



Validez y confiabilidad de la Escala de Gaudibilidad en universitarios

Validity and reliability of the Gaudiability Scale in university students

Validade e confiabilidade da Escala de Gaudiabilidade em estudantes universitários

ARTÍCULO ORIGINAL



Escanea en tu dispositivo móvil
o revisa este artículo en:

<https://doi.org/10.33996/revistahorizontes.v9i36.906>

Celia Flor Quintana Ilanzo 

cquintanai@ucvvirtual.edu.pe

Universidad Cesar Vallejo. Lima, Perú

Artículo recibido 14 de noviembre 2023 | Aceptado 22 de diciembre 2023 | Publicado 21 de enero 2025

RESUMEN

En la actualidad la psicología positiva explora el concepto de gaudibilidad, contribuyendo al bienestar psicofisiológico. Por lo cual, el objetivo central de esta investigación fue determinar las evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de Gaudibilidad en universitarios peruanos. Este estudio se enmarcó en la categoría de investigación aplicada y el diseño seleccionado es el instrumental. La muestra fue 346 sujetos se obtuvo a través de un muestreo aleatorio simple. Por otro lado, el instrumento usado es la Escala de Gaudibilidad para Adultos de Morelia. Se evidenció un valor de Alfa de Cronbach estandarizado de 0.8512; adicionalmente, para todos los casos analizados, $p > 0.05$, razón por la cual se puede afirmar que no se reportan diferencias significativas. Las condiciones del entorno más que las del propio individuo son las que tienen mayor propensión a afectar positiva o negativamente la gaudibilidad de los encuestados.

Palabras clave: Bienestar; Confiabilidad; Gaudibilidad; Universitarios; Validez

ABSTRACT

Positive psychology is currently exploring the concept of gaudibility, contributing to psychophysiological well-being. Therefore, the main objective of this research was to determine the evidence of validity and reliability of the Gaudiability Scale in Peruvian university students. This study was framed in the category of applied research and the selected design was instrumental. The sample of 346 subjects was obtained through simple random sampling. On the other hand, the instrument used was the Morelia Adult Gaudiability Scale. A standardized Cronbach's Alpha value of 0.8512 was evidenced; additionally, for all the cases analyzed, $p > 0.05$, reason for which it can be affirmed that no significant differences are reported. The conditions of the environment rather than those of the individual are the most likely to positively or negatively affect the respondents' gaudibility.

Key words: Well-being; Reliability; Gaudiability; University students; Validity

RESUMO

A psicologia positiva está atualmente explorando o conceito de gaudibilidade, que contribui para o bem-estar psicofisiológico. Portanto, o principal objetivo desta pesquisa foi determinar as evidências de validade e confiabilidade da Escala de Gaudibilidade em estudantes universitários peruanos. Este estudo foi enquadrado na categoria de pesquisa aplicada e o desenho selecionado foi instrumental. A amostra de 346 indivíduos foi obtida por meio de amostragem aleatória simples. Por outro lado, o instrumento utilizado foi a Escala de Gaudibilidade para Adultos de Morelia. Foi encontrado um valor de Alfa de Cronbach padronizado de 0,8512; além disso, para todos os casos analisados, $p > 0,05$, razão pela qual se pode afirmar que não foram registradas diferenças significativas. As condições do ambiente, e não as do indivíduo, têm maior probabilidade de afetar positiva ou negativamente a sensação de bem-estar dos respondentes.

Palavras-chave: Bem-estar; Confiabilidade; Gaudibilidade; Estudantes universitários; Validade

INTRODUCCIÓN

Las interacciones sociales desempeñan un papel fundamental al permitir que las personas coincidan y compartan situaciones similares (Jiménez, 2017). No obstante, es importante destacar que la interpretación de estos contextos puede variar significativamente entre individuos debido a sus diferencias en percepción, aprendizaje, motivaciones, estados de ánimo, formas de adquirir conocimientos, sentido del humor y la manera de enfrentar los problemas (Rosales, 2015; Gianelli y Gentilucci, 2018). Estas diferencias no solo influyen en cómo se manejan los desafíos sociales, sino también en el nivel de disfrute que cada persona experimenta al compartir experiencias. Mientras algunas personas encuentran satisfacción y alegría en estas interacciones, otras pueden percibir las de manera más neutra o incluso negativa, dependiendo de su contexto personal y emocional (Troncoso et al., 2016).

En este contexto, el aspecto relacionado con la capacidad de disfrute ha emergido como un tema de estudio intrigante en los últimos años, generando incertidumbre sobre por qué algunos individuos experimentan mayor satisfacción que otros en diversas situaciones (Frende et al., 2017). Resulta evidente que, incluso cuando dos personas viven un mismo acontecimiento, pueden atribuir significados diferentes y experimentar niveles e intensidades distintas de disfrute frente al contexto en el que se encuentran (Padrós y Fernández,

2008). Este fenómeno, subraya la complejidad de las experiencias humanas y resalta la importancia de considerar las múltiples variables que influyen en la percepción y el disfrute de las interacciones sociales.

