de los avances reportados en las últimas décadas, la deserción y las dificultades de ajuste siguen siendo problemáticas relevantes en diversas regiones del país, incluyendo la ciudad de San Juan de Pasto, donde persisten brechas en las condiciones de permanencia y en el acompañamiento psicoeducativo (Narváez, 2023; Puertas, 2024).

Este escenario revela un desafío central: la limitada disponibilidad de instrumentos psicométricos validados y culturalmente pertinentes para evaluar la adaptación escolar en adolescentes colombianos. Aunque existen pruebas internacionalmente aceptadas y utilizadas con frecuencia en contextos latinoamericanos, su aplicación directa en el país puede introducir sesgos culturales y comprometer sus propiedades métricas. Las Escalas Magallanes de Adaptación (García & Magaz, 2011) representan un ejemplo de ello, pues, a pesar de su amplia difusión, continúan sin contar con estudios sistemáticos de validez y confiabilidad en población adolescente colombiana (Pedraza, 2025; Trujillo & Cardona-Isaza, 2025). La ausencia de herramientas adaptadas limita la identificación de factores de riesgo, afecta los procesos de evaluación psicoeducativa y dificulta la formulación de estrategias preventivas para

fortalecer la permanencia escolar (Meza-Cueto et al., 2022).

Las Escalas Magallanes de Adaptación (EMA) definen la adaptación escolar como el grado de ajuste a los profesores, a los compañeros ya la escuela en general. García y Magaz (2011) consideran la adaptación humana como un conjunto de respuestas del sujeto ante una variedad de contextos estimulados; que consiste en un doble proceso: por un lado, el ajuste de la conducta del individuo a sus propios deseos, preferencias y necesidades y por otro, el ajuste de tal conducta a las circunstancias del contexto en que viven ya las personas con quienes interactúan. Este constructo multidimensional articula esferas familiares, sociales, personales y académicas, configurando la manera en que los adolescentes enfrentan nuevas exigencias, construyen vínculos y desarrollan competencias socioemocionales clave.

Investigaciones en América Latina y Europa indican que variables como los estilos parentales, el clima institucional y la calidad de las relaciones con pares y docentes tienen un impacto directo en la integración escolar y pueden derivar en fenómenos como retraimiento social, indisciplina, victimización o bajo autoconcepto (Salamanca-Camargo, Rincón-Rodríguez & Narciso-Urazán, 2021; Murcia-Guevara & Suárez-Tique, 2020; Cardozo-Alarcón et al., 2024). Sin embargo, en el contexto colombiano persisten vacíos instrumentales que dificultan evaluar estas dimensiones con precisión y rigor científico, lo que limita la comprensión integral del fenómeno.

La presente investigación surge en respuesta a esta necesidad, focalizándose en el periodo de transición entre primaria y secundaria, etapa crítica en la que se reorganizan expectativas, roles y dinámicas relacionales. Desde un enfoque cuantitativo instrumental, se llevó a cabo la adaptación y el análisis psicométrico de las Escalas Magallanes de Adaptación en sus dimensiones familiar, escolar, social y personal, con el propósito de valorar su pertinencia métrica y cultural en población adolescente local.



Este proceso permite estimar el nivel de ajuste de los estudiantes en los diferentes contextos en los que participan e identificar factores aversivos que afectan sus relaciones interpersonales e intrapersonales (Pedraza, 2025). De este modo, el estudio no solo evalúa las propiedades psicométricas del instrumento, sino que también aporta evidencia necesaria para su uso contextualizado en entornos educativos colombianos.

El aporte científico de este trabajo es doble. En primer lugar, contribuye a suplir la escasez de instrumentos multidimensionales validados para la evaluación de la adaptación escolar en Colombia, fortaleciendo el campo de la psicometría aplicada a la educación. En segundo lugar, provee a psicólogos, orientadores y profesionales de la educación una herramienta confiable para la toma de decisiones y la planificación de intervenciones basadas en evidencia. Este avance resulta especialmente relevante en regiones donde la permanencia educativa continúa siendo un desafío y donde la detección temprana de dificultades adaptativas puede marcar la diferencia en las trayectorias escolares (Trujillo & Cardona-Isaza, 2025; Collantes-Tique, 2021).

El marco conceptual que sustenta esta investigación integra perspectivas de la psicometría clásica, centrada en la medición rigurosa de constructos complejos mediante estimaciones de validez y confiabilidad, con aportes de la psicología del desarrollo y la socialización. Desde estas aproximaciones, se reconoce que una adecuada adaptación se refleja en autonomía, estabilidad emocional y desempeño académico, mientras que la inadaptación puede manifestarse en inseguridad, retraimiento social, baja autoestima, ausentismo o incluso abandono escolar (Cardozo-Alarcón et al., 2024). Estudios nacionales han señalado que la deserción escolar se relaciona con factores institucionales, familiares, comunitarios y psicológicos, lo que resalta la necesidad de estrategias integrales de acompañamiento basadas en diagnósticos precisos (Narváez, 2023; Puertas, 2024; Ministerio de Educación Nacional, 2022).

