



Propiedades Psicométricas de una escala para evaluar el burnout académico en estudiantes universitarios

Psychometric properties of a scale to assess academic burnout in university students

<https://doi.org/10.37135/ee.04.25.07>

Autores:

Lucero Isabel Villanueva Quispe¹ – <https://orcid.org/0009-0009-7823-1347>

Damaris Lisbeth Aguilar Cachicatari¹ - <https://orcid.org/0009-0001-5846-0769>

Williams Brandon Huanca Vilca¹ – <https://orcid.org/0009-0001-9858-271X>

Eddy Wildmar Aquize Anco¹ - <https://orcid.org/0000-0002-4820-9570>

Afiliación:

¹Universidad Peruana Unión, Escuela Profesional de Psicología.

Autor de correspondencia: Lucero Isabel Villanueva Quispe. Universidad Peruana Unión. Dirección postal: Chullunquiani Km. 6, Juliaca. Email: lucero.villanueva@upeu.edu.pe.

Recibido: 17 de junio de 2025

Aceptado: 18 de noviembre de 2025

RESUMEN

El presente estudio instrumental y de corte transversal tuvo como meta construir y validar las características psicométricas de una escala que evalúa el burnout académico en estudiantes universitarios; se realizó un análisis teórico para definir, se desarrolló la Escala de Burnout Académico en Estudiantes Universitarios (EBAE-20), compuesta por 20 ítems distribuidos en cuatro dimensiones 1, agotamiento emocional; 2, alienación personal; 3, incompetencia autopercibida; y 4, agotamiento cognitivo; con formato de respuesta tipo Likert de cinco opciones. El instrumento fue aplicado a 449 estudiantes de programas universitarios del departamento de Puno, Perú. Para evaluar la validez de contenido, se utilizó un enfoque cualitativo como cuantitativo, sometiendo a la escala a la experticia de 10 jueces. Se calculó el coeficiente de V de Aiken con un intervalo de confianza del 99 % ($V=0,991$), lo que indica una alta adecuación. La validez del constructo fue analizada mediante el análisis factorial exploratorio (AFE) con ejes principales y rotación promax, seguido de un análisis factorial confirmatorio (AFC) con índices adecuados de ajuste; $CFI=0,998$; $TLI=0,998$; $SRMR=0,037$; $RMSEA=0,033$. La confiabilidad interna fue alta, con coeficientes $\alpha=0,947$ y $\omega=0,947$. Se determinó que el instrumento EBAE-20 presenta solidas propiedades psicométricas, siendo un instrumento confiable y válido para medir el burnout académico, con potencial para su uso en investigaciones y evaluación educativa.



Palabras Clave: psicometría, agotamiento psicológico, encuestas, cuestionarios.

ABSTRACT

This instrumental, cross-sectional study aimed to construct and validate the psychometric characteristics of a scale that assesses academic burnout in university students. A theoretical analysis was conducted to define and develop the Academic Burnout Scale for University Students (EBAE-20), consisting of 20 items distributed across four dimensions: 1) emotional exhaustion; 2) personal alienation; 3) self-perceived incompetence; and 4) cognitive exhaustion. The scale uses a five-point Likert-type response format. The instrument was administered to 449 students in university programs in the Puno department, Peru. To assess content validity, a qualitative and quantitative approach was used, submitting the scale to the expertise of 10 judges. Aiken's V coefficient was calculated with a 99% confidence interval ($V = 0.991$), indicating high adequacy. Construct validity was analyzed using exploratory factor analysis (EFA) with principal axis and promax rotation, followed by confirmatory factor analysis (CFA) with adequate fit indices: CFI = 0.998; TLI = 0.998; SRMR = 0.037; RMSEA = 0.033. Internal reliability was high, with coefficients $\alpha = 0.947$ and $\omega = 0.947$. It was determined that the EBAE-20 instrument possesses solid psychometric properties, making it a reliable and valid instrument for measuring academic burnout, with potential applications in research and educational assessment.

Keywords: Psychometrics, Psychological Exhaustion, Surveys, Questionnaires.

INTRODUCCIÓN

El burnout académico es un síndrome asociado a la exposición prolongada a factores estresores en entornos educativos altamente demandantes. Puede originarse por la discrepancia entre las expectativas académicas del estudiante y los resultados obtenidos. Se manifiesta a nivel cognitivo, emocional y conductual, a través de dificultades de concentración, problemas de memoria, alteraciones en la toma de decisiones y del sueño, así como sentimientos de agotamiento, desmotivación y desinterés académico. Además, pueden presentarse cambios en los hábitos de estudio, aumento de la procrastinación y ausentismo.⁽¹⁾ Este desgaste psicológico, caracterizado por agotamiento físico y mental, frustración, falta de energía y bajo rendimiento, ha sido vinculado a sentimientos de sobrecarga, trastornos del sueño, obsesión por el desempeño, dificultades interpersonales y percepción de insuficiencia.⁽²⁾

Los estudiantes universitarios enfrentan múltiples desafíos que impactan negativamente en su salud mental. Estos desafíos responden tanto a factores intrínsecos como extrínsecos, generando reacciones adversas en el ámbito emocional y psicológico.⁽³⁾ Esta situación se intensifica en los últimos ciclos de formación profesional, donde las exigencias académicas se incrementan por la carga acumulativa de prácticas preprofesionales, investigaciones e internados. Esto compromete su bienestar psicológico y los vuelve más vulnerables al burnout académico.⁽⁴⁾



Se desarrolló el Cuestionario de Burnout Académico (CBA-24), compuesto por cuatro factores: realización personal, cinismo hacia las personas, cinismo hacia el estudio y agotamiento emocional; mostrando una adecuada validez de constructo y confiabilidad ($\alpha = 0,807$).⁽⁵⁾ Asimismo, investigaciones recientes se centraron en la adaptación y validación de escalas como el MBI-SS y la Escala de Agotamiento Estudiantil de un Solo Factor.^(6,7,8) En el contexto peruano, Se adaptó el MBI-SS, obteniendo indicadores psicométricos adecuados ($KMO = 0,813$; Barlett = 1007.5, $p < 0,000$; $\alpha = 0,794$), lo cual respalda su utilidad para evaluar el burnout académico en estudiantes universitarios.⁽⁹⁾