A lo largo del tiempo, en investigación, el interés ha evolucionado hacia el estudio de variables positivas en psicología, buscando promover el aumento de afectos positivos que contribuyan al desarrollo de factores protectores y herramientas para el bienestar humano (Larsen, 2018; Pawelski, 2016). Este enfoque ha dado lugar a la psicología positiva, una disciplina que examina al ser humano desde una perspectiva centrada en emociones positivas como el disfrute, la felicidad y el optimismo (De La Fabián y Stecher, 2018). Dentro de este marco, el constructo de gaudibilidad ha cobrado relevancia al referirse a la capacidad individual de disfrutar y experimentar placer en situaciones cotidianas, lo cual refuerza la percepción de bienestar. Este tipo de psicología busca potenciar las habilidades individuales, modificar patrones cognitivos negativos y promover un desarrollo personal que genere satisfacción, salud y calidad de vida (De La Fabián y Stecher, 2018; Domínguez y Ibarra, 2017).

Además, se destaca la influencia positiva de las experiencias de emociones positivas en la conciencia de la persona, generando recursos personales a lo largo del tiempo y contribuyendo al bienestar físico, actuando como factor protector

frente a enfermedades (Fredrickson y Joiner, 2018; Seligman, 2005). Asimismo, la psicología positiva explora el concepto de gaudibilidad, como un constructo que engloba factores moduladores tales como creencias, habilidades y calidad de vida, influyendo en la capacidad de experimentar placer y gratificación (Cuadro y Florenzano, 2003). Un mayor nivel de gaudibilidad se relaciona con una mayor probabilidad de disfrute, manifestándose en distintos grados de intensidad y duración temporal frente a diversas situaciones desafiantes (Padrós y Fernández, 2008). En definitiva, la gaudibilidad emerge como un constructo para comprender cómo las personas experimentan y gestionan las emociones positivas en su vida diaria.

Por lo tanto, emerge la necesidad de un instrumento para la evaluación de la gaudibilidad. Esta herramienta sería valiosa en contextos clínicos, como evidencian de investigaciones exitosas, para un enfoque dual terapéutico con las posibilidades de moduladores del disfrute en aquellos con desafíos emocionales (González et al., 2018). La utilidad de la gaudibilidad se subraya en estudios experimentales, como uno con pacientes deprimidos que logró mejoras sostenidas (Padrós et al., 2014). Estas evidencias respaldan la importancia de estudiar para comprender la gaudibilidad no solo como herramienta diagnóstica, sino como recurso terapéutico valioso para mejorar la experiencia emocional.

Por otro lado, a lo largo de los ciclos de la vida, desde la vulnerabilidad inicial hasta la consolidación en la juventud, el individuo se expone a diversos factores exógenos que contribuyen a la formación de competencias y habilidades (Herrera et al., 2019; Yamauchi, 2016). En la etapa universitaria, algunos jóvenes enfrentan desafíos académicos que generan tanto estrés como disfrute, contribuyendo al desarrollo de conocimientos culturales y habilidades sociales fundamentales para el éxito como adulto maduro (Yamauchi, 2016). Además, la universidad no solo es un espacio de adquisición de conocimientos, sino también una comunidad donde los estudiantes forjan actitudes y aptitudes que influyen en su estilo de vida y salud (Figuroa et al., 2019). En este contexto, la Gaudibilidad se presenta como un potencial factor protector. Cada estudiante experimenta y percibe de manera única las situaciones, y la evaluación de niveles de gaudibilidad puede ser crucial para mejorar esta capacidad mediante intervenciones específicas, si es necesario (Gonzales et al., 2018; Padrós et al., 2014).

No obstante, aunque existen numerosos instrumentos que miden el disfrute, la Escala de Gaudibilidad de Padrós et al., (2014) destaca al incorporar los moduladores del disfrute, haciéndola más interesante. Este énfasis resalta la importancia de la medición de la variable en la investigación y subraya la escasez de estudios

instrumentales sobre el constructo en Perú. Con enfoque en la conveniencia y el valor teórico, se evaluará la adecuación del instrumento a la teoría, considerando tanto el contenido de los ítems como la concordancia con el comportamiento esperado de los participantes. Además, se destacará la relevancia social al proporcionar un instrumento adaptado al contexto de selección y servirá como referencia para futuras investigaciones.

Este estudio se justifica por la creciente importancia de evaluar variables positivas en psicología, como la gaudibilidad, un constructo que se asocia con la capacidad de disfrutar y experimentar bienestar emocional en situaciones cotidianas. En el contexto universitario, donde los estudiantes enfrentan múltiples desafíos académicos y personales, medir esta capacidad resulta crucial para identificar factores protectores y diseñar estrategias que fomenten el desarrollo personal y la calidad de vida. La investigación tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas de un instrumento específico para medir la gaudibilidad, evaluando su validez y confiabilidad en estudiantes universitarios. Este esfuerzo busca garantizar la adecuación del instrumento en el contexto peruano y sentar bases sólidas para futuras intervenciones y estudios en el ámbito educativo y clínico.