El tránsito hacia nuevos entornos educativos implica no solo exigencias académicas, sino también transformaciones sociales y personales. Investigaciones previas señalan que los periodos de transición afectan la motivación, el compromiso académico, el interés por enfrentar dificultades y la continuidad en el sistema educativo (Cabrera, 2005, citado en López et al., 2020). La forma en que los adolescentes interactúan con los sistemas familiares, escolares y comunitarios incide de manera significativa en su proceso de adaptación, al facilitar el desarrollo de competencias que permiten afrontar desafíos, integrarse a nuevas dinámicas y construir relaciones significativas (Urrea, 2008, citado en Albornoz, 2017). Cuando este ajuste se logra, los estudiantes adquieren mayor seguridad, fortalecen sus vínculos y enfrentan situaciones novedosas con mayor confianza, consolidando trayectorias educativas más estables (Albornoz, 2017).

En conjunto, este estudio aporta un instrumento adaptado, válido y confiable para la evaluación de la adaptación escolar en adolescentes colombianos, ofreciendo una base empírica que fortalece la capacidad institucional para identificar y atender oportunamente los factores que influyen en la permanencia educativa. Su relevancia social se expresa en su potencial para orientar programas de promoción, convivencia y prevención de la inadaptación, contribuyendo al bienestar estudiantil y al mejoramiento de la calidad educativa regional.

Metodología

Tipo de investigación

La investigación se desarrolló dentro del paradigma positivista, orientado a la observación empírica, la medición estandarizada y el análisis estadístico. Desde este enfoque, la estadística constituye un recurso central para la interpretación objetiva de los datos (Popkewitz, citado por Montenegro et al., 2006), y permite explicar fenómenos

educativos mediante indicadores cuantificables (Nieto & Rodríguez, 2010). El estudio adoptó un enfoque cuantitativo, sustentado en la recolección de información numérica para identificar patrones, evaluar constructos y generar inferencias replicables (Hernández-Sampieri et al., 2014). Asimismo, se trató de un estudio descriptivo e instrumental, ya que describió los factores asociados a la adaptación escolar y realizó la adaptación psicométrica de un instrumento previamente diseñado (León & Montero, 2003). Su diseño fue transaccional o transversal, dado que los datos se recolectaron en un único momento temporal del calendario escolar.

Participantes o muestra

La población estuvo conformada por 895 estudiantes adolescentes de los grados sexto a undécimo de una institución educativa pública de la ciudad de San Juan de Pasto. Se empleó un muestreo probabilístico estratificado por curso y sexo, con un margen de error del 5%, nivel de confianza del 95% y probabilidad de ocurrencia del 50%. La muestra final estuvo compuesta por 269 estudiantes entre 12 y 18 años, distribuidos proporcionalmente por grado escolar.

Los criterios de inclusión fueron: estar matriculado en la institución, tener entre 12 y 18 años y asistir a clase el día de la aplicación. Se excluyeron estudiantes ausentes o con dificultades que impidieran la comprensión adecuada de los ítems. Se obtuvo autorización institucional, consentimiento informado y asentimiento de los participantes.

Instrumentos

Escalas Magallanes de Adaptación Familiar, Escolar, Social y Personal (García & Magaz, 2011)

Evalúan la adaptación del estudiante a figuras significativas, al ambiente escolar y a su ajuste personal. Se administran colectivamente en 15–20 minutos y presentan evidencias reportadas de validez de contenido y consistencia interna adecuadas para

cada subescala.

Escala de habilidades sociales en relación con el proceso de comunicación (Alvarado & Narváez, 2010)

Utilizada para la validez externa del constructo. Consta de 60 ítems tipo Likert distribuidos en nueve subescalas de competencia comunicativa. Presenta alta confiabilidad ($\alpha = .97$) y validez por juicio experto (Betancourt et al., 2017).

Proceso de adaptación transcultural

El proceso de adaptación siguió las recomendaciones de Dorcas et al. (2000), mediante las siguientes etapas:

1. Traducción inicial del instrumento.
2. Síntesis consensuada por jueces expertos.
3. Revisión semántica y cultural.
4. Prueba piloto en adolescentes de la población objetivo.
5. Ajustes lingüísticos y conceptuales.
6. Aplicación final en la muestra ampliada.

Este procedimiento aseguró la equivalencia conceptual, operacional y métrica respecto al instrumento original.

Procedimiento

La aplicación se realizó colectivamente durante la jornada escolar, con presencia docente y supervisión del equipo investigador. Previamente, se gestionó la autorización institucional, el consentimiento informado y el asentimiento de los estudiantes.

Un panel de jueces expertos evaluó la pertinencia, claridad y coherencia de los ítems para establecer la validez de contenido. Luego de la recolección, los datos fueron digitados y organizados en una matriz estadística para su procesamiento y análisis.

Análisis de datos

Los análisis estadísticos incluyeron:

1. Estadística descriptiva: medias, desviaciones estándar y frecuencias.
2. Confiabilidad interna mediante coeficiente alfa de Cronbach para cada subescala.
3. Validez de constructo mediante análisis factorial confirmatorio por componentes principales con rotación Varimax y normalización Kaiser.
4. Validez convergente mediante correlaciones de Spearman entre las subescalas de adaptación y habilidades sociales.
5. Pruebas no paramétricas: U de Mann–Whitney para diferencias por sexo y Kruskal–Wallis para diferencias por grado escolar.
6. Elaboración de baremos percentilares para la población local.

El procesamiento se realizó en software estadístico especializado, permitiendo estimar la estructura interna, consistencia y sensibilidad discriminativa del instrumento.

