

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>
- Antúnez, 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

