

VALIDACIÓN DE LA ESTRUCTURA FACTORIAL DEL CUESTIONARIO DE IDENTIFICACIÓN DE LOS TRASTORNOS DEBIDOS AL CONSUMO DE ALCOHOL (AUDIT) EN ESTUDIANTES DE ENFERMERÍA

VALIDATION OF THE FACTOR STRUCTURE OF THE ALCOHOL USE DISORDERS IDENTIFICATION TEST (AUDIT) IN NURSING STUDENTS

Autores: ¹María José Fierro Bósquez y ²Erick Patricio Herrera Granda.

¹ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-1545-2224>

²ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-3490-7917>

¹E-mail de contacto: mfierro@upec.edu.ec

²E-mail de contacto: erick.herrera@epn.edu.ec

Afiliación: ¹²Universidad Politécnica estatal del Carchi, (Ecuador).

Artículo recibido: 1 de Mayo del 2026

Artículo revisado: 3 de Mayo del 2026

Artículo aprobado: 5 de Mayo del 2026

¹Licenciada en Ciencias de la Educación Mención Ingles, egresada de la Universidad Estatal de Bolívar, (Ecuador). Licenciado en Psicología, egresado de la Universidad Técnica Particular de Loja, (Ecuador). Magister en Neuropsicología Clínica y Rehabilitación Neuropsicológica, egresado de la Universidad Central del Ecuador, (Ecuador).

²Ingeniero Mecánico, egresado de la Escuela Politécnica Nacional, (Ecuador). Magister en Educación, Tecnología e Innovación Universidad Politécnica Estatal del Carchi, (Ecuador). Magister en Mecatrónica y Robótica, egresado de la Escuela Politécnica Nacional, (Ecuador). Magister Universitario en Ingeniería Matemática y Computación, egresado de la Universidad Internacional de la Rioja, (España). Doctor dentro del Programa de Doctorado en Tecnologías de la Información y la Comunicación, egresado de la Universidad de Granada, (España).

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo validar la estructura factorial del AUDIT en estudiantes de Enfermería de la Universidad Estatal de Bolívar, Ecuador. Para ello, se desarrolló un estudio transversal con una muestra de 365 estudiantes de Enfermería seleccionados mediante muestreo aleatorio. La adecuación muestral para el análisis factorial se verificó a través del índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Posteriormente, se realizaron análisis factoriales exploratorio y confirmatorio, comparando modelos estructurales de dos y tres factores con el fin de identificar la configuración factorial más adecuada del instrumento en esta población. Los resultados evidenciaron una adecuada calidad psicométrica del instrumento, reflejada en un índice KMO de 0,889 y una prueba de Bartlett estadísticamente significativa ($p < 0,001$), lo que confirmó la pertinencia de los datos para la realización del análisis factorial. La consistencia interna global del AUDIT alcanzó un alfa de Cronbach de 0,836, indicando un nivel satisfactorio de fiabilidad. En el análisis factorial confirmatorio, el modelo de tres factores correspondiente a las dimensiones de

consumo, dependencia y problemas relacionados con el alcohol presentó el mejor ajuste estructural, con cargas factoriales estandarizadas comprendidas entre 0,57 y 0,83, así como correlaciones interfactoriales entre 0,66 y 0,81. Adicionalmente, se observó que el 100 % de los estudiantes evaluados obtuvo puntuaciones iguales o superiores a 8 en el AUDIT, distribuyéndose en categorías de riesgo moderado (54,5 %), alto riesgo (17,98 %) y probable adicción (27,52 %). En conclusión, el AUDIT demostró poseer propiedades psicométricas adecuadas para su aplicación en estudiantes de Enfermería

Palabras clave: AUDIT, Análisis factorial, Estudiantes de enfermería, Consumo de alcohol, Validación.

Abstract

This study aimed to validate the factor structure of the AUDIT in nursing students at the State University of Bolívar, Ecuador. A cross-sectional study was conducted with a sample of 365 nursing students selected through random sampling. Sample adequacy for factor analysis was verified using the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) index and Bartlett's test of sphericity. Subsequently, exploratory and confirmatory

factor analyses were performed, comparing two- and three-factor structural models to identify the most appropriate factor configuration for this population. The results demonstrated adequate psychometric quality of the instrument, reflected in a KMO index of 0.889 and a statistically significant Bartlett's test ($p < 0.001$), confirming the suitability of the data for factor analysis. The overall internal consistency of the AUDIT reached a Cronbach's alpha of 0.836, indicating a satisfactory level of reliability. In the confirmatory factor analysis, the three-factor model corresponding to the dimensions of consumption, dependence, and alcohol-related problems showed the best structural fit, with standardized factor loadings between 0.57 and 0.83, as well as interfactor correlations between 0.66 and 0.81. Additionally, it was observed that 100% of the students evaluated obtained scores equal to or greater than 8 on the AUDIT, distributed among the categories of moderate risk (54.5%), high risk (17.98%), and probable addiction (27.52%). In conclusion, the AUDIT demonstrated adequate psychometric properties for its application in nursing students.

Keywords: AUDIT, Factor analysis, Nursing students, Alcohol consumption, Validation.

Sumário

Este estudo teve como objetivo validar a estrutura fatorial do AUDIT em estudantes de enfermagem da Universidade Estadual de Bolívar, Equador. Foi realizado um estudo transversal com uma amostra de 365 estudantes de enfermagem selecionados por amostragem aleatória. A adequação da amostra para análise fatorial foi verificada utilizando o índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o teste de esfericidade de Bartlett. Posteriormente, foram realizadas análises fatoriais exploratória e confirmatória, comparando modelos estruturais de dois e três fatores para identificar a configuração fatorial mais apropriada para essa população. Os resultados demonstraram qualidade psicométrica adequada do instrumento, refletida em um índice KMO de

0,889 e um teste de Bartlett estatisticamente significativo ($p < 0,001$), confirmando a adequação dos dados para análise fatorial. A consistência interna geral do AUDIT atingiu um alfa de Cronbach de 0,836, indicando um nível satisfatório de confiabilidade. Na análise fatorial confirmatória, o modelo de três fatores correspondente às dimensões de consumo, dependência e problemas relacionados ao álcool apresentou o melhor ajuste estrutural, com cargas fatoriais padronizadas entre 0,57 e 0,83, bem como correlações interfatoriais entre 0,66 e 0,81. Adicionalmente, observou-se que 100% dos estudantes avaliados obtiveram pontuação igual ou superior a 8 no AUDIT, distribuídos entre as categorias de risco moderado (54,5%), alto risco (17,98%) e provável dependência (27,52%). Em conclusão, o AUDIT demonstrou propriedades psicométricas adequadas para sua aplicação em estudantes de enfermagem.

Palavras-chave: AUDIT, Análise fatorial, Estudantes de enfermagem, Consumo de álcool, Validação.