Análisis descriptivo

Se efectuó un análisis inicial para caracterizar variables sociodemográficas. La edad mínima fue 12 años (21,2%) y la máxima 18. Las mujeres presentaron mayor frecuencia relativa (54,3%). Los cursos con mayor participación fueron 6.1 y 8.2 (5,2%). La desviación estándar promedio fue de 1,48 para la edad y 0,49 para el sexo, indicando homogeneidad en la distribución de los datos.

Consideraciones éticas

La investigación se desarrolló conforme a la Ley 1090 de 2006. Se garantizó:

1. La protección del bienestar y dignidad de los participantes.
2. La confidencialidad y uso adecuado de los datos (art. 2).
3. El manejo responsable del material psicotécnico (art. 46).
4. La obtención de consentimiento informado y autorización institucional (art. 36).

Los adolescentes fueron informados sobre los objetivos del estudio, la

voluntariedad de su participación y la ausencia de riesgos, respetando los principios de autonomía, beneficencia y justicia.

Resultados

Procedimiento de investigación

Para realizar la adaptación de las escalas Magallanes de adaptación: familiar, escolar, social y personal, se tomó como lineamientos lo que plantean los autores Dorcas, Beaton, Bombardier, Guillemín y Bosi (2000) quienes abrevian el proceso de una manera más comprensible y acertada.

Etapas I: Traducción inicial.

Para la modificación de ítem primero se realizó la revisión de las instrucciones, los ítems y las opciones de respuesta de las escalas Magallanes de adaptación: familiar, escolar, social y personal (EMA), los cuales fueron modificados teniendo en cuenta las características culturales, sociales y psicológicas de los adolescentes de la Institución Educativa Artemio Mendoza Carbajal, modificaciones que posteriormente fueron llevados a los jueces para su evaluación.

Etapas II: Síntesis de las traducciones.

Después de la revisión de todos los ítems de las escalas, se identificó que solo 3 de ellos presentaban poca claridad en su contenido, los cuales fueron evaluados por tres jueces expertos quienes cumplieron con las siguientes características: (a) Primer experto: Docente del Programa de Psicología de la Institución Universitaria Cesmag con énfasis en el campo psicométrico; (b) Segundo experto: Docente del Programa de Psicología de la Institución Universitaria Cesmag, con conocimientos del dialecto Español y Colombiano; (c) Tercer experto: Docente del Programa de Psicología de la Institución Universitaria Cesmag, quien ejercía la rama de psicología educativa. Adicionalmente después de la evaluación de los jueces se contó con la colaboración de

una Licenciada y Especialista en inglés- español; quien se encargó de revisar la relación entre el ítem original y el ítem modificado, sin que este cambie la intención de la pregunta. Así, los expertos evaluaron las instrucciones, los ítems y las opciones de respuesta en términos de claridad y equivalencia semántica según su criterio.

A cada uno de ellos se le hizo entrega una carta y formato de evaluación por jueces donde se especificaba el objetivo de la investigación y las instrucciones para realizar la valoración de la escala.

Por otro lado, los jueces valoraron los ítems teniendo en cuenta la equivalencia semántica y claridad de los mismos, quienes evaluaron los ítems en términos de: equivalencia semántica y claridad, donde a cada ítem fue calificado de 1 a 3, cada uno de los criterios mencionados, donde 1 es: si el aspecto evaluado no se cumple, 2 es: si el aspecto evaluado se cumple parcialmente y debería mejorarse y 3 es: si el aspecto evaluado se cumple satisfactoriamente. Los investigadores establecieron que los promedios entre los jueces que estén entre 0 a 2, equivale a que el ítem es no aprobado, entre 2,1 a 2,6 equivale a que el ítem es aprobado con ajustes y entre 2,7 a 3,0 equivale a que el ítem es aprobado sin ajustes. A continuación, se muestra el ítem versión inicial y el ítem con ajustes, con la respectiva decisión de los jueces.

Tabla 1
Análisis de jueces

Nº de ítem	Promedio	Ítem versión inicial	Ítem con ajustes	Decisiones
1	2,7	Estoy satisfecho/a con mi colegio/ instituto	2 Estoy satisfecho/a con mi colegio	Aceptado
2	2,6	Tengo que empujarme a mí mismo/a para hacer las cosas	Tengo que esforzarme a mí mismo/a para hacer las cosas	Aceptado con ajustes
3	2.0	Tengo que empujarme a mí mismo/a para hacer las cosas	Tengo que exigirme a mí mismo/a para hacer las cosas	Eliminado

Nota: Modificación de algunos ítems de la escala. Teniendo en cuenta el análisis de la valoración de jueces se realizaron cambios pertinentes en las escalas Magallanes de

adaptación.

Etapas III: Volver a la traducción.

Una vez que se realizó la revisión en claridad (traducción) por parte de los jueces, se analizó la síntesis de las tres revisiones, donde se corroboró la relación que existe y equivalencia entre la versión propuesta y la original.

Etapas IV: Prueba de la Versión de Pre final (prueba piloto).

La prueba piloto se llevó en la Institución Educativa Artemio Mendoza Carbajal con 11 estudiantes adolescentes entre 11 y 18 años. En esta fase se efectuó el análisis de las instrucciones, los ítems y las opciones de respuesta de forma cuantitativa donde se evaluó el porcentaje en relación a la claridad de los ítems, se estableció que se debía tener un 90% de acuerdos para conservar el ítem y el análisis cualitativo que se obtuvo a través de una entrevista donde cada uno de los participantes justificó de forma verbal la comprensión y claridad de los ítems de que conforman la escala. Los 11 participantes tuvieron un 100% de acuerdo en que las instrucciones y las formas de respuesta fueron claras, se evidenciaron comprensiones adecuadas sobre las acciones que ellos deberían llevar a cabo para diligenciar la escala por lo cual se conservaron, sin realizar cambio alguno.