MÉTODO

Este estudio se clasificó como una investigación aplicada, dado que tuvo como objetivo evaluar la confiabilidad y validez de la Escala de Gaudibilidad

para su uso en contextos educativos y clínicos. El diseño adoptado fue de tipo instrumental, enfocado en el análisis de las propiedades psicométricas del instrumento evaluado (Ato y Vallejo, 2007).

Se trató de una investigación no experimental, ya que no se manipuló ninguna variable independiente. Los datos se recolectaron en el entorno natural de los participantes, lo que permitió observar el fenómeno en su contexto habitual. Además, fue un estudio de campo, puesto que la recolección de información se llevó a cabo directamente en los espacios donde los estudiantes desarrollaban sus actividades académicas, proporcionando una perspectiva más realista del fenómeno.

La muestra estuvo conformada por 346 estudiantes universitarios seleccionados mediante un muestreo aleatorio simple. Este método garantizó una representación equitativa de la población objetivo, facilitando la generalización de los resultados y asegurando la objetividad en la selección de los participantes.

El instrumento utilizado fue la Escala de Gaudibilidad para Adultos de Morelia (EGAM24), diseñada para evaluar los moduladores del disfrute experimentado. La escala constó de 24 reactivos con respuestas en formato tipo Likert (desde "totalmente de acuerdo" hasta "totalmente en desacuerdo"), que generaron puntuaciones de 0 a 96. A mayor puntuación, mayor fue la gaudibilidad. El instrumento presentó un alfa de Cronbach de $\alpha = .858$, y sus seis subescalas mostraron los

siguientes valores de confiabilidad: imaginación ($\alpha = .794$), creencias irracionales ($\alpha = .741$), disfrute en soledad ($\alpha = .738$), interés ($\alpha = .733$), concentración ($\alpha = .728$) y sentido del humor ($\alpha = .710$) (Padrós-Blázquez et al., 2021).

En cuanto a la medición del desempeño docente, se incluyeron dimensiones como la planificación (D1), que evaluó la capacidad del docente para estructurar aprendizajes y seleccionar recursos de calidad; la implicación (D2), que midió la participación activa de los estudiantes y la promoción de la autonomía y competencia; la interacción (D3), centrada en la creación de un ambiente de confianza y la gestión de conflictos; y la evaluación (D4), que examinó la reflexión docente y la retroalimentación para mejorar los resultados de aprendizaje.

Se desarrolló una distribución de frecuencias para cada dimensión, junto con el cálculo de medidas estadísticas como la media, la desviación estándar, el sesgo y la curtosis. Para analizar las relaciones entre las dimensiones, se emplearon coeficientes de correlación, y la confiabilidad del instrumento se verificó mediante el cálculo del Alfa de Cronbach, la confiabilidad por el método de las dos mitades y los coeficientes omega (jerárquico y total). Además, se utilizó la prueba KMO para medir la adecuación de la muestra.

El análisis de componentes principales (PCA) se utilizó para determinar el número adecuado de dimensiones. Una vez identificado este número, los coeficientes se calcularon mediante una rotación

ortogonal utilizando el método Varimax. La bondad de ajuste del modelo se evaluó a través de índices como el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), la raíz cuadrada del error de aproximación (RMSEA) y la media cuadrática de residuos estandarizados (SRMR), que permitieron verificar la validez interna del modelo.

Finalmente, para analizar si el sexo o la edad influían en los puntajes del test, se realizaron pruebas de diferencia de medias utilizando la distribución *t* de Student.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La distribución de frecuencias de las respuestas obtenidas se reporta en la Tabla 1. Se observa que, para el puntaje total del instrumento, el 49.13% de las respuestas (170 sujetos) se ubican en la categoría Muy Alto, mientras que la categoría menos frecuente corresponde al nivel Muy Bajo (0 respuestas), seguido del nivel Bajo, con 5 sujetos (1.45%). En el caso de la dimensión relacionada con la concentración durante la ejecución de las tareas (D2), se reporta que la categoría predominante es Medio, con 99 sujetos (28.61%), mientras que en el resto de categorías la clase modal corresponde al nivel Muy Alto, con frecuencias que oscilan entre 120 casos (Disfrute en Soledad – D4) y 208 casos (Interés – D1). Para todas las dimensiones, la categoría menos frecuente es Muy Bajo, con frecuencias que van desde 2 sujetos (Interés – D1) hasta 22 sujetos (Disfrute en Soledad).

Tabla 1. Distribución de frecuencias de las respuestas por dimensiones de la escala de Gaudibilidad.