Introducción

El consumo nocivo de alcohol constituye una de las principales causas de morbilidad y mortalidad a nivel mundial, generando consecuencias que incluyen síntomas de depresión y ansiedad, déficits cognitivos, abuso de otras sustancias, enfermedades cardiovasculares, cáncer, accidentes de tránsito y violencia, incluido el suicidio (Rehm et al., 2009; OMS, 2018). Las diferencias de género en los factores de riesgo y las consecuencias del consumo de alcohol han sido ampliamente documentadas (Nolen, 2004). En este contexto, la reducción del consumo nocivo de alcohol representa uno de los principales desafíos de salud pública en el mundo contemporáneo (OMS, 2010; Nutt et al., 2007). La prevalencia del consumo peligroso de alcohol es notablemente alta entre los estudiantes universitarios, con importantes diferencias de género en los factores de riesgo asociados (Ay et al., 2024; Van et al., 2024). Los estudiantes

universitarios representan una población especialmente vulnerable debido al desarrollo incompleto de la corteza prefrontal y las funciones ejecutivas en comparación con los adultos (Aertgeerts et al., 2000; Fleming et al., 1991). El incremento del consumo conlleva efectos severos a corto, mediano y largo plazo, tales como desmayos, olvidos, malestar posterior al consumo y lesiones autoinfligidas (Borges et al., 2017) o hacia terceros (Korcha et al., 2018). Aproximadamente la mitad de las personas con problemas de alcohol presentan una patología dual, caracterizada por sintomatología ansioso-depresiva y dificultades en las relaciones interpersonales (Landa et al., 2005).

Los efectos negativos derivados del consumo de alcohol plantean importantes riesgos a la salud e implican alteraciones en la relación con familias, compañeros y profesores, bajo rendimiento académico, desarrollo de conductas agresivas, comportamientos atípicos, actividades sexuales sin protección, embarazos no deseados y trastornos digestivos y pancreáticos (Azizah, 2023). La mayor frecuencia del consumo de alcohol afecta negativamente la calidad de vida de los estudiantes universitarios, siendo la calidad del sueño, la capacidad de trabajo, los gastos relacionados con el alcohol y las preocupaciones por la salud las áreas más afectadas (Luquiens et al., 2016).

El consumo de alcohol en estudiantes de enfermería es una preocupación de salud pública que impacta negativamente su rendimiento académico y la seguridad del paciente. En un estudio realizado en Minatitlán, México, se encontró que el 64,6% de los estudiantes de enfermería reportaron haber consumido alcohol al menos una vez (Cortaza et al., 2022). En España, el 82,7% de las

estudiantes de enfermería consumían alcohol con regularidad, aunque de forma poco arriesgada (Iglesias et al., 2023). Un estudio en Brasil reveló que el 90% de los estudiantes de enfermería había consumido alcohol (Sawicki et al., 2018). Otra investigación en México indicó una prevalencia de consumo de alcohol a lo largo de la vida del 76,2% entre los estudiantes de enfermería, con creencias sobre el alcohol que predicen significativamente el consumo (Ortiz et al., 2020).

La Prueba de Identificación de Trastornos por Consumo de Alcohol (AUDIT, por sus siglas en inglés) fue desarrollada a partir de un proyecto colaborativo de la Organización Mundial de la Salud en seis países como instrumento de cribado para la detección temprana del consumo peligroso y nocivo de alcohol (Saunders et al., 1993; Bohn et al., 1995). La versión original del AUDIT consta de tres factores: consumo de alcohol (ítems 1–3), conducta de consumo (ítems 4–6) y problemas relacionados con el alcohol (ítems 7–10) (Maisto et al., 2000). Sin embargo, otros estudios han reportado una estructura de dos factores: un factor de “consumo peligroso” (ítems 1–3) y un factor de “problemas relacionados con el alcohol” (ítems 4–10) (Bergman y Källmén, 2002; Shevlin y Smith, 2007). El instrumento presenta una fuerte consistencia interna ($\alpha = 0,817$) y validez reconocida internacionalmente (Chen et al., 2024).

En Ecuador, López et al. (2019) realizaron el primer y más extenso estudio de validación del AUDIT en población universitaria ecuatoriana, con una muestra de 7.905 estudiantes de 11 universidades. Los resultados indicaron que el 46,74% de los hombres y el 24,14% de las mujeres reportaron consumo nocivo de alcohol (puntuación AUDIT ≥ 8), con un alfa de Cronbach de 0,818 para la muestra total. El

modelo de 2 factores fue preferido por el principio de parsimonia, dadas las altas correlaciones entre los factores 2 y 3 del modelo trifactorial. No obstante, la estructura factorial del AUDIT no ha sido validada específicamente en estudiantes de enfermería, una población con características particulares derivadas de su formación clínica y su futura responsabilidad profesional en la prevención y atención de problemas relacionados con el alcohol. El objetivo del presente estudio fue validar la estructura factorial del Cuestionario de Identificación de los Trastornos debidos al Consumo de Alcohol (AUDIT) en estudiantes de Enfermería de una universidad pública ecuatoriana, comparando los modelos de 2 y 3 factores reportados en la literatura internacional.

Materiales y Métodos

Se realizó un estudio descriptivo transversal con enfoque cuantitativo. La población de estudio la constituyeron 1.200 estudiantes de la carrera de Enfermería de la Universidad Estatal de Bolívar, Ecuador. Mediante muestreo aleatorio simple, se seleccionó una muestra de 365 estudiantes, calculada con un nivel de confianza del 95%, una proporción esperada de 0,50 y un margen de error del 5%. Este tamaño muestral cumple con el criterio mínimo recomendado de al menos 10 observaciones por ítem del instrumento para la realización de análisis factoriales (Nunnally y Bernstein, 1994). Se utilizó el Cuestionario de Identificación de los Trastornos debidos al Consumo de Alcohol (AUDIT), versión de autoinforme (Babor et al., 2001). El AUDIT consta de 10 ítems diseñados para detectar el consumo peligroso de alcohol. Los participantes responden a cada pregunta indicando la frecuencia del consumo de alcohol y la experiencia de síntomas relacionados con el consumo problemático en una escala de 0 (“nunca”) a 4 (“4 o más veces a la semana”),

con una puntuación máxima posible de 40. Las puntuaciones más altas indican un mayor riesgo de consumo problemático, considerándose una puntuación de 8 o superior como punto de corte para consumo peligroso (Berner et al., 2007; Conigrave et al., 1995). Las categorías de riesgo se clasifican en: bajo riesgo (0–7), riesgo moderado (8–15), alto riesgo (16–19) y probable adicción (≥ 20). Adicionalmente, se aplicó un cuestionario complementario para la recolección de datos demográficos (edad, género y año de estudio).

La recolección de datos se realizó mediante cuestionarios autoadministrados en un entorno que garantizó la privacidad y confidencialidad de los participantes. Se obtuvo el consentimiento informado de todos los participantes, asegurando el anonimato en el manejo de la información y cumpliendo con las normativas éticas y legales pertinentes para la investigación con seres humanos, de acuerdo con los principios expresados en la Declaración de Helsinki. Los análisis estadísticos se realizaron utilizando el software R versión 4.x con los paquetes psych y lavaan. En primer lugar, se evaluó la adecuación de los datos para el análisis factorial mediante el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Posteriormente, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) mediante el método de mínimos residuales con rotación oblimin, evaluando soluciones de 2 y 3 factores. El número de factores a retener se determinó mediante el gráfico de sedimentación (scree plot), análisis paralelo y criterio de Kaiser (autovalores > 1).