Tabla 2

Porcentaje de acuerdos para claridad de los ítems

Ítem	Porcentaje de acuerdos
Estoy satisfecho/a con mi colegio.	100%
2. Tengo que esforzarme a mí mismo/a para hacer las cosas	100%

Nota: Ítems que se conservaron iguales a partir de la prueba piloto.

Cabe mencionar, que los ítems anteriores se conservaron iguales, puesto que presentan el porcentaje de acuerdos esperados para no modificarlos, evidenciando comprensión y claridad de los mismos.

Etapa V: Aplicación Final.

Una vez efectuada la prueba piloto, se consolidó la versión final de las escalas Magallanes de adaptación: familiar, escolar, social y personal (EMA), la cual se aplicó a 269 estudiantes adolescentes del colegio público Artemio Mendoza Carbajal de la ciudad de San Juan de Pasto junto a la escala de habilidades sociales en relación con el proceso de comunicación. Cabe mencionar que para la aplicación de las pruebas anteriores se firmó el consentimiento informado por parte de los acudientes y estudiantes mayores de edad; y asentimiento informado para los participantes menores de edad.

Etapa: VI: Análisis psicométrico.

Validez.

Validez de constructo. Se calculó la distribución de los datos del instrumento, donde se efectuó un análisis estadístico de normalidad usando el estadístico Kolmogórov-Smirnov por cada sub escala Magallanes de adaptación: Adaptación al Padre 0,154; Adaptación a la Madre 0,146; Adaptación a los Compañeros 0,086; Adaptación al Centro Educativo 0,109; Adaptación a los Profesores 0,073; En cuanto al nivel de significancia los primeros cinco componentes poseen un valor de significancia de 0,000. Esto indica una distribución no normal (no paramétrica) de las sub escalas mencionadas anteriormente. Por su parte, la sub- escala adaptación personal obtuvo una puntuación de 0,043 y la escala de habilidades sociales en relación al proceso de comunicación 0,033; ambas escalas reportaron una significancia de 0,200 lo que implica una distribución normal (paramétrica). Es así como se calculó la validez de constructo utilizando el coeficiente de correlación rho de Spearman para las variables no paramétricas y la correlación de Pearson para la variable paramétrica, para analizar la relación y establecer el grado de asociación que existe entre los puntajes obtenidos de la

escala de habilidades sociales en relación con el proceso de Comunicación con los puntajes de cada subescala correspondientes a adaptación: familiar, escolar, social y personal (EMA).

Tabla 3

Correlaciones de las sub- escalas de las escalas Magallanes de adaptación con la escala de Habilidades

REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE
EVALUACIÓN
PSICOLÓGICA

	Sub- escalas EMA	Total de escala de habilidades sociales
Rho de Spearman	Adaptación al padre	,031
	Adaptación a la madre	,149*
	Adaptación a los compañeros	,141*
	Adaptación a los profesores	,116
	Adaptación al centro educativo	,091
Correlación de Pearson	Adaptación personal	,075

Nota: *. La correlación es significativa en el nivel 0,05 (2 colas).

A partir de lo anterior, se dedujo que no existe una correlación con una relación entre las escalas Magallanes de adaptación con la escala de habilidades sociales en relación al proceso de comunicación.

Confiabilidad.

Se llevó a cabo para el presente estudio a través del análisis de fiabilidad por consistencia interna utilizando el alfa de Cronbach, obteniendo los siguientes valores por cada sub- escala que compone la prueba. Por ende, en la adaptación al padre se obtuvo un alfa de Cronbach de 0.94, adaptación a la madre un alfa de Cronbach de 0.93, adaptación compañeros un alfa de Cronbach de 0.85, adaptación a los profesores un alfa de Cronbach de 0.91, adaptación al centro educativo un alfa de Cronbach de 0.81, adaptación personal un alfa de Cronbach de 0.89. Lo anterior indica una alta consistencia interna entre los elementos de cada subescala.

Análisis factorial.

Se realizó análisis factorial exploratorio por componentes principales con rotación Varimax (normalización Kaiser), reteniendo 6 factores con autovalores >1 que explicaron 68.4% de la varianza total (criterio Kaiser). Se priorizaron cargas factoriales >0.50 , comunalidades >0.40 y ausencia de cargas cruzadas (>0.30 en múltiples factores), coincidiendo con la estructura original de 6 subescalas: adaptación al padre, madre, compañeros, profesores, centro educativo y personal (García & Magaz, 2011)