Hasta el 2023 se reportó un aumento significativo en la deserción de la educación superior entre jóvenes de hasta 30 años. En el ámbito universitario, la tasa de abandono se incrementó del 39,2 % al 48,6 % entre 2019 y 2021, alcanzando su punto máximo en 2020 con un 55,6 %. De esta población, el 23,6 % correspondía a mujeres y el 22,7 % a varones. En la educación no universitaria, la tasa aumentó del 19,3 % al 23,2 % en el mismo periodo, con un pico del 31 % en 2020.^(10,11) La deserción universitaria alcanzó el 18,3% en el ciclo 2020-I, disminuyendo al 12,2 % en el ciclo 2022-I, con tasas de 12,6 % en universidades privadas y 11,1 % en públicas. Las regiones con mayor índice de abandono fueron Lima (19 %), La Libertad (18,1 %), Lambayeque (17,5 %) y Junín (14,8 %). Entre los factores asociados destacan la sobrecarga académica, laboral y familiar, así como problemas de salud física y mental. El 86,8 % de los estudiantes que desertaron, manifestaron síntomas de desánimo, desinterés y agotamiento extremo.^(12,13)

La deserción universitaria, entendida como el abandono de los estudios antes de culminar un programa de educación superior, es un fenómeno multifactorial influido por aspectos académicos, económicos, personales, sociales e institucionales. Estos factores pueden desencadenar malestar psicológico y agotamiento, afectando la continuidad en la trayectoria educativa.^(14,15) Entre sus principales consecuencias se identifican el deterioro del autoconcepto, la autoestima y ciertos rasgos de personalidad, lo que se traduce en actitudes de desapego y una disminución del compromiso académico.⁽¹⁶⁾

A pesar de los avances recientes, las investigaciones sobre el burnout académico en estudiantes universitarios siguen siendo limitadas, lo que dificulta una comprensión profunda del fenómeno. Esta situación resalta la necesidad de desarrollar estudios que aborden su análisis en contextos educativos, así como de construir instrumentos válidos y adaptados que permitan una medición precisa del burnout académico en la población universitaria peruana.

A partir de lo expuesto, se propone construir un instrumento para evaluar el burnout académico en estudiantes universitarios y analizar sus propiedades psicométricas, incluyendo validez de contenido y constructo, así como su confiabilidad mediante consistencia interna.



MATERIAL Y MÉTODOS

El presente estudio es de enfoque cuantitativo,⁽¹⁷⁾ con un diseño no experimental,⁽¹⁸⁾ de tipo instrumental⁽¹⁹⁾ y de corte transversal,⁽²⁰⁾ orientado al análisis de las propiedades psicométricas, validez y fiabilidad del instrumento.

Tabla 1. Características generales de la muestra

	Hombres	Mujeres	Total
Total	220	229	449
Edad			
18-20	65	95	160
21-23	111	108	219
24-26	29	23	52
27-29	11	1	12
30 y más	4	2	6
Situación académica			
Regular	192	204	396
Irregular por asignatura reprobada	17	11	28
Irregular por adelantar cursos	5	7	12
Irregular por cambio de carrera	5	6	11
Irregular por traslado de universidad	1	1	2
Formación universitaria			
Primera carrera	202	212	414
Segunda carrera	12	10	22
Dos carreras en simultáneo	4	5	9
Anterior carrera concluida	2	2	4
Área de estudio			
Ciencias Sociales	63	105	168
Ingenierías	119	43	162
Biomédicas	38	81	119
Situación económica actual			
Estudio	139	169	308
Estudio y trabajo	81	60	141

En la Tabla 1 se detalla la información referente a las características demográficas de la muestra recabada de 449 estudiantes universitarios de la región de Puno, con edades desde los 18 años, los mismos que fueron divididos por sexo y que reflejan información acerca de la situación académica, formación universitaria, área de estudio y situación económica actual.



El instrumento elaborado para esta investigación se denominó “Escala de Burnout Académico para Estudiantes Universitarios – EBAE-20”, compuesto por 20 ítems distribuidos en cuatro dimensiones: agotamiento emocional: Respuesta negativa persistente ante las exigencias académicas;⁽²¹⁾ alienación personal: Actitud de desapego y desinterés hacia el entorno académico y social;⁽²²⁾ incompetencia autopercibida: Percepción de ineficacia frente a las demandas educativas;⁽²³⁾ y agotamiento cognitivo: Fatiga mental que afecta los procesos mentales y disminuye la claridad y rendimiento intelectual.⁽²⁴⁾ Cada ítem responde una escala tipo Likert de cinco niveles: 1 “nunca”, 2 “casi nunca”, 3 “a veces”, 4 “casi siempre” y 5 “siempre”. El tiempo estimado de aplicación es de 10 a 15 minutos, en formato individual o colectivo.

La escala fue sometida a validez de contenido por un panel de 10 jueces expertos, todos licenciados en Psicología con experiencia en el ámbito académico, quienes evaluaron la relevancia, representatividad y claridad de los ítems. Para cuantificar el grado de acuerdo entre los jueces, se utilizó el coeficiente V de Aiken. Posteriormente, el instrumento fue aplicado a estudiantes universitarios de la región Puno, y los datos recolectados fueron procesados en Microsoft Excel para el análisis descriptivo inicial. Asimismo, se emplearon los softwares JASP y R Studio para realizar el análisis factorial exploratorio y confirmatorio, y se evaluó la confiabilidad mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald.

La investigación se condujo conforme a los preceptos deontológicos estipulados en la Declaración de Helsinki.⁽²⁵⁾ Los sujetos participantes suscribieron un consentimiento informado, tras ser debidamente instruidos sobre la naturaleza y propósitos del estudio, a su vez la información fue tratada con criterios de seudonimización y preservación hermética. El protocolo contó con el aval del Comité de Ética de la Universidad Peruana Unión, según consta en el informe N.º 2024-CEB-FCS - UPeU-208, resguardándose en todo momento la invulnerabilidad moral y física de los involucrados.

RESULTADOS

Tabla 2. Versión inicial y final del instrumento EBAE - 20

Escala para evaluar el Burnout Académico en Estudiantes Universitarios (EBAE – 20)

1. Las demandas que mis estudios me provocan, son abrumadoras para mí.
2. Últimamente me da igual los asuntos que tengan que ver con mis estudios.
3. Me siento emocionalmente incapaz de manejar las exigencias académicas de mi universidad.
4. He notado que mi capacidad de atención se ve afectada negativamente por el cansancio causado por las demandas académicas.
5. Me siento cansado(a) cuando pienso en las tareas universitarias pendientes.
6. Me es difícil participar en actividades académicas en grupo.
7. Dudo de mi capacidad para tener éxito en mi carrera universitaria.
8. Me cuesta concentrarme en las actividades académicas porque me siento cansado(a), desmotivado(a) y sin energías.
9. Creo que me hace falta energía para enfrentar mis tareas académicas.