Dimensión	Muy Bajo	Bajo	Medio	Alto	Muy Alto
Interés (D1)	2 0.58%	10 2.89%	31 8.96%	95 27.46%	208 60.12%
Concentración (D2)	21 6.07%	51 14.74%	99 28.61%	79 22.83%	96 27.75%
Imaginación (D3)	9 2.60%	36 10.40%	70 20.23%	105 30.35%	126 36.42%
Disfrute en Soledad (D4)	22 6.36%	39 11.27%	67 19.36%	98 28.32%	120 34.68%
Creencias Irracionales (D5)	5 1.45%	16 4.62%	47 13.58%	75 21.68%	203 58.67%
Sentido del Humor (D6)	3 0.87%	28 8.09%	56 16.18%	120 34.68%	139 40.17%
Puntaje Total EGAM	0 0.00%	5 1.45%	70 20.23%	170 49.13%	101 29.19%

Los principales estadísticos descriptivos se resumen en la Tabla 2. La media de las dimensiones varía entre 2.4595 en Concentración y 3.2001 en Interés, con un valor global de 2.8350. En cuanto a la dispersión de los datos, medida a través de la desviación estándar, se observa que esta oscila entre 0.7057 en la dimensión de Interés y 1.0067 en Disfrute en Soledad, mientras que la desviación estándar del puntaje total del instrumento es de 0.5568. Se destaca que todas las dimensiones

presentan un sesgo negativo, lo que implica que los puntajes tienden a concentrarse en la parte superior del espectro, con valores generalmente por encima del promedio. Respecto a la curtosis de los puntajes, las dimensiones de Interés y Creencias Irracionales exhiben valores positivos, lo que sugiere una distribución relativamente elevada, mientras que las demás dimensiones, incluido el puntaje total del instrumento, presentan valores negativos, indicando una distribución más aplanada o achatada.

Tabla 2. Estadística descriptiva por dimensiones de la escala de Gaudibilidad.

	Media	Desv Est	Sesgo	Curtosis
D1	3.2001	0.7057	-0.9929	1.0135
D2	2.4595	1.0046	-0.1605	-0.7553
D3	2.7197	0.9022	-0.4977	-0.2369
D4	2.6264	1.0067	-0.4798	-0.4493
D5	3.1387	0.8582	-1.0153	0.5611
D6	2.8656	0.8165	-0.5603	-0.2453
	2.8350	0.5568	-0.2759	-0.3403

El valor del coeficiente de correlación de Pearson, así como la significancia y el intervalo de confianza al 95% se reporta en la Tabla 3. De las 15 combinaciones posibles, sólo 2 reportan una significancia superior a 0.05 (D2 vs D6 y D2 vs D3), 1 reporta una significancia menor a 0.01

(D4 vs D6) y las otras 12 reportan significancias menores a 0.001; la mayor correlación reportada tiene un valor de 0.5149 (D1 vs D6) mientras que el menor coeficiente es de 0.0106 y corresponde a la comparación entre D2 y D3.

Tabla 3. Correlaciones entre dimensiones de la escala de Gaudibilidad.

	D6	D5	D4	D3	D2
D1	0.5149*** (0.4330,0.5884)	0.4048*** (0.3127,0.4893)	0.2552*** (0.1539,0.3512)	0.4051*** (0.3130,0.4896)	0.2711*** (0.1705,0.3660)
D2	0.0601 (-0.0457,0.1644)	0.3186*** (0.2205,0.4102)	0.3889*** (0.2956,0.4749)	0.0106 (-0.0949,0.1159)	
D3	0.3722*** (0.2777,0.4596)	0.2741*** (0.1736,0.3688)	0.2027*** (0.0994,0.3017)		
D4	0.1433** (0.0384,0.2450)	0.3726*** (0.2781,0.4600)			
D5	0.2865*** (0.1867,0.3805)				

Nota: *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

Para verificar la confiabilidad del modelo, se utilizaron los modelos de Alfa de Cronbach, el modelo de las dos mitades y omega, los resultados se muestran en la Tabla 4. Analizando los resultados del Alfa de Cronbach, se reporta que el valor del estadístico sin estandarizar es de 0.8455, con un intervalo de confianza al 95% que oscila entre 0.8210 y 0.8681; es valor del estadístico está dentro del rango considerado como aceptable por los autores del tema de confiabilidad y psicometría. Utilizando el método de las dos mitades, se evaluaron

todas las combinaciones posibles (1,352,078) y se obtuvo una confiabilidad mínima de 0.5247 y un máximo de 0.9304, con un promedio de 0.8512, similar al valor de Alfa de Cronbach. En la Figura 1 puede apreciarse la distribución de frecuencias de los valores de confiabilidad obtenidos a través de este algoritmo de tipo heurístico. Respecto a los coeficientes omega, el conjunto de datos analizado obtuvo un valor de ω^2 de 0.8796, lo cual significa que el modelo es capaz de explicar el 87.96% de la variabilidad total de los datos es atribuible a

los factores o dimensiones del modelo, mientras que el resto se puede considerar como error; adicionalmente, se obtuvo que el ω_h es de 0.5606,

lo que significa que el 63.7335% de la variabilidad del modelo es atribuible al factor general.

Tabla 4. Confiabilidad de la escala de Gaudibilidad.