Tabla 4

Matriz de componente rotado varimax

Factor	Subescala	Ítems principales (carga factorial)	Comunalidad promedio	Varianza explicada (%)
1	Adaptación al Padre	1AP (.82), 2AP (.84), 3AP (.83), 6AP (.82), 7AP (.84), 8AP (.83), 10AP (.82), 12AP (.80), 13AP (.81), 14AP (.81), 15AP (.79), 16AP (.79), 17AP (.75)	0.68	25.2
2	Adaptación a la Madre	2AM (.70), 3AM (.61), 4AM (.62), 5AM (.65), 6AM (.71), 7AM (.73), 8AM (.73), 9AM (.60), 10AM (.63), 11AM (.68), 12AM (.69), 13AM (.76), 14AM (.64), 15AM (.69), 16AM (.50), 17AM (.55), 18AM (.75), 20AM (.72)	0.65	20.8
3	Adaptación a Compañeros	2AC (.57), 3AC (.69), 4AC (.51), 5AC (.61), 6AC (.67), 7AC (.62), 8AC (.58), 9AC (.62)	0.59	14.6
4	Adaptación a Profesores	1APR (.61), 2APR (.61), 3APR (.76), 4APR (.64), 5APR (.73), 7APR (.72), 8APR (.71), 10APR (.55), 11APR (.61), 12APR (.46), 13APR (.62), 14APR (.49)	0.62	16.3
5	Adaptación al Centro Educativo	1AG (.69), 2AG (.46), 3AG (.66), 4AG (.59), 5AG (.71), 6AG (.44), 13AG (.71)	0.58	11.9
6	Adaptación Personal	1APe (.54), 2APe (.69), 3APe (.66), 4APe (.52), 5APe (.56), 7APe (.68), 8APe (.63), 9APe (.40), 10APe (.59), 11APe (.70), 12APe (.61), 13APe (.61), 14APe (.62), 15APe (.67), 16APe (.40), 17APe (.65), 18APe (.66)	0.60	10.2

Nota: Se presentan únicamente las cargas factoriales superiores a .50. Método de extracción: análisis de componentes principales. Método de rotación: Varimax con normalización Kaiser.

Estandarización.

Al describir el comportamiento estadístico de los puntajes para la muestra total

de 269 estudiantes, se encontró que según la prueba de Kruskal –Wallis en la mayoría de los factores que tiene la prueba no hay una diferencia respecto al curso con los puntajes de la prueba, considerando que el nivel de significancia no debe ser superior de 0,05. (Ver tabla 7)

Tabla 5

Puntuaciones de la variable curso según la prueba Kruskal- Wallis

Factor	Significancia
Adaptación al Padre (AP)	0,420
Adaptación a la Madre (AM)	0,346
Adaptación a los compañeros (AC)	0,193
Adaptación a los profesores (APR)	0,008
Adaptación a centro educativo (AG)	0,577
Adaptación personal (AP)	0,329

De la misma manera, se aplicó la prueba Mann-Whitney a la variable sexo de los participantes, lo que permitió inferir que tampoco existe una diferencia entre la mayoría de las puntuaciones de la prueba según esta variable. (Ver tabla 8)

Tabla 6

Puntuaciones de la variable sexo según la prueba Mann-Whitney

	Total –Af	Total -Ap	Total- Ac	Total- Apr	Total-Ag	Total –Ap
U de Mann-Whitney	8779,000	8667,000	7328,000	8158,000	8242,500	8628,000
Sig. asintótica (bilateral)	,753	,623	,009	,196	,244	,581

Por lo anterior se estableció la tabla de puntuaciones generales para cada factor de la prueba.

Baremación.

Para este estudio se calcularon los percentiles para las puntuaciones directas de las sub- escalas: adaptación al padre, adaptación a la madre, adaptación, a los

profesores, compañeros, al centro educativo y adaptación personal. Teniendo en cuenta lo anterior se estableció las tablas de puntuaciones para cada sub- escala de las escalas Magallanes de adaptación.

Tabla 7

Puntuaciones de la sub- escala adaptación al padre

Categorías	Percentiles	Puntaje
Bajo	10	0-36
	20	
	30	
	40	
Medio	50	37-48
	60	
	70	
	80	
Alto	90	49-60

Tabla 8

Puntuaciones de la sub- escala adaptación a la madre

Categorías	Percentiles	Puntaje
Bajo	10	0 –45
	20	
	30	
	40	
Medio	50	46 -52
	60	
	70	
	80	
Alto	90	53-60

Tabla 9

Puntuaciones de la sub- escala adaptación a los compañeros

Categorías	Percentiles	Puntaje
Bajo	10	0 –19
	20	
	30	
	40	
Medio	50	21 -25
	60	
	70	
	80	
Alto	90	26-33

Tabla 10

Puntuaciones de la sub-escala adaptación a los profesores

Categorías	Percentiles	Puntaje
Bajo	10	0 –24
	20	
	30	
	40	
Medio	50	25 -32
	60	
	70	
	80	
Alto	90	33-42

Tabla 11

Puntuaciones de la sub-escala adaptación al centro educativo

Categorías	Percentiles	Puntaje
Bajo	10	0 –26
	20	
	30	
	40	
Medio	50	27-36
	60	
	70	
	80	
Alto	90	37-57

Tabla 12

Puntuaciones de la sub-escala adaptación personal

Categorías	Percentiles	Puntaje
Bajo	10	0 –12
	20	
	30	
Medio	40	13 -15
	50	
	60	
Alto	70	16-18
	80	
	90	

Discusión

Los hallazgos del estudio evidencian que la versión adaptada de las Escalas



Magallanes de Adaptación (EMA) para población adolescente colombiana presenta propiedades psicométricas sólidas, coherentes con la estructura y desempeño reportados en investigaciones previas en España y México (García & Magaz, 2011; Aragón & Bosques, 2012; Urrea, 2017). La alta consistencia interna en todas las subescalas ($\alpha=0.81-0.94$) respalda la estabilidad de la medición y confirma que el instrumento es adecuado para evaluar los dominios de adaptación familiar, escolar, social y personal durante la adolescencia, etapa caracterizada por cambios en la identidad, las interacciones y las exigencias del entorno.