1. Me he vuelto indiferente hacia mis maestros cuando se trata de asuntos académicos.
2. Cuando estoy realizando trabajos grupales, considero que no estoy contribuyendo de manera eficiente.
3. A menudo me siento desconectado(a) de lo que estoy estudiando debido al agotamiento mental.
4. Tengo dificultades para dormir desde que aumentaron mis exigencias académicas.
5. Prefiero evitar llamadas, mensajes y conversaciones acerca de asuntos universitarios.
6. Me siento frustrado(a) porque no logro progresar como debería en mis estudios.
7. Me cuesta concentrarme desde que mis estudios se han vuelto más difíciles.
8. Me siento sobrecargado(a) de labores académicas.
9. Hago las tareas por cumplir y, si está mal, que mis compañeros(as) de equipo se encarguen.
10. Me resulta difícil cumplir con las expectativas académicas, lo que me hace sentir que no estoy logrando lo suficiente.
11. Me comparo constantemente con mis compañeros(as) y siento que ellos son más capaces que yo en los estudios.

La Tabla 2 muestra la Escala para evaluar el Burnout Académico en Estudiantes Universitarios (EBAE-20) y los ítems que lo conforman en su versión inicial y final.

Tabla 3. Análisis descriptivo

Ítem	Media	DS	Var	As	K	R i-test
1	2,93	0,93	0,87	0,05	0,31	0,55
2	2,28	1,08	1,17	0,43	-0,74	0,65
3	2,47	1,03	1,07	0,38	-0,45	0,68
4	2,89	1,00	1,00	-0,05	-0,20	0,59
5	2,94	0,93	0,88	0,08	0,09	0,64
6	2,47	1,02	1,05	0,27	-0,47	0,64
7	2,44	1,11	1,23	0,37	-0,63	0,66
8	2,66	0,99	0,98	0,21	-0,32	0,71
9	2,73	1,00	1,01	0,13	-0,40	0,71
10	2,31	1,08	1,16	0,44	-0,64	0,66
11	2,46	1,06	1,13	0,27	-0,68	0,62
12	2,58	1,00	1,01	0,18	-0,27	0,73
13	2,58	1,03	1,07	0,26	-0,33	0,56
14	2,42	1,12	1,26	0,57	-0,35	0,63
15	2,71	1,05	1,11	0,22	-0,43	0,70



16	2,64	1,02	1,04	0,19	-0,41	0,78
17	2,73	0,99	0,99	0,16	-0,25	0,65
18	2,35	1,05	1,11	0,42	-0,42	0,63
19	2,55	0,97	0,95	0,31	-0,12	0,77
20	2,65	1,14	1,31	0,15	-0,70	0,69

La tabla 3 evidencia el comportamiento de los ítems en función de las medidas de tendencia central ($\bar{x}$), dispersión (Ds), distribución (As y K) así como las correlaciones ítems-test. En este sentido, los valores de los ítems se encuentran dentro de los rangos esperados, lo que indica que las respuestas de los participantes están distribuidas de manera equilibrada. En cuanto a la forma de la distribución, los valores de asimetría y curtosis cumplen con los criterios de normalidad de $\pm 1,5$,⁽²⁶⁾ lo que indica una distribución normal. Sin embargo, algunos ítems muestran una ligera inclinación en su distribución, como el ítem 14 (As = 0,575, K = -0,358) y el ítem 18 (As = 0,429, K = -0,423), lo que sugiere una leve tendencia hacia la asimetría positiva.

Tabla 4. Índices de validez de contenido

ÍTEM	Relevancia			Representatividad			Claridad			IA		
	V	L99%	U99%	V	L99%	U99%	V	L99%	U99%	V	L99%	U99%
1	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	0,95	0,68	0,99	0,98	0,72	0,99
2	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	0,95	0,68	0,99	0,98	0,72	0,99
3	0,95	0,68	0,99	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	0,98	0,72	0,99
4	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
5	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
6	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
7	1,00	0,75	1,00	0,95	0,68	0,99	1,00	0,75	1,00	0,98	0,72	0,99
8	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	0,90	0,62	0,98	0,96	0,70	0,99
9	0,95	0,68	0,99	1,00	0,75	1,00	0,95	0,68	0,99	0,96	0,70	0,99
10	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
11	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	0,90	0,62	0,98	0,96	0,70	0,99
12	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
13	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00



14	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
15	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
16	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
17	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
18	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
19	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00
20	0,95	0,68	0,99	1,00	0,75	1,00	1,00	0,75	1,00	0,98	0,72	0,99
F1	0,99	0,73	1,00									
F2	0,99	0,74	1,00									
F3	0,98	0,73	0,99									
F4	0,99	0,73	1,00									
FG	0,99	0,73	1,00									

La información brindada en la tabla 4 evidencia los índices de validez de contenido, conseguidos a través de la valoración de 10 jueces expertos, y elaborados mediante el coeficiente V de Aiken, con intervalos de confianza al 99 %, y un valor de $Z = 2.58$. Es importante destacar que todos los ítems, dimensiones y el instrumento en general presentan valores V que exceden el intervalo liberal mínimo precisado $[0,5]^{(27)}$ lo mismo que señalaría que la totalidad de los ítems contribuyen positivamente a la validez del instrumento en cuestión.

Tabla 5. Cargas de los Factores

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Unicidad
B15	0,80				0,31
B20	0,72				0,34
B16	0,58				0,26
B19	0,56				0,28
B11	0,51		0,34		0,46
B12	0,38				0,35
B7	0,31			0,58	0,32
B4		0,86			0,40
B5		0,74			0,39



B1	0,58		0,56
B17	0,51		0,42
B9	0,50		0,38
B13	0,49		0,53
B8	0,39		0,38
B18		0,80	0,37
B10		0,75	0,30
B2		0,62	0,39
B14		0,56	0,44
B6		0,36	0,49
B3			0,40

Nota. El método de rotación aplicado es promax.

La Tabla 5 muestra las cargas factoriales obtenidas mediante un análisis factorial exploratorio (AFE), utilizando rotación oblicua (promax) para permitir la correlación entre factores. La prueba de esfericidad de Bartlett es altamente significativa ($p < 0.001$), lo que indica que las correlaciones entre los ítems son lo suficientemente fuertes como para justificar el AFE. Por otro lado, el contraste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) tiene un valor de 0,963, lo que sugiere una excelente adecuación de la muestra para el análisis. Estas configuraciones dieron como resultado una solución de cuatro factores que explican el 60,7 % de la varianza; todos los ítems han mostrado una carga factorial mayor a 0.3 en por lo menos un factor, no obstante, los ítems 11, 7 y 10 han duplicado su carga en más de un factor. Por otro lado, el factor 1 contiene ítems que evalúan incapacidad percibida, el F2 alineación personal, el F3 agotamiento emocional, sin embargo, el F4 se configura con ítems que no evalúan el agotamiento cognitivo. Por cuanto la matriz factorial es coherente parcialmente con la matriz instrumental construida inicialmente.