Método	Indicador	Valor	
Alfa Cronbach	Sin Estandarizar	0.8455	
	Estandarizado (λ_3)	0.8512	
	IC 95%	Inferior	0.8210
		Media	0.8455
Superior		0.8681	
Dos Mitades	Máximo (λ_4)	0.9304	
	Media	0.8512	
	Mínimo (β)	0.5247	
	Cuantiles	2.5%	0.7756
		50.0%	0.8568
97.5%		0.8946	
Omega	Jerárquico (ω_h)	0.5606	
	Total (ω_t)	0.8796	

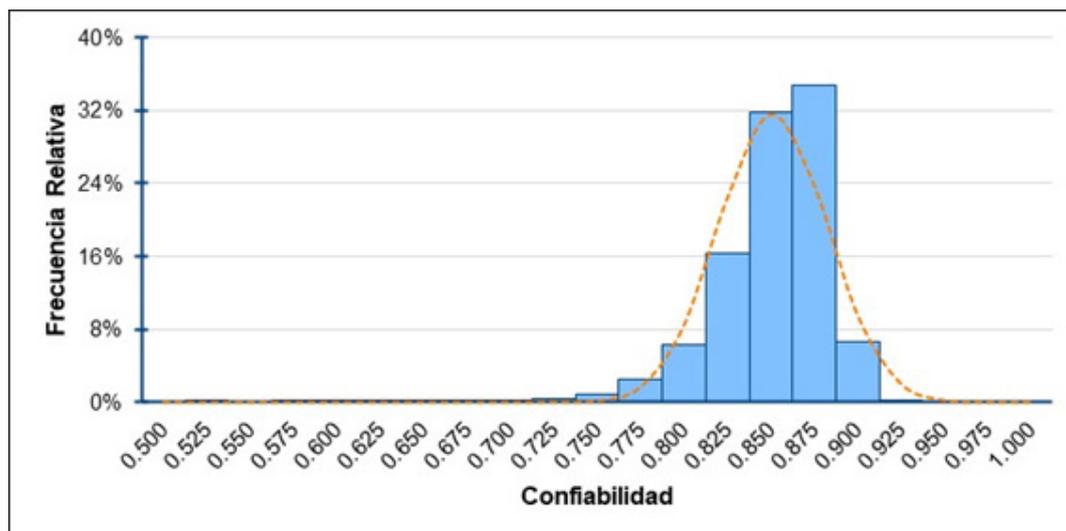


Figura 1. Distribución de frecuencia – indicador de confiabilidad.

El test KMO revela un valor promedio de la medida de adecuación de la muestra (MSA) de 0.8326, con un rango que varía entre 0.7672 para el ítem 18 y 0.9157 para el ítem 20. Estos valores indican que el grado de varianza común de los datos es adecuado, lo que confirma que el muestreo es apropiado y que es posible realizar un análisis de componentes principales (PCA). Por otro lado, el test de esfericidad de Bartlett muestra un valor de Chi cuadrado de 2,518.368 con 276 grados de libertad, y el valor de significancia o p-valor

es inferior al límite establecido, lo que permite concluir que las variables analizadas no están correlacionadas en la muestra y que el número de ítems es el correcto. Los resultados del Análisis de Componentes Principales (PCA) se presentan en la Tabla 5. Se observa que los primeros seis componentes tienen cargas factoriales superiores a 1, por lo que se decide incluir esa cantidad de componentes en el modelo. Con este conjunto, se explica el 58.19% de la variabilidad de los datos.

Tabla 5. Desglose del análisis de componentes principales y selección del modelo.

Componente	Análisis de Componentes Principales			Modelo Seleccionado	
	Carga Factorial	Varianza Explicada	Varianza Acumulada	Varianza Explicada	Varianza Acumulada
PC01	5.5698	0.2321	0.2321	0.3988	0.3988
PC02	2.8667	0.1194	0.3515	0.2053	0.6040
PC03	1.7071	0.0711	0.4227	0.1222	0.7263
PC04	1.3765	0.0574	0.4800	0.0986	0.8248
PC05	1.3189	0.0550	0.5350	0.0944	0.9193
PC06	1.1276	0.0470	0.5819	0.0807	1.0000
PC07	0.9190	0.0383	0.6202		
PC08	0.8219	0.0342	0.6545		
PC09	0.7400	0.0308	0.6853		
PC10	0.7238	0.0302	0.7155		
PC11	0.7080	0.0295	0.7450		
PC12	0.6637	0.0277	0.7726		

Una vez comprobada la factibilidad de desarrollar un modelo, se calculan los coeficientes de una rotación ortogonal usando el método varimax, cuyos resultados se muestran en la Tabla 6. A efectos prácticos, se muestran sólo el máximo valor para cada ítem. Cada uno de los 6

componentes del modelo coinciden con las 6 dimensiones del modelo EGAM24. Los promedios de los coeficientes oscilan entre 0.619 (D1) y 0.738 (D3); el factor mínimo tiene un valor de 0.411 y corresponde al ítem 20 (Dimensión 1 - Interés) 0.825 ítem 18 (Dimensión 3 - Imaginación).