A continuación, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para evaluar el ajuste de los modelos de 2 y 3 factores. Para evaluar la bondad de ajuste global, se calcularon los siguientes índices: chi-cuadrado (χ^2) con grados

de libertad, índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) con intervalo de confianza al 90%, residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR) y criterio de información de Akaike (AIC). La consistencia interna se evaluó mediante el coeficiente alfa de Cronbach para la escala global y para cada factor de manera independiente. Adicionalmente, se calcularon las correlaciones ítem-total corregidas y el alfa de Cronbach si se elimina cada ítem. Las correlaciones entre los ítems se evaluaron mediante el coeficiente de Pearson. Los análisis estadísticos se realizaron mediante el software R versión 4.x. El análisis factorial exploratorio se ejecutó con el paquete psych (Revelle, 2024), utilizando el método de

extracción de mínimos residuales (minres) con rotación oblimin. El análisis factorial confirmatorio se realizó con el paquete lavaan (Rosseel, 2012), empleando el método de estimación de máxima verosimilitud (ML). Los diagramas de trayectorias se generaron con el paquete semPlot (Epskamp, 2015). Los hombres presentaron un valor de la mediana = 17, los valores del RIQ entre el 12 y 22; las mujeres presentan una mediana de 11 y valores del RIQ entre 8 – 15.

Resultados y Discusión

A continuación, se presentan los hallazgos de la investigación.

Tabla 1. Características de la muestra y puntuaciones del AUDIT

Variable	Categoría	n	%
Edad (años)	18 – 19	44	12,05
	20 – 21	141	38,63
	22 – 23	99	27,12
	24 – 25	48	13,15
	≥ 25	33	9,04
Género	Femenino	189	51,78
	Masculino	174	47,67
	LBTIQ+	2	0,55
Autoidentificación étnica	Mestizo	292	80,00
	Indígena	62	16,99
	Blanco	7	1,92
	Montubio	3	0,82
	Afroecuatoriano	1	0,27
Discapacidad	No presenta	359	98,36
	Sí presenta	6	1,64
Estado civil	Soltero/a	343	93,97
	Casado/a	11	3,01
	Unión libre	7	1,92
	Divorciado/a	3	0,82
	Viudo/a	1	0,27
Número de hijos	No tiene hijos	293	80,27
	Sí tiene hijos	72	19,73
Total, muestra		365	100,00

Fuente: Elaboración propia

Los resultados del AUDIT evidenciaron un patrón notable en el consumo de alcohol dentro de esta población. Según la distribución de las categorías de riesgo, ningún estudiante (0%) se ubicó en la categoría de bajo riesgo (puntuaciones entre 0 y 7), el 54,5% se clasificó en riesgo moderado (puntuaciones entre 8 y 15), el 17,98% presentó alto riesgo (puntuaciones

entre 16 y 19) y el 27,52% obtuvo puntuaciones que indican probable adicción (≥ 20 puntos) (Figura 1). Esto significa que el 100% de los estudiantes de enfermería evaluados superó el punto de corte de 8 puntos para consumo peligroso de alcohol.

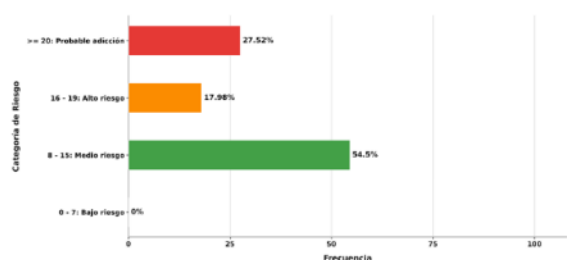


Figura 1. Clasificación del consumo de riesgo según categorías del AUDIT (%)

Fuente: Elaboración propia

El análisis de adecuación muestral arrojó resultados satisfactorios. El índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) alcanzó un valor de 0,889, superando ampliamente el umbral mínimo recomendado de 0,60 e indicando una excelente adecuación de los datos para el análisis factorial. La prueba de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativa ($p < 0,001$), confirmando que la matriz de correlaciones es factorizable y que existen relaciones significativas entre las variables del instrumento.

El análisis de las correlaciones entre los ítems del AUDIT reveló patrones significativos en su estructura. La Figura 2 muestra la matriz de correlaciones de Pearson entre los ítems. Se observó una correlación particularmente fuerte entre los ítems 5 y 6 ($r = 0,67$), que corresponden a aspectos de dependencia al alcohol (“falla en cumplir expectativas” y “necesidad de beber por la mañana”). Las correlaciones entre los ítems de consumo (p2 y p3) también fueron notables ($r = 0,58$). El patrón general de correlaciones muestra un gradiente consistente, donde las relaciones entre ítems del mismo dominio teórico tienden a ser más fuertes que las correlaciones entre ítems de dominios diferentes, lo cual respalda la diferenciación factorial del instrumento.

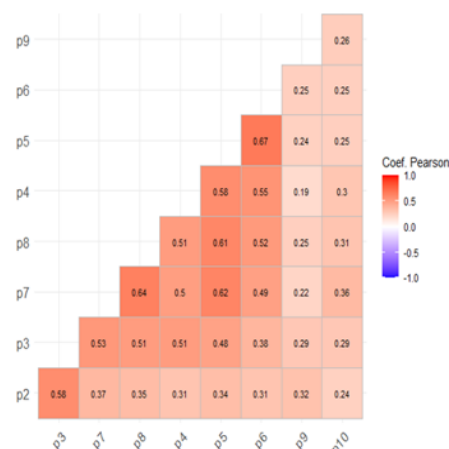


Figura 2. Matriz de correlaciones de Pearson entre los ítems del AUDIT

Fuente: Elaboración propia

El gráfico de sedimentación (Figura 3) mostró que los dos primeros componentes principales presentaron autovalores superiores a 1 (primer componente $\approx 4,3$; segundo componente $\approx 1,0$), con un descenso pronunciado a partir del tercer componente, sugiriendo la retención de 2 factores según el criterio de Kaiser. No obstante, se evaluaron tanto la solución de 2 factores como la de 3 factores para su comparación con la estructura teórica original del AUDIT propuesta por la OMS.