Tabla 6. Indicadores de Ajuste de Modelo

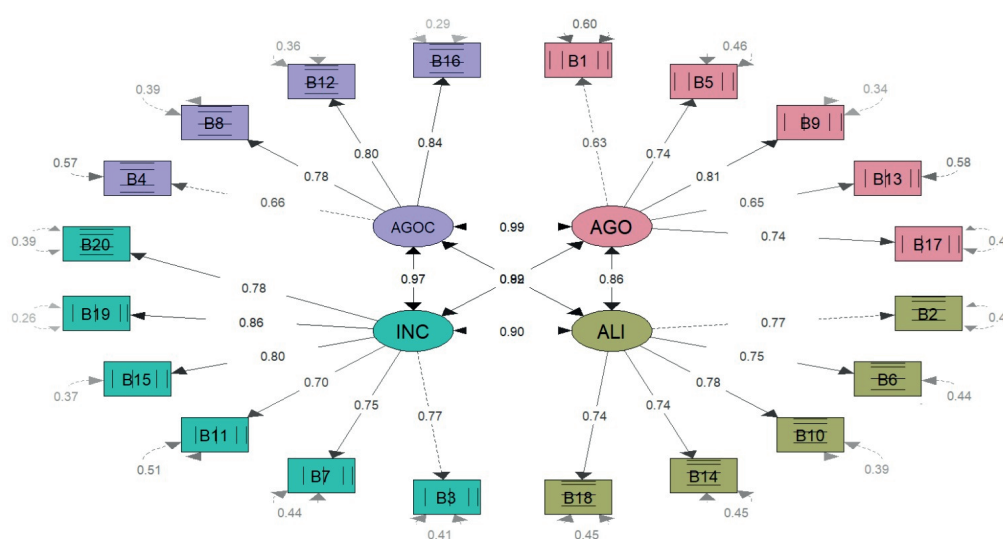
Índices de ajuste	Umbrales aceptables	Modelo original (4 factores – 20 ítems)
CFI	> 0,9	0,998
TLI	> 0,9	0,998
RMSEA	< 0,08	0,033
SRMR	< 0,08	0,037

Nota. Se utilizó un estimador WLSM con rotación oblicua y matrices policóricas.



La tabla 6 muestra los índices de ajuste de modelo del instrumento en su versión original. En el modelo primigenio con 20 ítems los valores de ajuste mostraron índices (CFI = 0,998, TLI = 0,998, RMSEA = 0,033 y SRMR = 0,037), siendo índices aceptables.

Figura 1. Modelo de ecuaciones estructurales para el análisis factorial confirmatorio de constructo



La figura 1 presenta el modelo de ecuaciones estructurales obtenido, donde se identifican cuatro factores latentes; AGOC, AGO, INC y ALI, cada uno compuesto por distintos ítems cuyas cargas factoriales oscilan entre 0,63 y 0,86 lo que indica una adecuada representación de los ítems en sus respectivos factores y respalda la validez del modelo. Asimismo, las covarianzas entre factores son altas, especialmente entre AGOC y AGO (0,99) y entre AGOC y INC (0,97), lo que sugiere la presencia de multicolinealidad en el constructo. En cuanto a la varianza de error, la mayoría de los ítems presentan valores bajos, fortaleciendo la fiabilidad del modelo; sin embargo, algunos ítems con menor carga factorial muestran mayor error, lo que podría requerir ajustes para mejorar la discriminación entre factores. A pesar de estas consideraciones, la estructura general del modelo realizado es consistente, permitiendo un análisis sólido y confiable.

Tabla 7. Índices de confiabilidad por ω de McDonald y α de Cronbach

Factor	ω de McDonald	α de Cronbach
F1: Agotamiento Emocional	0,81 [IC 95% 0,78-0,83]	0,81 [IC 95% 0,78-0,83]
F2: Alienación Personal	0,83 [IC 95% 0,81-0,85]	0,83 [IC 95% 0,80-0,85]
F3: Incompetencia Autopercibida	0,87 [IC 95% 0,85-0,89]	0,87 [IC 95% 0,85-0,89]
F4: Agotamiento Cognitivo	0,82 [IC 95% 0,79-0,85]	0,82 [IC 95% 0,79-0,84]
Burnout Académico	0,94 [IC 95% 0,94-0,95]	0,94 [IC 95% 0,93-0,95]



En la tabla 7 se muestran los índices de confiabilidad obtenidos por consistencia interna analizada por medio de los métodos de Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, los resultados demuestran una consistencia interna general de $\alpha = 0,947$ [IC 95 % 0,939-0,954] y $\omega = 0,947$ [IC 95 % 0,940-0,954]. En cuanto a las dimensiones, se obtuvo un $\alpha = 0,810$ [IC 95 % 0,780-0,836] y $\omega = 0,811$ [IC 95 % 0,784-0,839] en agotamiento emocional, $\alpha = 0,833$ [IC 95 % 0,807-0,856] y $\omega = 0,834$ [IC 95 % 0,810-0,858] en alienación personal, $\alpha = 0,875$ [IC 95 % 0,856-0,892] y $\omega = 0,875$ [IC 95 % 0,857-0,893] para incompetencia autopercebida y en la dimensión de agotamiento cognitivo se obtuvo un $\alpha = 0,822$ [IC 95 % 0,793-0,847] y $\omega = 0,824$ [IC 95 % 0,797-0,850]; dichos resultados evidencian una adecuada confiabilidad del instrumento.

DISCUSIÓN

Esta investigación se enfocó en determinar las propiedades psicométricas de una escala de burnout académico en estudiantes universitarios (EBAE-20), validada mediante la participación de 449 estudiantes de la región Puno. El síndrome de burnout es un fenómeno que afecta de manera adversa la salud psicológica y el desempeño académico de los universitarios; al identificar de manera precisa el burnout facilita la intervención y abordamiento de manera efectiva, contrarrestando así las posibles consecuencias como la deserción académica.⁽²⁸⁾

El instrumento EBAE-20 compuesto por 4 dimensiones exhibe niveles satisfactorios de validez y confiabilidad, estableciéndose como una herramienta pertinente para la evaluación del burnout académico en estudiantes universitarios, cuenta con una validez de contenido de $V=0,991$, con una esfericidad de Bartlett de $p<0,001$, $KMO=0,963$, $CFI=0,998$; $TLI=0,998$; $SRMR=0,037$; $RMSEA=0,033$ e índices de confiabilidad de $\alpha=0,947$ y $\omega=0,947$; siendo valores aceptables para ser considerada un instrumento con adecuadas propiedades psicométricas.