Tabla 6. Rotación Ortogonal – Método Varimax.

Item	RC1 (D1)	RC2 (D2)	RC3 (D3)	RC4 (D5)	RC5 (D4)	RC6 (D6)
Media	0.619	0.732	0.738	0.674	0.718	0.628
Desv Est	0.155	0.006	0.092	0.065	0.056	0.130
Mínimo	0.411	0.726	0.619	0.588	0.640	0.483
Máximo	0.760	0.738	0.825	0.742	0.774	0.790

Con el análisis factorial confirmatorio (CFA por sus siglas en inglés) se determinaron los índices de bondad de ajuste que se muestran en la Tabla 7. Aquí se pudo determinar que el valor de los índices de ajuste comparativo (CFI) y de Tucker-Lewis (TLI) son 0.928 y 0.916, respectivamente. Adicionalmente, el RMSEA (root mean square error of approximation) tiene un valor de 0.045

con un intervalo de confianza al 90% entre 0.037 y 0.053; finalmente el SRMR (standardize root mean square residual) tiene un valor de 0.050; todos estos parámetros están dentro de los valores admitidos como normales o regulares, razón por la cual puede afirmarse que el modelo posee una estructura consistente o válida.

Tabla 7. Índices de bondad de ajuste para el modelo desarrollado.

Indicador	Valor	
CFI	0.928	
TLI	0.916	
RMSEA	Media	0.045
	IC90-Inf	0.037
	IC90-Sup	0.053
SRMR	0.050	

Para determinar si existen diferencias en los puntajes de cada dimensión según el sexo del encuestado, se realizó una prueba de diferencia de medias basada en la distribución t de Student, cuyos resultados se presentan en la Tabla 8. En todos los

casos analizados, se obtuvo un p-valor superior a 0.05, lo que indica que no existen diferencias significativas entre sexos en los puntajes de cada dimensión del modelo, ni en el puntaje total.

Tabla 8. Prueba de diferencia de medias para puntajes según sexo.

		D1	D2	D3	D4	D5	D6	Total
Media	F	3.2447	2.4911	2.8174	2.5656	3.2394	2.8670	2.8709
	M	3.1695	2.4378	2.6524	2.6683	3.0695	2.8646	2.8104
Varianza	F	0.5058	1.0727	0.8401	1.1149	0.6079	0.7576	0.3141
	M	0.4929	0.9695	0.7888	0.9446	0.8165	0.6075	0.3072
n	F	141	141	141	141	141	141	141
	M	205	205	205	205	205	205	205
Grados Libertad		344	344	344	344	344	344	344
Valor t		0.9711	0.4801	1.6656	-0.9180	1.8650	0.0261	0.9911
Significancia		0.3323	0.6315	0.0969	0.3594	0.0631	0.9792	0.3225

Para evaluar si el puntaje promedio de las dimensiones varía según la edad, se realizó un análisis de varianza, cuyos resultados se presentan en la Tabla 9. En todos los casos analizados, el valor

de p fue mayor a 0.05, lo que indica que no existen diferencias significativas entre los promedios por edad de las dimensiones del instrumento evaluado.

Tabla 9. Resultados de análisis de varianza - puntajes según edad.

Dimensión	F	p-valor
D1	1.2427	0.2249
D2	0.7552	0.7521
D3	0.6818	0.8292
D4	1.4255	0.1169
D5	1.1651	0.2886
D6	1.2607	0.2118
Total	0.7998	0.7006

Discusión

El análisis estadístico permitió determinar que el puntaje promedio de gaudibilidad fue de 68.04, un valor superior al reportado por Navarro et al., (2020) (60.70) y Padrós-Blásquez (2019) (58.14). Por otro lado, Figueroa et al. (2019) reportaron

una media de 30.47, pero al tratarse de una versión abreviada del instrumento con solo 10 ítems, este puntaje equivaldría a 73.13 en la versión completa, siendo este el mayor valor registrado entre los estudios consultados.

En cuanto a las propiedades psicométricas de la Escala de Gaudibilidad para Adultos de Morelia (EGAM) aplicadas a estudiantes universitarios, se obtuvo un puntaje KMO de 0.8326. Aunque este valor fue ligeramente inferior al 0.854 reportado por Flores y Timana (2021), continuó siendo adecuado para realizar análisis factoriales. Además, los valores de CFI y TLI, superiores a 0.9, fueron consistentes con los hallazgos de Aguilar y Flores (2020), lo que respaldó la validez interna del modelo empleado.

El coeficiente omega total alcanzó un valor de 0.8796, superando los resultados de Flores y Timana (2021) (0.871) y Aguilar y Flores (2020) (0.830). Estos valores indicaron una alta confiabilidad del modelo, capaz de explicar más del 80 % de la variabilidad total de los datos. Asimismo, el alfa de Cronbach obtenido fue de 0.8512, superior al 0.8064 reportado por Figueroa et al., (2019) y al 0.838 de Valdés-García et al., (2023), pero ligeramente inferior al 0.858 documentado por Padrós-Blázquez et al., (2021). Esto confirmó la elevada consistencia interna del instrumento, asegurando que sus resultados medían aspectos unidimensionales de manera precisa.