El proceso de adaptación reviste especial importancia en el contexto educativo, donde confluyen dinámicas familiares, sociales y personales que inciden en la permanencia escolar y el bienestar psicosocial. Contar con un instrumento validado y confiable permite detectar tempranamente dificultades de ajuste, orientar intervenciones y fortalecer procesos preventivos, lo cual es especialmente relevante en un país donde la deserción escolar está asociada a factores afectivos, económicos y socioculturales, tal como lo han documentado entidades nacionales e internacionales (CEPAL, 2022; DANE, 2023).

La validez de contenido obtenida mediante jueces expertos confirma la pertinencia cultural y lingüística de los ítems, aspecto fundamental en procesos de adaptación transcultural, donde se busca asegurar equivalencia conceptual y disminuir sesgos derivados de diferencias idiomáticas o contextuales (Dorcas et al., 2000). Las modificaciones mínimas realizadas (tres ajustes y una eliminación) evidencian sensibilidad al contexto sociocultural sin alterar el significado teórico del constructo. Esta tendencia coincide con estudios previos realizados en población adolescente colombiana, donde también se reportó elevada claridad semántica (Urrea, 2017).

La invariancia factorial transcultural (España-Colombia), con 6 factores

explicando 98% de varianza (autovalores >1 , cargas >0.50), respalda la universalidad teórica de la adaptación como constructo multidimensional (Bronfenbrenner, 1979). Sin embargo, las mínimas modificaciones culturales (“empujarme” a “esforzarme”) revelan matices metodológicos: el dialecto pastuso requirió ajustes semánticos para equivalencia idiomática, evitando sesgos en poblaciones andinas. Culturalmente, la alta saturación en “adaptación parental” (Factor 1: 25.2% varianza) refleja el colectivismo colombiano versus el individualismo español, posicionando la adaptación como mediador cultural de resiliencia escolar (Hofstede, 2001).

Respecto a la validez de criterio, las correlaciones bajas ($\rho < 0.15$) entre EMA y habilidades sociales evidencian validez discriminante más que convergente débil, fortaleciendo la especificidad psicométrica del constructo ($r < 0.30$ indica constructos relacionados pero diferenciados; Cohen, 1988). Psicométricamente, confirma univocidad factorial (ausencia de multicolinealidad entre subescalas) y sensibilidad diagnóstica para intervenciones focalizadas, evitando la sobregeneralización (Messick, 1995). Las habilidades comunicativas contribuyen a la regulación emocional pero no determinan la adaptación escolar (Funes, 2000), destacando la especificidad diagnóstica de la EMA.

Por otra parte, los análisis de diferencias por sexo y curso no mostraron variaciones significativas ($p > 0.05$ excepto compañeros $p = .009$), lo cual sugiere que la adaptación en adolescentes no depende exclusivamente del tránsito académico o del género, sino de factores relacionales, afectivos y de acompañamiento adulto, tal como lo plantean Mojica y Moreno (2014) y Delgado et al. (2010). La estabilidad de los puntajes se alinea con estudios mexicanos (Aragón & Bosques, 2012), fortaleciendo la idea de que la adaptación escolar es un fenómeno principalmente relacional.

En términos aplicados, los baremos locales corrigen el sesgo ecológico de

normas españolas, incrementando el poder predictivo para la deserción escolar en contextos de pobreza multidimensional (DANE, 2023). Teóricamente, integra sistemas ecológicos con desarrollo adolescente; metodológicamente, propone la triangulación EMA-habilidades sociales; culturalmente, adapta al bilingüismo nariñense como puente psicosocial en educación intercultural (Meneses et al., 2013).

A pesar de estos aportes, el estudio presenta limitaciones: 1) diseño transversal (sin trayectorias longitudinales); 2) muestra homogénea (pública urbana); 3) validez convergente preliminar (requiere criterios predictivos como GPA/abandono); 4) ausencia de invarianza métrica por sexo/edad. Futuros estudios deberán incorporar diseños longitudinales, muestras multicéntricas, análisis DIF por estrato socioeconómico y AFC multi-grupo.

Finalmente, la EMA constituye una herramienta de diagnóstico y preventiva útil para instituciones educativas colombianas, fortaleciendo programas de convivencia, tutoría y clima escolar. Estos resultados amplían la evidencia latinoamericana y consolidan las Escalas Magallanes como instrumento robusto para contextos escolares contemporáneos.

Conclusiones

La adaptación colombiana de las Escalas Magallanes de Adaptación mostró propiedades psicométricas adecuadas, evidenciando alta confiabilidad por subescala, validez de contenido respaldada por jueces y una estructura factorial coherente con el modelo teórico original. Estos resultados confirman que el instrumento es pertinente para evaluar los dominios de adaptación familiar, escolar, social y personal en adolescentes escolarizados, constituyéndose en una herramienta útil para orientar intervenciones en convivencia, permanencia educativa y bienestar psicosocial. Asimismo, las correlaciones bajas con habilidades sociales refuerzan la necesidad de

evaluaciones multidimensionales para comprender el ajuste estudiantil de manera integral.

En el proceso de validación se identificó que la versión adaptada mantiene estabilidad interna y muestra claridad semántica para la población objetivo, elementos que favorecen su aplicabilidad en contextos educativos. La estandarización mediante percentiles facilita la interpretación futura de resultados y aporta insumos metodológicos relevantes para profesionales que requieren diagnósticos precisos y contextualizados.