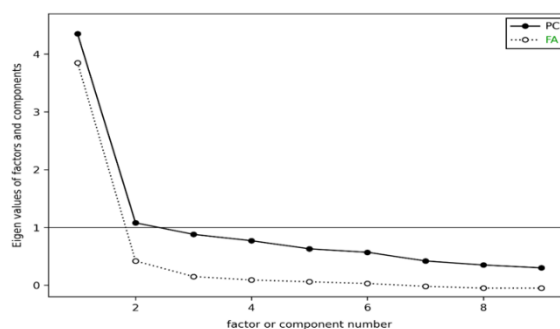


Figura 3. Gráfico de sedimentación (Screen Plot) para la determinación del número de factores

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2. Cargas factoriales del AFE para los modelos de 2 y 3 factores

Ítem	2 factores		3 factores			h ² (2F)	h ² (3F)
	MR1 Depend./ Problemas	MR2 Consumo	MR1 Consumo	MR2 Depend.	MR3 Problemas		
1		0,70	0,70			0,49	0,54
2		0,70	0,70			0,49	0,49
3		0,70	0,70			0,49	0,50
4	0,60			0,50		0,36	0,61
5	0,80			0,60		0,64	0,49
6	0,70			0,80		0,49	0,33
7	0,60				0,70	0,36	0,69
8	0,70				0,60	0,49	0,63
9		0,40	0,30			0,16	0,51
10	0,30				0,40	0,09	0,38
SS Loadings	2,43	1,63	1,56	1,25	1,01	4,06	5,17
% Varianza	24,3%	16,3%	15,6%	12,5%	10,1%	40,6%	51,7%

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 2 presenta las cargas factoriales obtenidas mediante el método de extracción de mínimos residuales (minres) con rotación oblimin, procesado en el software R con el paquete psych, mostrando únicamente los valores iguales o superiores a 0,30. Las communalidades del modelo de 2 factores (h² 2F) se estimaron de manera conservadora como la suma de las cargas factoriales al cuadrado de los factores rotados (MR), mientras que las communalidades del modelo de 3 factores (h² 3F) se derivaron del análisis factorial confirmatorio mediante la expresión 1 – varianza de error. En el modelo bifactorial, el ítem 1, correspondiente

a la frecuencia de consumo de alcohol, cargó en el factor MR2 (Consumo) con un valor de $\lambda = 0,70$, resultado coherente con su pertenencia teórica al dominio de patrones de consumo. Los ítems 9 y 10 presentaron las communalidades más bajas en el modelo de 2 factores (h² = 0,16 y h² = 0,09, respectivamente), hallazgo consistente con la literatura previa que ha señalado el funcionamiento deficiente de estos ítems y ha sugerido su posible exclusión del instrumento por no generar variabilidad suficiente en la puntuación (Kelly y Donovan, 2001; López et al., 2019). La Tabla 3 presenta los índices de bondad de ajuste para ambos modelos.

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste del AFC para los modelos de 2 y 3 factores

Índice	Modelo 2 factores	Modelo 3 factores	Criterio de buen ajuste	Evaluación 3 factores
χ^2 (gl)	80.05 (34)	56.65 (32)	$p > 0,05$ (ideal)	
χ^2 /gl	2.354	1.770	< 3,0	Bueno
RMSEA	0.061	0.046	< 0,06	Bueno
(IC 90%)	(0.044 – 0.078)	(0.025 – 0.064)		
SRMR	0.0490	0.0360	< 0,08	Bueno
CFI	0.974	0.986	> 0,95	Bueno
TLI	0.966	0.981	> 0,95	Bueno
AIC	122.05	102.65	Menor = mejor	Preferido

Fuente: Elaboración propia

El análisis factorial confirmatorio se realizó mediante el método de estimación de Máxima Verosimilitud (ML) utilizando el software R con el paquete lavaan (Rosseel, 2012). Tomando como modelo nulo de referencia aquel en el que todas las covarianzas entre ítems

son iguales a cero ($\chi^2(45) = 1842,0$). Los índices de bondad de ajuste se evaluaron conforme a los criterios establecidos por Hu & Bentler (1999), que consideran un buen ajuste cuando el CFI y el TLI superan 0,95, el RMSEA es inferior a 0,06 y el SRMR se ubica por debajo de 0,08. La

comparación entre los modelos de 2 y 3 factores evidenció que el modelo trifactorial presenta un ajuste superior en todos los índices evaluados: RMSEA (error cuadrático medio de aproximación), SRMR (residuo cuadrático medio estandarizado), CFI (índice de ajuste comparativo), TLI (índice de Tucker-Lewis) y AIC (criterio de información de Akaike). Los valores de los índices fueron estimados a partir de las cargas factoriales estandarizadas y las varianzas de error obtenidas del AFC.

La Figura 4 presenta el diagrama de trayectorias del modelo de 3 factores obtenido mediante el AFC. Las cargas factoriales estandarizadas oscilaron entre 0,57 y 0,83. El factor Consumo (ítems 1–3) presentó cargas de 0,73, 0,70 y 0,70 respectivamente. El factor Dependencia (ítems 4–6) mostró cargas de 0,78, 0,70 y 0,57, siendo el ítem 6 (“necesidad de beber por la mañana”) el de menor carga. El

factor Problemas (ítems 7–10) presentó cargas de 0,83, 0,79, 0,71 y 0,61, con el ítem 7 (“sentimiento de culpa”) como el de mayor carga del modelo. Las correlaciones entre factores fueron: Consumo-Dependencia ($r = 0,66$), Consumo-Problemas ($r = 0,81$) y Dependencia-Problemas ($r = 0,73$).

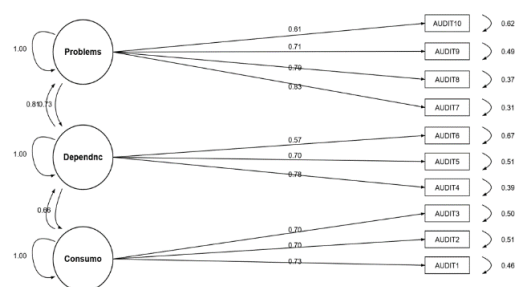


Figura 4. Diagrama de trayectorias del modelo de 3 factores del AFC con cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores

Fuente: Elaboración propia

Tabla 4. Cargas factoriales estandarizadas del modelo de 3 factores (AFC)

Ítem	Contenido	Consumo	Dependencia	Problemas
1	Frecuencia de consumo	0,73		
2	Cantidad típica de consumo	0,7		
3	Frecuencia de consumo elevado	0,7		
4	Pérdida de control		0,78	
5	Incumplimiento de expectativas		0,7	
6	Necesidad matutina de alcohol		0,57	
7	Sentimiento de culpa			0,83
8	Lagunas de memoria			0,79
9	Lesiones por consumo			0,71
10	Preocupación de terceros			0,61

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 4 presenta las cargas factoriales estandarizadas de un modelo de tres factores evaluado mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), lo que permite analizar la validez estructural del instrumento. En términos generales, las cargas factoriales indican el grado de relación entre cada ítem y el constructo latente al que pertenece. En este caso, los

factores identificados —Consumo, Dependencia y Problemas— reflejan una estructura coherente con modelos teóricos ampliamente utilizados en la evaluación del consumo de alcohol, lo que sugiere una adecuada fundamentación conceptual del instrumento.

Tabla 5. *Correlaciones entre factores del modelo de 3 factores*

Factor	Consumo	Dependencia	Problemas
Consumo	1		
Dependencia	0,66	1	
Problemas	0,81	0,73	1

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 5 presenta las correlaciones entre los tres factores del modelo: Consumo, Dependencia y Problemas, lo que permite analizar la relación existente entre los constructos latentes identificados en el Análisis Factorial Confirmatorio. En general, las

correlaciones observadas son positivas y de magnitud moderada a alta, lo que sugiere que los factores están relacionados entre sí, aunque no son redundantes, manteniendo así su diferenciación conceptual.