No se encontraron diferencias significativas en el puntaje total de gaudibilidad entre hombres y mujeres ($t_{344} = 0.9911$, $p = 0.3225$), resultado coincidente con Navarro et al., (2020) ($t_{102} = -0.145$, $p = 0.885$) y Figueroa et al. (2019). No obstante, Valdés-García et al. (2023) identificaron diferencias en subdimensiones específicas, como

creencias irracionales en mujeres (12.01 vs. 11.58) e interés (12.07 vs. 11.43) y concentración en hombres (8.39 vs. 7.28). En general, no se halló evidencia concluyente de que el sexo influya significativamente en la gaudibilidad, sugiriendo que otros factores, como el entorno y las experiencias previas, podrían ser más determinantes.

Del mismo modo, no se identificaron diferencias significativas en los niveles de gaudibilidad según la edad ($F_{18,327} = 0.7998$, $p = 0.7006$). Ninguno de los estudios consultados realizó análisis similares. Aunque el rango de edades en la muestra fue amplio, el hecho de que los participantes compartieran un entorno común como estudiantes universitarios pudo haber homogeneizado sus respuestas y comportamientos frente a los estímulos evaluados.

Un hallazgo relevante en la revisión de antecedentes fue el reportado por Navarro et al., (2020), quienes observaron diferencias significativas en los niveles de gaudibilidad según el grado de escolaridad ($F_{3,103} = 2.770$, $p < 0.0001$). Aquellos con escolaridad básica presentaron menores niveles de gaudibilidad ($M = 2.64$, $DE = 0.91$) en comparación con quienes poseían formación universitaria ($M = 3.82$, $DE = 0.59$). Esto sugiere que el nivel académico podría influir positivamente en la gaudibilidad, al proporcionar herramientas o experiencias enriquecedoras que potencien esta capacidad.

CONCLUSIONES

Los criterios de evaluación psicométrica de la Escala de Gaudibilidad para Adultos de Morelia (EGAM24) fueron establecidos para una población de ambos sexos, en un rango de edad entre 18 y 36 años, obteniendo parámetros adecuados para la población general. La validez del instrumento fue confirmada mediante la prueba KMO, que arrojó un puntaje de 0.8326, y el análisis factorial permitió corroborar los seis factores originales del modelo. Todos los ítems del instrumento presentaron cargas factoriales superiores al umbral mínimo requerido, por lo que no fue necesario realizar modificaciones o eliminar elementos del cuestionario.

La confiabilidad del instrumento quedó respaldada por los resultados del coeficiente alfa de Cronbach (0.8455), dos mitades (0.8512) y omega total (0.8796), todos dentro del rango considerado como aceptable. Además, los análisis realizados no evidenciaron diferencias significativas en el puntaje total de gaudibilidad en función del sexo ($t_{344} = 0.9911$, $p = 0.3225$) ni de la edad ($F_{18,327} = 0.7998$, $p = 0.7006$). Estos hallazgos sugieren que las características individuales, como sexo o edad, tienen una influencia limitada en la gaudibilidad, siendo las condiciones del entorno las que parecen ejercer un mayor impacto en este constructo.

Para investigaciones futuras, se recomienda explorar la incorporación de variables adicionales, como nivel socioeconómico o niveles de estrés, que puedan ampliar la comprensión del fenómeno de la gaudibilidad. Estas propuestas permitirían enriquecer tanto el marco teórico como el análisis empírico, fortaleciendo el uso del EGAM24 en contextos más diversos y específicos.

CONFLICTO DE INTERESES. La autora declara que no existe conflicto de intereses para la publicación del presente artículo científico.

REFERENCIAS

- Ato, M. y Vallejo, G. (2007). Diseños experimentales en psicología. Madrid: Pirámide
- Aguilar, M., y Flores, Z. (2020) Evidencias de validez y confiabilidad de la escala de gaudibilidad en universitarios. (Tesis Pregrado). Universidad César Vallejo: Perú. <https://hdl.handle.net/20.500.12692/53773>
- Cuadro, H. y Florenzano, R. (2003). El bienestar subjetivo: hacia una psicología positiva. *Revista de psicología de la universidad de chile*, 12(1), 80-98. Doi: 10.5354/0719-0581.2012.17380
- De La Fabián, R. y Stecher, A. (2018). Positive psychology and the enhancement of happiness: a reply to Blinkley. *Theory and psychology*, 28(3), 411-417. <https://doi.org/10.1177/0959354318772098>
- Domínguez, R. y Ibarra E. (2017). La psicología positiva: un nuevo enfoque para el estudio de la felicidad. *Razón y palabra*, 21(96), 660-679. <https://www.redalyc.org/pdf/1995/199551160035.pdf>
- Frende, M., Biedma, J., y Arana, M. (2017). Influencia de la percepción y metodologías docentes aplicadas en el rendimiento académico de los estudiantes de la asignatura de dirección de recursos humanos en las empresas turísticas. *Cuadernos de Turismo*; (39),149-166. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=398/39851043007>
- Fredrickson, B. y Joiner, T. (2018). Reflections on positive emotions and upward spirals. *Perspectives on psychological science*, 13(2), 194-199. <https://doi.org/10.1177/1745691617692106>
- Figueroa, M., Rivera, M., Sánchez, M. (2019) Felicidad y gaudibilidad en estudiantes universitarios de Nayarit (México). *Enseñanza e Investigación en Psicología*, Número Especial 2019. <https://revistacneip.org/index.php/cneip/article/view/60>