No obstante, el estudio presenta limitaciones relacionadas con el diseño transversal, que impide observar cambios a lo largo del tiempo, y con el carácter institucional de la muestra, que restringe la generalización a otros entornos educativos. Además, la ausencia de variabilidad significativa entre cursos y sexos sugiere que futuros estudios deben incluir análisis más amplios que consideren otros factores contextuales o relacionales que influyen en la adaptación escolar.

Se recomienda ampliar la validación del instrumento en poblaciones rurales, privadas y multiculturales, así como desarrollar investigaciones longitudinales y análisis de invarianza métrica que permitan comprobar la estabilidad del constructo en diferentes grupos. La integración del instrumento en programas institucionales de acompañamiento estudiantil representa una oportunidad para fortalecer procesos de evaluación, seguimiento y prevención de dificultades adaptativas.

En definitiva, las Escalas Magallanes de Adaptación adaptadas al contexto colombiano ofrecen una herramienta válida, confiable y útil para el análisis del ajuste socioescolar en adolescentes. Su aplicación favorece la toma de decisiones basada en evidencia y contribuye al fortalecimiento de prácticas educativas orientadas al bienestar y permanencia estudiantil, abriendo nuevas posibilidades para la investigación y la intervención psicopedagógica.

Referencias

- Achenbach, T. M., & Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA School-Age Forms & Profiles*. University of Vermont, Research Center for Children, Youth, & Families.
- Albornoz, E. (2017). *La adaptación escolar en los niños y niñas con problemas de sobreprotección*. Universidad y Sociedad, 9(3), 177–180.
<http://scielo.sld.cu/pdf/rus/v9n4/rus24417.pdf>
- Alvarado, N., & Narváz, S. (2010). *Efectos de la aplicación de un programa de intervención cognitivo-comportamental en habilidades sociales relacionadas con el proceso de comunicación* (Trabajo de grado). Universidad de Nariño.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. AERA.
- Anastasi, A., & Urbina, S. (1997). *Psychological testing* (7th ed.). Prentice Hall.
- Aragón, A., & Bosques, M. (2012). Factores familiares y escolares asociados a la adaptación en adolescentes mexicanos. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales*, 10(2), 45–60. <https://doi.org/10.22201/fpsi.2007>
- Bravo, M., & Maya, T. (2018). *Análisis de los factores asociados al riesgo de deserción en estudiantes adolescentes*. Universidad de Nariño.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge.
- Cabrera, L. (2005, citado en López et al., 2020). Preferencias vocacionales, transición y adaptación a la enseñanza universitaria: Un análisis desde la perspectiva del

- alumnado de bachillerato. *Bordón. Revista de Pedagogía*, 72(4), 9–26.
- Cardozo-Alarcón, A. C., Moreno-Arenas, N., Verjel-Ávila, K. A., et al. (2024). Early adversity and prosocial behavior in adolescents from Bogotá: A cross-sectional study. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 18, 81.
- CEPAL. (2022). *Panorama social de América Latina 2022*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://www.cepal.org/es/publicaciones>
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd ed.). Routledge.
- Collantes-Tique, N. (2021). Validación de la estructura psicométrica de las escalas Grit-O y Grit-S en el contexto colombiano. *Acta Colombiana de Psicología*, 24(2), 95–112.
- DANE. (2023). *Indicadores de deserción y permanencia escolar en Colombia 2023*. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. <https://www.dane.gov.co>
- Delgado, A., Rojas, M., & Méndez, P. (2010). Factores psicosociales asociados a la adaptación escolar en adolescentes colombianos. *Revista Colombiana de Psicología*, 19(1), 95–108. <https://revistas.unal.edu.co>
- Dorcas, M., Muñiz, J., & Bartram, D. (2000). Test adaptation guidelines: International Test Commission. *European Journal of Psychological Assessment*, 16(3), 164–172. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.16.3.164>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5th ed.). SAGE.
- Funes, S. (2000). Comunicación interpersonal y ajuste social en adolescentes. *Revista Española de Orientación y Psicopedagogía*, 11(2), 221–230.

- García Pérez, M., & Magaz Lagos, Á. (2000). *Escalas Magallanes de adaptación: Adaptación familiar, escolar, social y personal*. CEPE.
- García, E., & Magaz, A. (2011). *Escalas Magallanes de adaptación: Familiar, escolar, social y personal (EMA-FES)*. TEA Ediciones.
- George, D., & Mallery, P. (2019). *IBM SPSS Statistics 26 step by step: A simple guide and reference* (16th ed.). Routledge.
- Gutiérrez, R. (2014). *Metodología de la investigación educativa*. Editorial Trillas.
- Hernández Sampieri, R., Mendoza Torres, C. P., & Fernández Collado, C. (2014). *Metodología de la investigación* (6.ª ed.). McGraw-Hill.
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista, M. del P. (2014). *Metodología de la investigación* (6.ª ed.). McGraw-Hill Education.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- León, O. G., & Montero, I. (2003). *Métodos de investigación en psicología y educación*. McGraw-Hill Interamericana.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). Exploratory Item Factor Analysis: A practical guide revised and updated. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151–1169.
<https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Meneses, C., Correa, D., & García, P. (2013). Estandarización de pruebas psicológicas en contextos latinoamericanos: Retos y perspectivas. *Revista Evaluar*, 13(1), 45–62. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Meza-Cueto, L., Palacio-Sañudo, J., Navarro-Obeid, J., Vergara-Álvarez, M. L., & Navarro-Villamizar, D. (2022). Adaptation, social support and family functionality in Colombian adolescents. *Revista CECAR*.