Tabla 6. *Consistencia interna: correlaciones ítem-total y alfa de Cronbach si se elimina el ítem*

Ítem	Contenido del ítem	Correlación ítem-total	α si se elimina el ítem	Factor	α del factor
1	Frecuencia de consumo	0,566	0,817	Consumo	0,740
2	Cantidad típica de consumo	0,488	0,825	Consumo	
3	Frecuencia de consumo elevado (≥ 6)	0,606	0,813	Consumo	
4	Pérdida de control al beber	0,554	0,818	Dependencia	0,749
5	Incumplimiento de expectativas	0,602	0,814	Dependencia	
6	Necesidad matutina de alcohol	0,532	0,821	Dependencia	
7	Sentimiento de culpa o remordimiento	0,616	0,812	Problemas	0,612
8	Lagunas de memoria	0,608	0,813	Problemas	
9	Lesiones por consumo	0,341	0,838	Problemas	
10	Preocupación de terceros	0,368	0,836	Problemas	
Global	Alfa de Cronbach global		0,836		

Fuente: Elaboración propia

El análisis de consistencia interna reveló que los ítems con correlaciones ítem-total inferiores a 0,50 presentan una menor contribución al constructo global del instrumento. En particular, los ítems 9 (lesiones por consumo) y 10 (preocupación de terceros) registraron las correlaciones ítem-total más bajas (0,341 y 0,368, respectivamente), hallazgo plenamente consistente con los resultados reportados por López et al. (2019) y Kelly y Donovan (2001), quienes identificaron el mismo patrón problemático en estos ítems. Adicionalmente, la eliminación del ítem 9 elevaría el alfa de Cronbach global de 0,836 a 0,838, lo que sugiere su posible exclusión del instrumento por no generar variabilidad suficiente en la puntuación. El análisis de fiabilidad por factor arrojó coeficientes alfa de Cronbach de 0,740

para el factor Consumo (ítems 1–3), 0,749 para el factor Dependencia (ítems 4–6) y 0,612 para el factor Problemas (ítems 7–10), valores que se ubican en rangos aceptables para los dos primeros factores y en un rango cuestionable para el tercero, probablemente influenciado por el bajo rendimiento de los ítems 9 y 10. En conjunto, la consistencia interna global del AUDIT ($\alpha = 0,836$) se clasifica como buena según los criterios convencionales ($0,8 < \alpha < 0,9$), confirmando la fiabilidad del instrumento en la población de estudiantes de enfermería evaluada. La muestra estuvo compuesta por 189 mujeres (51,78%) y 174 hombres (47,67%), además de 2 participantes que se identificaron como LBTIQ+ (0,55%), quienes fueron excluidos del análisis diferenciado por sexo debido a la insuficiencia muestral de esta

categoría para realizar comparaciones estadísticas válidas. Dado que la totalidad de la muestra (100%) registró puntuaciones AUDIT iguales o superiores al punto de corte de 8 puntos, la comparación por sexo se centró en la distribución dentro de las categorías de riesgo y en las puntuaciones medianas. Los hombres presentaron puntuaciones significativamente más altas que las mujeres en la escala total del AUDIT (U de Mann-Whitney, $p < 0,001$). La mediana para los hombres fue de 14 (RIQ = 18 – 10), mientras que para las mujeres fue de 11 (RIQ = 15 – 8), evidenciando un patrón de mayor severidad en el consumo masculino. La distribución por categorías de riesgo mostró diferencias sustanciales entre ambos sexos. Entre los hombres, el 40,80% se ubicó en la

categoría de riesgo moderado (puntuaciones 8–15), el 22,99% en alto riesgo (puntuaciones 16–19) y el 36,21% en probable adicción (≥ 20 puntos). En contraste, entre las mujeres, el 66,67% se clasificó en riesgo moderado, el 13,76% en alto riesgo y el 19,58% en probable adicción. Estas diferencias resultaron estadísticamente significativas (χ^2 gl = 2, $p < 0,001$). La distribución muestra que los hombres tienen una proporción significativamente mayor en las categorías de alto riesgo (22,99% vs 13,76%) y probable adicción (36,21% vs 19,58%), mientras que las mujeres se concentran más en riesgo moderado (66,67% vs 40,80%). Este patrón es plenamente consistente con la literatura internacional y con López et al. (2019).

Tabla 7. Distribución de las categorías de riesgo del AUDIT por sexo

Categoría de riesgo	Hombres (n = 174)		Mujeres (n = 189)	
	n	%	n	%
Riesgo moderado (8–15)	71	40,80	126	66,67
Alto riesgo (16–19)	40	22,99	26	13,76
Probable adicción (≥ 20)	63	36,21	37	19,58
Total, AUDIT ≥ 8	174	100	189	100
Mediana (RIQ)	14 (18 – 10)		11 (15 – 8)	< 0,001

Fuente: Elaboración propia

Estos resultados son consistentes con el patrón reportado por López et al. (2019), quienes encontraron que los hombres puntuaron significativamente más alto que las mujeres tanto en la escala total como en cada uno de los ítems del AUDIT. Sin embargo, cabe señalar una diferencia fundamental: mientras que en el estudio de López et al. (2019) el 46,74% de los hombres y el 24,14% de las mujeres superaron el punto de corte de 8 puntos, en el presente estudio el 100% de los participantes de ambos sexos superó dicho umbral, lo que sugiere un nivel de consumo problemático particularmente elevado en esta población de estudiantes de enfermería. Respecto a las propiedades psicométricas diferenciadas por sexo, la adecuación muestral fue satisfactoria para

ambos subgrupos, con índices KMO de 0,871 para hombres y 0,863 para mujeres, ambos superiores al umbral de 0,80 considerado excelente. La consistencia interna fue igualmente adecuada en ambos sexos, con un alfa de Cronbach de 0,849 para hombres y 0,821 para mujeres. Los valores para hombres fueron ligeramente superiores a los reportados por López et al. (2019) para hombres ($\alpha = 0,816$) y mujeres ($\alpha = 0,795$), lo cual podría explicarse por la mayor homogeneidad de la muestra al tratarse de una sola carrera universitaria.

Tabla 8. *Propiedades psicométricas del AUDIT diferenciadas por sexo*

Indicador	Hombres (n = 174)	Mujeres (n = 189)	Total (n = 365)
KMO	0,871	0,863	0,889
Bartlett (p)	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Alfa de Cronbach global	0,849	0,821	0,836
α Factor Consumo (ítems 1-3)	0,758	0,719	0,740
α Factor Dependencia (ítems 4-6)	0,771	0,724	0,749
α Factor Problemas (ítems 7-10)	0,641	0,583	0,612

Fuente: Elaboración propia

Las diferencias observadas entre sexos refuerzan la importancia de considerar análisis estratificados en la validación de instrumentos psicométricos y apoyan la discusión sobre la pertinencia de establecer puntos de corte diferenciados por sexo para el AUDIT, como han sugerido estudios previos que recomiendan reducir el umbral de 8 a 6 puntos para mujeres, dado que estas presentan mayor sensibilidad a los efectos del alcohol (Bergman y Källmén, 2002; Karno et al., 2000; Reinert y Allen, 2002).