Uno de los principales objetivos fue analizar la validez de contenido del instrumento EBAE-20; mediante el cálculo de la validez de Aiken con un nivel de fiabilidad de 99 %, se halló que el instrumento en general exhibe un $V = 0,991$, en cuanto a sus dimensiones presenta un $V = 0,990$ en agotamiento emocional, $V = 0,997$ en alienación personal, $V = 0,986$ en incompetencia autopercebida y un $V = 0,992$ en agotamiento cognitivo. Dichos resultados se alinean con la adaptación del modelo tridimensional del Inventory Maslach Burnout – Student Survey al contexto de La Habana, hallaron un $CVC > 0,80$, y en sus dimensiones se obtuvo $D1= 0,90$, $D2= 0,85$ y $D3= 1,00$; sin embargo, dicha investigación pertenece a una $I + D + I$, priorizando la adaptación desde una perspectiva lingüística cultural.⁽⁷⁾ Asimismo, en otro estudio se estimó la adecuación del contenido de un ítem único, mediante el coeficiente V de Aiken dando como media de $V = 0,780$, puesto que el IUBA fue sometido en 5 opciones a relevancia del contenido, priorizando la claridad y el ordenamiento de intensidad.⁽²⁹⁾ Por otro lado, en una investigación anterior se adaptó el MBI-SS versión colombiana a universitarios de Lima, obteniendo una $V= > 0,70$ en sus ítems y una $V = 0,82$ en el instrumento en general, dicha adecuación del contenido fue sometida a la valoración de 5 jueces expertos.⁽¹⁶⁾



En la misma instancia se identificaron los parámetros psicométricos del MBI - SS en estudiantes de la universidad de Huaraz, dando como resultado una validez de contenido global de 0,979.⁽³⁰⁾ Finalmente, la validez de contenido es indispensable en un trabajo instrumental, puesto que representa de manera precisa el dominio o el contenido que se desea medir y de esta manera que los resultados obtenidos sean significativos y confiables;⁽³¹⁾ la validez de contenido es necesaria puesto que forma parte de la validez global de un instrumento; además que, si existe ausencia de este componente, el instrumento queda sin base sólida desde el inicio.⁽³²⁾

La validez de contenido es muy relevante en la construcción de pruebas y cuestionarios psicológicos, puesto que evalúa si la prueba abarca todas las dimensiones relevantes del constructo y que sin una validez adecuada los resultados no son válidos ni confiables.⁽³³⁾

Asimismo, se halló la validez de constructo, propiedad que se obtuvo mediante del AFE y AFC, encontrando los valores correspondientes en la comprobación de los supuestos: Esfericidad de Bartlett $p=0,001$ y $KMO=0,963$ y cifras aceptables en relación a los índices de ajuste de modelo: $CFI = 0,998$, $TLI = 0,998$, $RMSEA = 0,033$ y $SRMR = 0,037$; tales resultados pueden contrastarse con los de diferentes estudios como la construcción del Cuestionario de Burnout Académico en Colombia a través de un método de mínimos cuadrados generalizados, logrando niveles de valores excelentes en su versión final tanto en los índices de ajuste como en los indicadores de bondad, tales como $X^2=602.504$, $X^2/gl=3,028$, $CFI=0,927$, $TLI=0,898$, $IFI=0,928$, $NFI=0,986$ y $RMSEA=0,053$.⁽⁵⁾ Por otro lado, se estudiaron las propiedades psicométricas de un cuestionario construido originalmente en Perú y que aplicaron en una muestra de estudiantes salvadoreños logrando los siguientes índices de ajuste sin eliminar ningún ítem: $X^2=175.61$, $X^2/gl=2.02$, $CFI=0,950$, $NFI=0,900$, $RMSEA=0,600$ y $SRMR=0,050$.⁽⁶⁾ Por otro lado, en una pesquisa se examinaron las propiedades psicométricas de un cuestionario de medición de burnout académico en estudiantes universitarios en Ecuador, hallando que todos los indicadores de bondad de ajuste presentaron valores satisfactorios: $X^2= 95.082$, $X^2/gl= 1.285$, $CFI= 0,992$, $TLI= 0,991$, $IFI= 0,992$ y $RMSEA= 0,028$.⁽⁸⁾ Por último, se desarrolló un estudio para adaptar y validar el MBI-SS para medir la presencia de burnout académico en alumnos de medicina de una casa superior de estudios en Perú, los resultados indicaron valores adecuados en $KMO= 0,813$ y prueba de esfericidad de Barlett (1007.5; $p< 0,000$) para realizar el análisis factorial; hallaron además tres componentes pertenecientes a las dimensiones del instrumento original que explicaban el 55,4 % de la varianza total.⁽⁹⁾

Referido a las medidas de ajuste para el análisis factorial confirmatorio es meritorio que los valores de los índices de ajuste de modelo se encuentren dentro de las siguientes cifras: $CFI> 0,9$; $TLI > 0,9$; $SRMR< 0,05$; $RMSEA< 0,05$.⁽³⁴⁾

Respecto a la confiabilidad los resultados obtenidos en la prueba del test de EBAE-20, utilizando los métodos de Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, muestran que el instrumento presenta índices de consistencia interna adecuada para evaluar el burnout en estudiantes universitarios. El índice global de confiabilidad



alcanzado fue de $\alpha = 0,947$ [IC 95 % 0,939-0,954] y $\omega = 0,947$ [IC 95 % 0,940-0,954], lo que refleja una solidez en la estructura del test. En cuanto a las dimensiones individuales, los resultados son consistentes con las expectativas para cada una, en la dimensión de agotamiento emocional, los índices fueron $\alpha = 0,810$ [IC 95 % 0,780-0,836] y $\omega = 0,811$ [IC 95 % 0,784-0,839]; en alienación personal, se obtuvieron $\alpha = 0,833$ [IC 95 % 0,807-0,856] y $\omega = 0,834$ [IC 95 % 0,810-0,858]; para incompetencia autopercibida, $\alpha = 0,875$ [IC 95 % 0,856-0,892] y $\omega = 0,875$ [IC 95 % 0,857-0,893]; y en la dimensión de agotamiento cognitivo, los valores fueron $\alpha = 0,822$ [IC 95 % 0,793-0,847] y $\omega = 0,824$ [IC 95 % 0,797-0,850], estos resultados respaldan la confiabilidad general del instrumento, puesto que los índices se mantienen dentro de lo aceptable según los criterios psicométricos estándar, lo que indica que el EBAE-20 es apropiado para medir de manera integral las distintas facetas del burnout en estudiantes universitarios.