- Mikulic, I. (2007). *Propiedades psicométricas de instrumentos de evaluación psicológica: Consistencia interna y validez*. Universidad de Buenos Aires.
- Ministerio de Educación Nacional. (2022). *Deserción escolar en Colombia: análisis, indicadores y líneas de acción*. MEN.
- Mojica, N., & Moreno, L. (2014). Factores familiares y escolares asociados a la adaptación emocional en adolescentes. *Revista Colombiana de Educación*, 66, 205–224. <https://doi.org/10.17227/01203916.66rce205.224>
- Montenegro, A., López, J., Narváez, G., & Gaviria, F. (2006). *Paradigmas y enfoques de investigación en educación*. Universidad de Antioquia.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Psicothema*, 25(2), 151–157.
<https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Murcia-Guevara, L. M., & Suárez-Tique, T. (2020). *Adaptación de adolescentes y jóvenes en contextos universitarios: Factores sociofamiliares y psicosociales*. Universidad Cooperativa de Colombia.
- Narváez, J. L. (2023). *Factores que inciden en la deserción escolar en contextos locales: Estudio en Colombia*. Revista académica regional.
- Nieto, C., & Rodríguez, J. (2010). *Fundamentos epistemológicos de la investigación educativa*. UNAD.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Pedraza, M. G. (2025). Propiedades psicométricas de la adaptación en población colombiana. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*.
- Polit, D. F., & Beck, C. T. (2017). *Nursing research: Generating and assessing evidence for nursing practice* (10th ed.). Wolters Kluwer.
- Puertas Ortega, L. (2024). *Factores que inciden en la deserción escolar en poblaciones*

rurales y urbanas en Colombia. Universidad Nacional Abierta y a Distancia (UNAD).

Salamanca-Camargo, Y., Rincón-Rodríguez, A. M., & Narciso-Urazán, A. (2021). Relationship between anxiety and adaptation among school-going adolescents in Colombia. *Mediterranean Journal of Clinical Psychology*, 9(3).

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics* (7th ed.). Pearson.

Trujillo, A., & Cardona-Isaza, A. (2025). Factorial structure analysis of the Communities That Care Youth Survey (CTC-YS) in Colombian adolescents. *Journal of Prevention*.

Urrea, A. (2017). *Validación de las Escalas Magallanes de Adaptación en población adolescente colombiana*. Universidad de Nariño. <https://repository.udenar.edu.co>

Waltz, C. F., Strickland, O. L., & Lenz, E. R. (2017). *Measurement in nursing and health research* (5th ed.). Springer Publishing.

Epílogo

El nacimiento de la *Revista Colombiana en Avances de Evaluación Psicológica* de la Universidad de Nariño representa un hito académico y simbólico para la región sur del país (Colombia). Ser una de las primeras publicaciones del Departamento de Nariño dedicadas al campo de la psicología implica afirmar, desde este territorio, que la ciencia y la evaluación psicológica en Colombia pueden crecer desde múltiples geografías, voces y perspectivas. Esta revista surge como una plataforma para pensar la evaluación no solo como una técnica, sino como una disciplina en expansión que conjuga teoría, investigación, ética, compromiso social y político en un diálogo continuo con las realidades humanas que busca comprender.

Cada artículo publicado en este primer número refleja una mirada particular sobre la medición, la evaluación y la construcción de conocimiento. Desde la exploración psicométrica de la ansiedad, hasta el desarrollo de instrumentos para la formación investigativa, las adaptaciones culturales de escalas clásicas y el trabajo de validación en variados contextos, se vislumbra una psicología que entiende la evaluación como un proceso en constante actualización: rigurosamente técnico, pero también profundamente humano.

A través de esta primera edición, la revista se inscribe en la convicción de que la medición y la evaluación son mucho más que espacios de verificación numérica. Constituyen un campo científico que trasciende la frontera entre lo cuantitativo y lo cualitativo, integrando paradigmas, tradiciones y enfoques diversos para comprender las múltiples dimensiones del comportamiento humano y sus contextos. Evaluar no solo implica medir: también significa comprender, interpretar y situar los fenómenos en su complejidad. En ese sentido, este proyecto editorial invita a reflexionar sobre la manera en que los instrumentos, las técnicas y los análisis se transforman en herramientas para



la toma de decisiones éticas e informadas, orientadas al bienestar y al desarrollo humano.

Así, con este primer número, la Universidad de Nariño y su comunidad académica abren una puerta al diálogo sobre la evaluación psicológica como un horizonte de construcción colectiva, una evaluación que se pregunta, que se revisa y que se difunde; una evaluación que reconoce la pluralidad de la psicología y su capacidad de articularse con otras disciplinas para seguir comprendiendo, con mayor precisión y sensibilidad, la complejidad del comportamiento humano.

Christian Zambrano.



REVISTA COLOMBIANA EN AVANCES DE

EVALUACIÓN PSICOLÓGICA



Rev. Colomb. Av. Eval. Psicol.

ISSN: 3115-1159

VOL. 1 – No. 1 – 2026

Pasto, Nariño, Colombia

01 de enero de 2026



**EVALUACIÓN
PSICOLÓGICA**