- Flores, M., y Timana, H. (2021). Análisis psicométrico de una escala de Gaudibilidad en estudiantes de universidades privadas de la ciudad de Piura, 2020. (Tesis Pregrado). Universidad César Vallejo: Perú. <https://hdl.handle.net/20.500.12692/61428>
- Gianelli, C. y Gentilucci, M. (2018). Reaching to Grasp Cognition: analyzing motor behavior to investigate social interaction. *Frontiers in psychology*, 9(1), 1-2. <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2018.01236/full>
- González, J., González, V., Ramírez, M., Salazar, J., Molina, J., Ortíz, D. y Villegas, A. (2018). Gaudibility and psychopathological symptoms in the Mexican population. *Scientific research publishing*; 9(1), 925 - 933. DOI: 10.4236/psych.2018.95057
- Herrera, D., Munar, Y., Molina, N., y Robayo, A. (2019). Desarrollo infantil y condición socioeconómica. Artículo de revisión. *Revista de la Facultad de Medicina*, 67(1), 145-152. <https://dx.doi.org/10.15446/revfacmed.v67n1.66645>
- Jiménez, J. (2017). Teoría de la socialidad como interacción: hacia un análisis social naturalista, universal e interaccional. *Cinta de moebio*; (59), 157-171. <https://doi.org/10.4067/s0717-554x2017000200157>
- Larsen, J. (2018). Comment: homing in on a balanced psychology. *Department of psychology*; 10(1), 61-61. <https://doi.org/10.1177/1754073917719326>
- Navarro, G., Peguero, T., Gutiérrez, L., y Padrós, F. (2020). Relación de la androgenia con la gaudibilidad y la escolaridad en población Michoacana. *Revista Electrónica De Psicología Iztacala*, 23(1). <https://revistas.unam.mx/index.php/rep/article/view/75392>
- Padrós, F., y Fernández, J. (2008). A proposal to measure a modulator of the Experience of enjoyment: The Gaudiebility Scale. *International journal of psychology and psychological therapy*. 8(3), 413-430. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=56080313>
- Padrós, F., Martínez, P. y Graff, A. (2014). Gaudiebility group therapy in depressed patients: a pilot study. *International journal of psychology and psychological therapy*; 14(1), 59-69. <https://pdfs.semanticscholar.org/4d6f/f667fe5dc3ef3a6cd18b6d117687ab64afc7.pdf>
- Padrós-Blázquez F, Sierra-Jiménez E, Martínez-Medina, M. (2019). Moduladores del disfrute (Gaudibilidad) en hipertensos vs normotensos. *Arch Med (Manizales)*; 19(2):208-5. DOI: <https://doi.org/10.30554/archmed.19.2.3299.2019>
- Pawelski, J. (2016). Defining the positive in positive psychology: part II. A normative analysis. *the journal of positive psychology*, 11(4), 357-365. <https://doi.org/10.1080/17439760.2015.1137628>
- Rosales, J. (2015). Percepción y Experiencia. *EPISTEME*; 35(2), 21-36. http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0798-43242015000200002&lng=es&tlng=es
- Seligman, M. (2005). La auténtica felicidad. Colombia: Imprelibros, S.A.
- Troncoso, C., Garay, B., y Sanhueza, P. (2016). Percepción de las motivaciones en el ingreso a una carrera del área de la salud. *Horizonte Médico (Lima)*; 16(1), 55-61. http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1727-558X2016000100008&lng=es&tlng=es
- Valdés-García, K., Sánchez-Loyo, L., Padrós Blázquez, F., Ambriz Delgadillo, L., & Hermosillo-De la Torre, A. (2023). Gaudibilidad y depresión en estudiantes universitarios de Coahuila. *Revista De Psicología De La Universidad Autónoma Del Estado De México*, 12(31), 120-137. doi:10.36677/rpsicologia.v12i31.21447
- Yamauchi, T. (2016). Body Growth and Life History of Modern Humans and Neanderthals from the Perspective of Human Evolution. Replacement of Neanderthals. *Modern Humans Series*, 285-291. doi:10.1007/978-4-431-55997-9_24

ACERCA DEL AUTOR

Celia Flor Quintana Ilanzo. Magister en Educación, Universidad Privada César Vallejo, Perú.