El presente estudio validó la estructura factorial del AUDIT en una muestra de 365 estudiantes de Enfermería de la Universidad Estatal de Bolívar, Ecuador, constituyendo el primer estudio de validación psicométrica del instrumento específicamente en esta población. Los resultados proporcionan evidencia de propiedades psicométricas adecuadas y una estructura factorial coherente con el modelo teórico original propuesto por la Organización Mundial de la Salud. Respecto a la consistencia interna, el alfa de Cronbach global obtenido (0,836) indica una buena fiabilidad del instrumento en esta población. Este valor es superior al reportado por López et al. (2019) para la muestra total de universitarios ecuatorianos ($\alpha = 0,818$) y consistente con la revisión sistemática de Meneses-Gaya et al.

(2009), que reportó valores de alfa de Cronbach y correlaciones ítem-total de aproximadamente 0,80 en diversas versiones del AUDIT. La adecuación muestral, evaluada mediante el índice KMO (0,889), resultó similar al valor reportado por López et al. (2019) de 0,885, y supera el umbral de 0,80 considerado como excelente (Kaiser, 1974).

El análisis factorial confirmó la viabilidad tanto del modelo de 2 factores como del de 3 factores, hallazgo consistente con la literatura internacional. López et al. (2019) prefirieron el modelo de 2 factores por el principio de parsimonia, dado las altas correlaciones entre los factores 2 y 3 del modelo trifactorial ($r = 0,86$ para la muestra total). En el presente estudio, la correlación entre los factores Dependencia y Problemas fue de 0,73, inferior a la reportada por López et al. (2019), lo que podría justificar la preferencia por el modelo de 3 factores en la población de enfermería, ya que los tres dominios teóricos mantienen una diferenciación empírica suficiente. Este resultado es coherente con la estructura original del AUDIT propuesta por Maisto et al. (2000) y con estudios previos que han encontrado apoyo para ambos modelos (Karno et al., 2000; Chung et al., 2002).

Las cargas factoriales estandarizadas del AFC oscilaron entre 0,57 y 0,83, siendo el ítem 7 (“sentimiento de culpa o remordimiento”) el de mayor carga en el modelo. Es relevante señalar que el ítem 6 (“necesidad de beber por la mañana”) presentó la carga más baja (0,57), hallazgo coherente con López et al. (2019), quienes reportaron que los ítems 6, 9 y 10 presentaron correlaciones ítem-total inferiores a 0,50. El ítem 9 (“lesiones por consumo”), que en el AFE presentó un comportamiento atípico cargando en el factor de consumo en lugar del de problemas, ha sido previamente identificado

como problemático en la literatura, sugiriéndose incluso su exclusión por no generar variabilidad suficiente (Kelly y Donovan, 2001). Un hallazgo particularmente llamativo del presente estudio es que el 100% de los estudiantes de enfermería evaluados superó el punto de corte de 8 puntos para consumo peligroso, con el 27,52% en la categoría de probable adicción.

Estas tasas son notablemente superiores a las reportadas por López et al. (2019), quienes encontraron que el 34,59% de la muestra total de universitarios ecuatorianos superó el punto de corte. Esta discrepancia podría explicarse por diferencias en el contexto sociocultural de Bolívar, características específicas de los estudiantes de enfermería relacionadas con el estrés académico y clínico, o por un posible sesgo de selección en la muestra. Es fundamental considerar que estudios previos en México (Cortaza et al., 2022), España (Iglesias et al., 2023) y Brasil (Sawicki et al., 2018) han documentado altas tasas de consumo entre estudiantes de enfermería, aunque no en los niveles observados en el presente estudio.

En comparación con estudios internacionales, las tasas de consumo peligroso encontradas en este estudio son superiores a las reportadas en Europa y Sudamérica (donde las tasas oscilan entre 23-33% para hombres y 10-22% para mujeres), África, Asia y países de la región árabe (Karam et al., 2007). Incluso superan las tasas de Norteamérica y Nueva Zelanda, que presentan las prevalencias más altas a nivel mundial (superiores al 50% para ambos sexos) (Karam et al., 2007). La ausencia total de estudiantes en la categoría de bajo riesgo requiere una interpretación cautelosa y podría sugerir la necesidad de revisar los procedimientos de muestreo o recolección de datos en futuros estudios. El presente estudio

presenta varias limitaciones que deben considerarse al interpretar los resultados. En primer lugar, la muestra proviene de una sola universidad (Universidad Estatal de Bolívar), lo cual limita la generalizabilidad de los resultados a otras instituciones y regiones de Ecuador. López et al. (2019) incluyeron 11 universidades y 7.905 participantes, lo que proporcionó una mayor diversidad institucional y geográfica. En segundo lugar, la naturaleza transversal del estudio impide establecer relaciones causales ni evaluar la estabilidad temporal del instrumento. En tercer lugar, el AUDIT es un instrumento de autoinforme, lo que lo hace susceptible a sesgos de deseabilidad social y de recuerdo.

En cuarto lugar, la ausencia de medidas externas complementarias (como escalas de estrés, ansiedad, depresión o soledad) limita la posibilidad de evaluar la validez convergente del instrumento, un aspecto que López et al. (2019) sí abordaron mediante correlaciones con el PSS-14, UCLA, AAQ-7 y PHQ-4. Finalmente, la ausencia total de participantes en la categoría de bajo riesgo sugiere un posible sesgo de selección que merece investigación adicional. Los resultados de este estudio tienen implicaciones relevantes para la formación de profesionales de enfermería y para la salud pública. La validación del AUDIT en esta población específica proporciona un instrumento confiable para la detección temprana del consumo problemático de alcohol entre futuros profesionales de la salud. La elevada prevalencia de consumo problemático subraya la necesidad urgente de implementar programas de prevención y promoción de la salud dentro de los currículos de enfermería. Futuros estudios deberían explorar las propiedades psicométricas de versiones abreviadas del AUDIT (como el AUDIT-C), incorporar medidas complementarias para evaluar la validez convergente, ampliar la

muestra a múltiples universidades, realizar análisis diferenciados por sexo con puntos de corte específicos (como los 6 puntos recomendados para mujeres) y evaluar la correlación entre puntuaciones del AUDIT y biomarcadores del consumo de alcohol.

Conclusiones

El presente estudio validó la estructura factorial del Cuestionario de Identificación de los Trastornos debidos al Consumo de Alcohol (AUDIT) en una muestra de 365 estudiantes de Enfermería de la Universidad Estatal de Bolívar, Ecuador, constituyendo la primera investigación psicométrica del instrumento específicamente dirigida a esta población en el contexto ecuatoriano. Los resultados proporcionan evidencia sólida de que el AUDIT posee propiedades psicométricas adecuadas para su aplicación en estudiantes de enfermería, con una consistencia interna global buena ($\alpha = 0,836$) y una adecuación muestral excelente ($KMO = 0,889$), valores que se alinean con los reportados por López et al. (2019) en la validación ecuatoriana más extensa del instrumento ($\alpha = 0,818$; $KMO = 0,885$) y con la revisión sistemática de Meneses-Gaya et al. (2009), que documenta coeficientes de fiabilidad cercanos a 0,80 en diversas versiones del AUDIT a nivel internacional.