En este sentido, anteriormente se hizo un estudio en una universidad de Colombia dirigido a alumnos de ciencias de la salud la confiabilidad del CBA-24, los hallazgos mostraron una alta consistencia interna en los 24 reactivos evaluados, obteniéndose un coeficiente $\alpha = 0,807$, de manera específica, los factores individuales evidenciaron un ajuste adecuado, destacándose valores de consistencia de 0,890 para el factor de realización personal, 0,727 para el cinismo hacia las personas, 0,699 para el agotamiento emocional y 0,738 para el cinismo hacia el estudio, siendo aceptables para su evaluación.⁽⁵⁾ Por otro lado, en un estudio instrumental realizado en México, se obtuvieron resultados que indican una estructura y confiabilidad adecuadas, la consistencia interna a nivel general fue de $\alpha = 0,733$, con valores individuales de 0,717 para la escala de eficacia, 0,856 para agotamiento emocional y 0,851 para cinismo, lo que respalda el uso del MBI-SS en estas tres áreas para evaluar el síndrome de burnout en esta población.⁽³⁵⁾ De igual manera, en un estudio se replicaron los análisis de consistencia interna del cuestionario mediante el coeficiente Alfa de Cronbach, por lo que utilizaron adicionalmente el coeficiente Omega de McDonald, ambos indicadores confirmaron índices de fiabilidad aceptables ($> 0,70$), garantizando así la consistencia y validez del instrumento en esta muestra específica.⁽⁶⁾ Así mismo, en cierta pesquisa se observaron resultados que evidencian una confiabilidad adecuada, con coeficientes alfa de Cronbach que se sitúan entre 0,74 y 0,80 para la subescala de agotamiento, de 0,79 a 0,86 para cinismo, y de 0,67 a 0,76 en eficacia académica. Sin embargo, se observó que el ítem 6 presentó un rendimiento estadístico bajo, lo que podría atribuirse a una adaptación limitada del contenido del ítem al contexto académico, ya que el MBI fue diseñado originalmente para el entorno laboral.⁽⁸⁾ Por otro lado, en un estudio psicométrico realizado en Huaráz, los tres factores del instrumento mostraron niveles de confiabilidad elevados, los análisis arrojaron valores tanto de alfa de Cronbach como de Omega superiores a 0,70 para cada dimensión, lo cual indica una alta consistencia interna en la medición de cada constructo. Cabe resaltar que la gran mayoría de las investigaciones hace uso de la teoría tridimensional de Maslach como base única para la adaptación del cuestionario.⁽²⁹⁾ Finalmente, la confiabilidad en un modelo de instrumento de medición es fundamental porque garantiza que los resultados sean consistentes y precisos, permitiendo obtener datos confiables para evaluar correctamente el fenómeno en estudio, al asegurar que el instrumento mide de forma estable y reproducible, se protege la validez de las conclusiones y la comparabilidad de los resultados en diferentes contextos o momentos, lo cual es crucial para tomar decisiones basadas en datos sólidos y creíbles.⁽³⁶⁾



En el desarrollo de esta investigación, se presentaron ciertas limitaciones. En primer lugar, la población elegida estuvo determinada por la disponibilidad y accesibilidad de los participantes por razones institucionales, las cuales también condicionaron el acceso a ciertos recursos y datos. En segundo lugar, la naturaleza transversal del estudio, que limita la capacidad de identificar cambios o patrones evolutivos en las variables de interés a lo largo del tiempo.

CONCLUSIONES

El estudio tuvo como objetivo evaluar las propiedades psicométricas de la escala EBAE-20 para medir el burnout académico en estudiantes universitarios; por lo que se concluye que dicha escala posee adecuadas propiedades psicométricas, con una validez por adecuación de contenido de $V=0,991$, cuenta con un análisis factorial confirmatorio ajustado al modelo original de $CFI = 0,998$, $TLI = 0,998$, $RMSEA = 0,033$ y $SRMR = 0,037$ e índices de confiabilidad de $\alpha = 0,947$ y $\omega = 0,947$, por lo que el producto final del presente estudio instrumental es adecuado para ser aplicado.

Se recomienda la que las universidades peruanas adopten la escala EBAE-20 como herramienta de evaluación periódica para identificar situaciones de burnout académico y diseñar intervenciones preventivas y de apoyo psicológico.

Financiamiento: Estudio autofinanciado

Conflicto de intereses: Los autores declaran no tener conflictos de interés relacionados con este trabajo.

Declaración de contribución: Lucero Isabel Villanueva Quispe, Damaris Lisbeth Aguilar Cachicatari, Williams Brandon Huanca Vilca y Eddy Wildmar Aquize Anco realizaron la búsqueda de información y conceptualización, metodología, construcción de la escala, procesamiento e interpretación estadística, interpretación de resultados, discusión y conclusiones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Rodríguez Villalobos JM, Benavides EV, Ornelas M, Jurado PJ. El Burnout Académico Percibido en Universitario Comparaciones por Género. *Form.Univ.* [Internet]. 2019 [citado 2 Mar 2025]; 12(5): 23-30. Disponible en: https://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0718-50062019000500023&lng=en&nrm=iso&tlng=en DOI: <https://doi.org/10.4067/S0718-50062019000500023>.
2. Osorio Guzmán M, Parrello S, Prado Romero C. Burnout académico en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos. *REIP* [Internet]. 2020 [citado 4 Mar 2025]; 2(1):27-37. Disponible en: <https://revistacneipne.org/index.php/cneip/article/view/62>.