El análisis factorial confirmatorio respaldó el modelo de tres factores (Consumo, Dependencia y Problemas) como la estructura más adecuada para esta población, con cargas factoriales estandarizadas que oscilaron entre 0,57 y 0,83, índices de bondad de ajuste satisfactorios ($CFI = 0,986$; $TLI = 0,981$; $RMSEA = 0,046$; $SRMR = 0,036$) y correlaciones interfactoriales entre 0,66 y 0,81. La correlación entre los factores Dependencia y Problemas ($r = 0,73$), inferior a la reportada por López et al. (2019) para la muestra general ($r =$

0,86), justifica la preferencia por el modelo trifactorial en esta población específica, al mantener una diferenciación empírica suficiente entre los tres dominios teóricos originales propuestos por la Organización Mundial de la Salud. No obstante, los ítems 9 y 10 presentaron un funcionamiento deficiente, con las comunalidades y correlaciones ítem-total más bajas del instrumento, hallazgo consistente con la literatura previa que ha cuestionado su pertinencia.

Desde la perspectiva epidemiológica, el hallazgo más alarmante es que el 100% de los estudiantes evaluados superó el punto de corte de 8 puntos para consumo peligroso, con el 27,52% en la categoría de probable adicción y diferencias significativas por sexo ($\chi^2(2) = 24,51$, $p < 0,001$), donde los hombres presentaron mayor severidad en el consumo. Estas tasas superan ampliamente las reportadas en estudios nacionales e internacionales previos, subrayando la urgencia de implementar programas de prevención e intervención temprana específicos para estudiantes de enfermería, quienes además de constituir una población vulnerable al estrés académico y clínico, serán responsables directos de la detección y atención de problemas relacionados con el alcohol en su ejercicio profesional futuro. El AUDIT constituye una herramienta válida, confiable y culturalmente pertinente para el cribado del consumo problemático de alcohol en estudiantes de enfermería ecuatorianos, y su implementación sistemática en las instituciones de educación superior contribuiría significativamente a la protección de la salud de los futuros profesionales sanitarios del país.

Referencias Bibliográficas

Aertgeerts, B., Buntinx, F., Bande, J., Vandermeulen, C., Roelants, M., Ansoms, S., et al. (2000). The value of CAGE, CUGE,

- and AUDIT in screening for alcohol abuse and dependence among college freshmen. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 24, 53–57. <https://doi.org/10.1111/j.1530-0277.2000.tb04555.x>
- Ay, A., Çam, C., Kilinc, A., Önsüz, M., & Metintaş, S. (2024). Prevalence of hazardous alcohol consumption and evaluation of associated factors in university students. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*. <https://doi.org/10.1007/s00127-024-02680-8>
- Azizah, N. (2023). The dangers of consuming liquor (alcohol) among adolescents. *Jukema (Jurnal Kesehatan Masyarakat Aceh)*, 8(1), 48–51. <https://doi.org/10.37598/jukema.v8i1.594>
- Babor, T., Higgins, J., & Monteiro, M. (2001). *AUDIT: The Alcohol Use Disorders Identification Test*. Organización Mundial de la Salud. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/67205>
- Bergman, H., & Källmén, H. (2002). Alcohol use among Swedes and a psychometric evaluation of the alcohol use disorders identification test. *Alcohol and Alcoholism*, 37, 245–251. <https://doi.org/10.1093/alcalc/37.3.245>
- Berner, M., Kriston, L., Bentele, M., & Härter, M. (2007). The alcohol use disorders identification test for detecting at-risk drinking: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 68, 461–473. <https://doi.org/10.15288/jsad.2007.68.461>
- Bohn, M., Babor, T., & Kranzler, H. (1995). The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): Validation of a screening instrument for use in medical settings. *Journal of Studies on Alcohol*, 56, 423–432. <https://doi.org/10.15288/jsa.1995.56.423>
- Borges, G., Bagge, C., Cherpitel, C., Conner, K., Orozco, R., & Rossow, I. (2017). A meta-analysis of acute use of alcohol and the risk of suicide attempt. *Psychological Medicine*, 47(5), 949–957. <https://doi.org/10.1017/S0033291716002841>
- Chen, Y., Wills, L., Wise, H., Erford, B., & Yao, R. (2024). Psychometric synthesis of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT). *Journal of Counseling & Development*, 102(4), 406–414. <https://doi.org/10.1002/jcad.12521>
- Chung, T., Colby, S., Barnett, N., & Monti, P. (2002). Alcohol use disorders identification test: Factor structure in an adolescent emergency department sample. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 26, 223–231. <https://doi.org/10.1111/j.1530-0277.2002.tb02524.x>
- Conigrave, K., Hall, W., & Saunders, J. (1995). The AUDIT questionnaire: Choosing a cut-off score. *Addiction*, 90, 1349–1356. <https://doi.org/10.1046/j.1360-0443.1995.9010134910.x>
- Cortaza, L., Calixto, G., Hernández, L., & Torres, D. (2022). Prevalence of alcohol consumption in nursing students. *Medwave*, 22(2), e002530. <https://doi.org/10.5867/medwave.2022.02.e2530>
- Fleming, M., Barry, K., & Macdonald, R. (1991). The alcohol use disorders identification test (AUDIT) in a college sample. *International Journal of the Addictions*, 26, 1173–1185. <https://doi.org/10.3109/10826089109062153>
- Gúzman, F., Herrera, J., Trujillo, M., Juárez, L., & Candia, J. (2018). Derivación de un modelo de resiliencia para el no consumo de alcohol en escolares. *Index de Enfermería*, 27(1–2), 12. <https://www.index-f.com/index-enfermeria/v27n1-2/2712.php>
- Hingson, R., Heeren, T., & Winter, M. (2006). Age at drinking onset and alcohol dependence. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 160(7), 739. <https://doi.org/10.1001/archpedi.160.7.739>
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Iglesias, M., Marchena, C., & Bernabéu, E. (2023). Nutrient intake, alcohol consumption, emotional eating and anxiety in women nursing students. *Heliyon*, 9(12),

- e22903.
<https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e22903>
- Kaiser, H. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36.
<https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kang, W. (2023). Understanding the associations between personality traits and the frequency of alcohol intoxication in young males and females. *Acta Psychologica*, 234, 103865.
<https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2023.103865>
- Karam, E., Kypri, K., & Salamoun, M. (2007). Alcohol use among college students: An international perspective. *Current Opinion in Psychiatry*, 20(3), 213–221.
<https://doi.org/10.1097/YCO.0b013e3280fa836c>
- Karno, M., Granholm, E., & Lin, A. (2000). Factor structure of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) in a mental health clinic sample. *Journal of Studies on Alcohol*, 61, 751–758.
<https://doi.org/10.15288/jsa.2000.61.751>
- Kelly, T., & Donovan, J. (2001). Confirmatory factor analyses of the AUDIT among adolescents treated in emergency departments. *Journal of Studies on Alcohol*, 62, 838–842.
<https://doi.org/10.15288/jsa.2001.62.838>
- Korcha, R., Cherpitel, C., Bond, J., et al. (2018). Drinking context and cause of injury: Emergency department studies from 22 countries. *Journal of Substance Use*, 23(3), 240–246.
<https://doi.org/10.1080/14659891.2017.1400545>
- Landa, N., Fernández, J., López, J., & Lorea, I. (2005). Comorbilidad psicopatológica en el alcoholismo: Un estudio descriptivo. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6(2), 253–269.
https://www.aepc.es/ijchp/articulos_pdf/ijchp-190.pdf
- López, V., Paladines, B., Vaca, S., Cacho, R., Fernández-Montalvo, J., & Ruisoto, P. (2019). Psychometric properties and factor structure of an Ecuadorian version of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) in college students. *PLOS ONE*, 14(7), e0219618.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0219618>
- Luquiens, A., Falissard, B., & Aubin, H. (2016). Students worry about the impact of alcohol on quality of life. *Drug and Alcohol Dependence*, 167, 42–48.
<https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2016.07.025>
- Maisto, S., Conigliaro, J., McNeil, M., Kraemer, K., & Kelley, M. (2000). An empirical investigation of the factor structure of the AUDIT. *Psychological Assessment*, 12, 346–353. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.12.3.346>
- Meneses, C., Zuardi, A., Loureiro, S., & Crippa, J. (2009). Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): An updated systematic review of psychometric properties. *Psychology & Neuroscience*, 2, 83–97.
<https://doi.org/10.3922/j.psns.2009.1.12>
- Nolen, S. (2004). Gender differences in risk factors and consequences for alcohol use and problems. *Clinical Psychology Review*, 24, 981–1010.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2004.08.003>
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
<https://books.google.com>
- Nutt, D., King, L., Saulsbury, W., & Blakemore, C. (2007). Development of a rational scale to assess the harm of drugs of potential misuse. *The Lancet*, 369, 1049–1053. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)60464-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)60464-4)
- Organización Mundial de la Salud. (2010). *Global strategy to reduce the harmful use of alcohol*.
<https://apps.who.int/iris/handle/10665/44395>
- Organización Mundial de la Salud. (2018). *Global status report on alcohol and health*.
<https://www.who.int/publications/i/item/9789241565639>
- Ortiz, L., Oxté, L., Rosado, L., Tun, D., & Cámara, R. (2020). Estudiantes de enfermería: Valores y creencias en el consumo de alcohol y tabaco. *Revista de*

- Salud y Bienestar Social*, 4(2), 73–86.
<https://revista.enfermeria.uady.mx/index.php/revista/article/view/90>
- Rehm, J., Mathers, C., Popova, S., et al. (2009). Global burden of disease and injury and economic cost attributable to alcohol use and alcohol-use disorders. *The Lancet*, 373, 223–233. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(09\)60746-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(09)60746-7)
- Saunders, J., Aasland, O., Babor, T., Fuente, J., & Grant, M. (1993). Development of the AUDIT: WHO collaborative project on early detection of persons with harmful alcohol consumption. *Addiction*, 88, 791–804. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1993.tb02093.x>
- Sawicki, W., Barbosa, D., Fram, D., & Belasco, A. (2018). Alcohol consumption, quality of life and brief intervention among nursing university students. *Revista Brasileira de Enfermagem*, 71(suppl 1), 505–512. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2017-0697>
- Shevlin, M., & Smith, G. (2007). The factor structure and concurrent validity of the Alcohol Use Disorder Identification Test based on a nationally representative UK sample. *Alcohol and Alcoholism*, 42, 582–587. <https://doi.org/10.1093/alcalc/agn052>
- Totomol-Yoval, B. (2023). Alcohol consumption in nursing students of a private institution. *Revista Ciencias de la Salud*, 12–15. <https://revistas.unitec.edu>
- Van, B., Simons, S., Van Hooijdonk, K., et al. (2024). Is the association between alcohol consumption and mental well-being in university students linear, curvilinear or absent? *Substance Use & Misuse*, 59(7), 1083–1094. <https://doi.org/10.1080/10826084.2024.2301234>



Esta obra está bajo una licencia de **Creative Commons Reconocimiento-No Comercial 4.0 Internacional**. Copyright © María José Fierro Bósquez y Erick Patricio Herrera Granda.

Declaraciones éticas y editoriales del artículo
Contribución de los autores (Taxonomía CRediT) María José Fierro Bósquez: conceptualización de la investigación, diseño metodológico, desarrollo del proceso investigativo, análisis formal de los datos, redacción del borrador original del manuscrito, revisión crítica del contenido científico y supervisión general del estudio. Erick Patricio Herrera Granda: curación y organización de los datos, participación en la recolección de información, validación de los resultados obtenidos y elaboración de representaciones gráficas y visualización de los datos.
Declaración de conflicto de intereses Los autores declaran que no existe conflicto de intereses en relación con la investigación presentada, la autoría del manuscrito ni la publicación del presente artículo.
Declaración de financiamiento La presente investigación no recibió financiamiento específico de agencias públicas, comerciales o de organizaciones sin fines de lucro. En caso de existir financiamiento institucional o externo, este deberá ser declarado explícitamente por los autores en esta sección.
Declaración del editor El editor responsable certifica que el proceso editorial del presente artículo se desarrolló conforme a los principios de integridad científica, transparencia y buenas prácticas editoriales. El manuscrito fue sometido a un proceso de evaluación mediante revisión por pares doble ciego, garantizando la confidencialidad de la identidad de los autores y revisores durante todo el proceso de dictamen académico. Asimismo, el editor declara que el artículo cumple con los criterios científicos, metodológicos y éticos establecidos por la revista.
Declaración de los revisores Los revisores externos que participaron en la evaluación del presente manuscrito declaran haber realizado el proceso de revisión de manera objetiva, independiente y confidencial. Asimismo, manifiestan que no mantienen conflictos de interés con los autores ni con la investigación evaluada, y que sus observaciones y recomendaciones se fundamentan exclusivamente en criterios científicos, metodológicos y académicos.
Declaración ética de la investigación Los autores declaran que la investigación se desarrolló respetando los principios éticos de la investigación científica, garantizando la confidencialidad de los datos y el respeto a los participantes del estudio. En los casos en que la investigación involucre seres humanos, los procedimientos deben ajustarse a los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki y a las normativas institucionales correspondientes.
Declaración sobre el uso de inteligencia artificial Los autores declaran que el uso de herramientas de inteligencia artificial, en caso de haberse utilizado durante el proceso de investigación o redacción del manuscrito, se realizó únicamente como apoyo técnico para mejorar la claridad del lenguaje o el análisis de información, manteniendo siempre la responsabilidad intelectual sobre el contenido del artículo. Las herramientas de inteligencia artificial no fueron utilizadas como autoras del manuscrito ni sustituyen la responsabilidad académica de los investigadores.
Disponibilidad de datos Los datos que respaldan los resultados de esta investigación estarán disponibles previa solicitud razonable al autor de correspondencia, respetando las normas éticas y de confidencialidad establecidas por la investigación.