3. Banda Guzmán J, D'Amico Córdova R, Robles Francia VH. Intervención cuasi-experimental en burnout académico en estudiantes universitarios. RIDE [Internet]. 2023 [citado 5 Mar 2025] ;13(26): Disponible en: <https://www.ride.org.mx/index.php/RIDE/article/view/1414>.
4. Estrada Araoz EG, Gallegos Ramos NA, Mamani Uchasara HJ. Burnout académico en estudiantes universitarios peruanos. Apuntes Universitarios. [Internet]. 2021 [citado 6 Mar 2025];11(2):48-62. Disponible en: https://www.researchgate.net/publication/348731466_Burnout_academico_en_estudiantes_universitarios_peruanos.
5. Navarro Roldán CP, Martínez Gómez JA, Bolívar Suárez Y. Construcción y validación de un cuestionario para evaluar burnout académico en estudiantes de ciencias de la salud. Med UPB. [Internet]. 2023 [citado 9 Mar 2025];42(2):2-16. Disponible en: <https://revistas.upb.edu.co/index.php/medicina/article/view/7800> DOI: <https://doi.org/10.18566/medupb.v42n2.a02>.
6. Lobos-Rivera M, Chacón Andrade E, Gómez Gómez N, Flores Monterrosa A, Tejada-Rodríguez J, Pérez M. Validez y confiabilidad del Cuestionario de Burnout Académico en una muestra de estudiantes universitarios salvadoreños. V&R. [Internet]. 2024 [citado 10 Mar 2025];6(1):27-36. Disponible en: [http://revistas.pucesa.edu.ec/ojs/index.php?journal=VR&page=article&op=view&path\[\]=165](http://revistas.pucesa.edu.ec/ojs/index.php?journal=VR&page=article&op=view&path[]=165).
7. Rodríguez Vázquez JA, Valdés Santiago D, González Llana FM, Gutiérrez Cordoví JM. Adaptación lingüística-cultural y validación del Inventory Maslach Burnout-Student Survey. La Habana, 2023. Jornadas ENSAP. [Internet]. 2023 [citado 11 Mar 2025]. Disponible en: <https://eventosensap.sld.cu/index.php/ensap23/2023/paper/viewFile/104/128>.
8. Zumárraga Espinosa M, Cevallos Pozo G. Estudio psicométrico del Inventario de Burnout Académico de Maslach (MBI-SS) en el contexto universitario ecuatoriano. Ansiedad y Estrés. [Internet]. 2023 [citado 12 Mar 2025];29(2):78-87. Disponible en: <https://www.ansiedadystres.es/art/2023/anyes2023a9> DOI: <https://doi.org/10.5093/anyes2023a9>.
9. Correa López LE, Loayza Castro JA, Vargas M, Huamán MO, Roldán Arbieto L, Perez M. Adaptación y validación de un cuestionario para medir burnout académico en estudiantes de medicina de la Universidad Ricardo Palma. Rev.Fac.Med.Hum [Internet]. 2019;19(1):64-73. Disponible en: <https://repositorio.usil.edu.pe/server/api/core/bitstreams/7a83da09-cb4d-47ef-88d5-91ba596d837e/content> DOI: <https://doi.org/10.25176/rfmh.v19.n1.1794>.
10. Ministerio de Educación. La universidad en Cifras [Internet]. Lima: MINEDU; 2023 [citado 15 Jun 2025]. Disponible en: <https://repositorio.minedu.gob.pe/bitstream/handle/20.500.12799/9077/La%20Universidad%20en%20Cifras.pdf?sequence=1&isAllowed=y>.



11. Servicio Nacional de la Juventud. Informe Nacional de Juventudes reactivación económica y brechas pendientes [Internet]. Lima: SENAJU; 2022 [citado 15 Jun 2025]. Disponible en: <https://juventud.gob.pe/wp-content/uploads/2022/12/Informe-Nacional-de-Juventudes-2021-Reactivacion-economica-y-brechas-pendientes.pdf>.
12. Instituto Nacional de Estadística e Informática. Tasa de Deserción Académica - Educación Superior [Internet]. Lima: INEI; 2023 [citado 15 Jun 2025]. Disponible en: <https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/sociales/>.
13. Dirección General de Educación Superior Universitaria. El impacto del COVID-19 en la salud mental y deserción universitaria: respuestas para la continuidad [Internet]. Lima: DGESU; 2021 [citado 15 Jun 2025]. Disponible en: <https://www.minedu.gob.pe/conectados/pdf/cursos/webinars/2021/24-de-agosoto-2021-el-impacto-del-covid-19-salud%20mental-desercion-universitaria-respuestas-para-la-continuidad.pdf>.
14. Garrido Silva CA, Pajuelo Diaz J. Deserción en estudiantes de educación superior: un estudio de caso. uct [Internet]. 2023 [citado 17 Jun 2025];27(119):18-28. Disponible en: <https://uctunexpo.autanabooks.com/index.php/uct/article/view/703>.
15. Morales Chávez G, Peña Pérez B, Hernández Corona A, Carpio Ramirez CA. Análisis e intervención en el riesgo académico en educación superior. Rev ConCiencia EPG [Internet]. 2023 [citado 18 Jun 2025]; 8(especial):1-22. Disponible en: <https://revistaconciencia.edu.pe/ojs/index.php/55551/article/view/242/227>.
16. Montero López JA, Soria Morales PP. Adaptación del Inventory Maslach Burnout - Student Survey (MBI-SS) Versión Colombiana en Universitarios de Lima [Tesis de internet]: Lima: Universidad Cesar Vallejo; [citado 19 Jun 2025]; 2020. Disponible em: https://alicia.concytec.gob.pe/vufind/Record/UCVVV_7136e6b928cc40d2ed92a2c92379f667.
17. Alan Neill D, Quezada Abad C, Arce Rodríguez J. Investigación cuantitativa y cualitativa. En: Alan Neill D, Cortez Suárez, ed. Procesos y fundamentos de la investigación científica. [Internet]. Machala: Editorial UTMACH; 2018. [citado 15 Jun 2025]. P. 68-87. Disponible en: <https://repositorio.utmachala.edu.ec/bitstream/48000/14232/1/Cap.4-Investigación%20cuantitativa%20y%20cualitativa.pdf>.
18. Sánchez Carlessi H, Reyes Moreno C, Mejía Sáenz K. Manual de términos en investigación científica, tecnológica y humanística. [Internet]. Lima: Editorial Universidad Ricardo Palma; 2018 [citado 15 Jun 2025]. Disponible en: <https://www.urp.edu.pe/pdf/id/13350/n/libro-manual-de-terminos-en-investigacion.pdf>.



19. Ato M, López-García JJ, Benavente A. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *An. psicol.* [Internet]. 2013 [citado 13 Jun 2025];29(3):1038-1059. Disponible en: <https://revistas.um.es/analesps/article/view/analesps.29.3.178511> DOI: <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>.
20. Hernández Sampieri R, Fernández Collado C, Baptista Lucio MP. Metodología de la investigación. [Internet]. 6.ª ed. México: Mc Graw Hill Education; 2014 [citado 15 Jun 2025]. Disponible en: <https://www.esup.edu.pe/wp-content/uploads/2020/12/2.%20Hernandez,%20Fernandez%20y%20Baptista-Metodología%20Investigacion%20Científica%206ta%20ed.pdf>.
21. Barreto-Osama D, Salazar-Blanco HA. Agotamiento Emocional en estudiantes universitarios del área de la salud. *Univ. Salud* [Internet]. 2020 [citado 11 Jun 2025];23(1):30-39. Disponible en: <https://revistas.udenar.edu.co/index.php/usalud/article/view/4644>.
22. Ahmad A, Arash Z, Javad YI, Nafiul M. Predicción de la motivación académica en función de las variables rasgos de personalidad, autoeficacia académica, alienación académica y apoyo social en estudiantes paramédicos. *Sage Journals*. [Internet]. 2021 [citado 5 Jun 2025];43(2): 195-201. Disponible en: <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0272684X211004948>.
23. Ardiles-Irarrázabal R, Cortés Sandoval C, Diamond Orellana S, Gutiérrez Leal C, Paucar Evanan M, Toledo Valderrama K. Burnout académico como factor predictivo del riesgo suicida en estudiantes de enfermería. *Index de Enfermería*. [Internet]. 2022 [citado 21 Jun 2025];31(1):14-18. Disponible en: https://scielo.isciii.es/scielo.php?pid=S1132-12962022000100005&script=sci_arttext DOI: <https://doi.org/10.58807/indexenferm20224747>.
24. Mayorga-Lascano M, Cuadrado V, Andrade F, Romero L. Percepción de Fatiga física y cognitiva y Síndrome de burnout en un grupo de cuidadoras informales. *RG* [Internet]. 2021 [citado 8 Jun 2025];14(1):59-70. Disponible en: <https://revistas.upr.edu/index.php/griot/article/view/19217>.
25. World Medical Association. WMA Declaration of Helsinki: ethical principles for medical research involving human subjects. 1974 [Citado 17 Jun 2025]; 353(1):1418-1419. Disponible en: <http://www.wma.net/en/30publications/10policies/b3/index.html>.
26. Pérez ER, Medrano LA. Análisis factorial exploratorio. *RACC*. [Internet]. 2010 [citado 11 May 2025]; 2(1):58-66. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108>.
27. Merino Soto C, Livia Segovia J. Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa visual basic para la V de Aiken. *An. De Psic.* [Internet]. 2009 [citado 1 May 2025]; 17(1):1-10.



- 2025];25(1):169-171. Disponible en: https://www.researchgate.net/publication/286612193_Confidence_intervals_for_the_content_validity_A_Visual_Basic_computer_program_for_the_Aiken%27s_V.
28. Álvarez Pérez PR, López Aguilar D. El Burnout Académico y la Intención de Abandono de los Estudios Universitarios en tiempos de Covid-19. RMIE. [Internet]. 2021 [citado 8 Abr 2025];26(90):663-689. Disponible en: <https://www.scielo.org.mx/pdf/rmie/v26n90/1405-6666-rmie-26-90-663.pdf>.
29. Merino-Soto C, Fernández-Arata M. Ítem único de burnout en estudiantes de educación superior: estudio de validez de contenido. Ed Med. [Internet]. 2016 [citado 10 Jun 2025];18(3):195-198. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2016.06.019>
30. Arribaplasta Ita SB, Espinoza Ardiles VA. Propiedades psicométricas del Inventory Maslach Burnout – Students Survey (MBI – SS) en universitarios de Huaraz, 2022 [Tesis de Internet]: Huaráz: Universidad Cesar Vallejo; 2022. Disponible en: https://alicia.concytec.gob.pe/vufind/Record/UCVV_4332e26116a8ba21fd24e2d844eb90f4/Details.
31. Ventura-León J. De regreso a la validez basada en el contenido. Adicc. [Internet]. 2022 [citado 10 Abr 2025];34(4):323-325. Disponible en: <https://doi.org/10.20882/adicciones.1213>
32. Messick S. Standards of Validity and the Validity of Standards in Performance Assessment. Educational Measurement. EMIP. [Internet]. 1995 [citado 20 Jun 2025];14(4):5-8. Disponible en: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1745-3992.1995.tb00881.x> DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1745-3992.1995.tb00881.x>.
33. Anastasi A, Urbina S. Tests Psicológicos. [libro en internet]. 7ª ed. México: Editorial Pearson; 1998 [citado 15 Jun 2025]. Disponible en: [https://books.google.com.pe/books?id=FV01zgFuk0cC&lpg=PA247&ots=RC_PS8Ak2O&dq=Anastasi%2C%20A.%20%26%20Urbina%2C%20S.%20\(1998\).%20Test%20psicol%C3%B3gicos.%20M%C3%A9xico%3A%20Prentice%20Hall.&lr&hl=es&pg=PR3#v=onepage&q&f=false](https://books.google.com.pe/books?id=FV01zgFuk0cC&lpg=PA247&ots=RC_PS8Ak2O&dq=Anastasi%2C%20A.%20%26%20Urbina%2C%20S.%20(1998).%20Test%20psicol%C3%B3gicos.%20M%C3%A9xico%3A%20Prentice%20Hall.&lr&hl=es&pg=PR3#v=onepage&q&f=false).
34. Escobedo Portillo MT, Hernández Gómez JA, Estebané Ortega V, Martínez Moreno G. Modelo de ecuaciones estructurales: características, fases, construcción, aplicación y resultados. Cienc & Trab. [Internet]. 2016 [citado 18 Jun 2025];18(55):16-22. Disponible en: <https://www.scielo.cl/pdf/cyt/v18n55/art04.pdf>.
35. Banda Guzmán J, Robles Francia VH, Lussier R. Validación del Maslach Burnout Inventory en estudiantes universitarios de El Bajío mexicano. RIDE. [Internet]. 2021 [citado 2 Jun 2025];12(23). Disponible en: <https://ride.org.mx/index.php/RIDE/article/view/1092> DOI: <https://doi.org/10.23913/ride.v12i23.1092>.



36. Reidl-Martínez LM. Confiabilidad en la medición. *Inv Ed Med*. [Internet]. 2013 [citado 5 Jun 2025]; 2(6): 107-111. Disponible en: https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-50572013000200007#:~:text=por%20los%20sujetos.,La%20confiabilidad%20es%20un%20atributo%20necesario%20en%20todas%20las%20pruebas,puede%20no%20ser%20tan%20importante.