

Propiedades Psicométricas del Inventario AAQ-II de Evitación Experiencial en Universitarios Mexicanos y su Asociación con Ansiedad AAQ-II-8

Psychometric Properties of the AAQ-II Experiential Avoidance Inventory in Mexican University Students and Its Association with Anxiety

Bertha L. Nuño-Gutiérrez¹, Iliana Ofelia Poblano Sánchez²

1. Doctora en Psicología por la UNAM. Profesor-Investigador Titular en el Centro de Estudios e Investigaciones en Comportamiento, de la Universidad de Guadalajara. Línea de Investigación: Salud de Adolescentes y Jóvenes. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores e Investigadoras SNII Nivel II.
2. Licenciada en Psicología, Universidad del Valle de México, Maestra en Enseñanza del Inglés - Universidad IEXPRO. Profesora de la Escuela Normal Oficial de León, Guanajuato. Línea de investigación: estudio de la ansiedad y sus implicaciones para su formación docente. Fray Luis de Herrera S/N, Villa Insurgentes, 37220 León de los Aldama, Guanajuato, México. Teléfono 477 717 9088

Autor responsable de la correspondencia:

Bertha L. Nuño-Gutiérrez. CEIC-UDEG. Francisco de Quevedo 180, Col. Arcos Vallarta CP 44130, Guadalajara Jalisco. Teléfono: 33 3818 0730 Ext. 33311. Correo electrónico: bertha.nuno@academicos.udg.mx

Recibido 22 de agosto, 2025; Aceptado: 09 de septiembre, 2025

Resumen

El estudio tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas del Inventario AAQ-II que evalúa la Evitación Experiencial (EE), y su relación con la ansiedad (AN). Participaron 327 estudiantes universitarios de 18 a 41 años de la Escuela Normal Oficial de León. Se evaluó la EE mediante el AAQ-II y la ansiedad con el Inventario de Beck, aplicados vía Google Forms. Se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, se estimó la consistencia interna y se establecieron puntos de referencia para la EE. Se identificó una estructura unifactorial con ocho ítems que mostró buenos índices de ajuste y una consistencia interna adecuada ($\omega = .85$). El promedio de EE fue 11.26 y el de AN 11.35, sin diferencias significativas entre hombres y mujeres. Se encontró una correlación positiva y significativa entre EE y AN, con un tamaño de efecto grande. En conclusión, el AAQ-II-8 demostró buenas propiedades psicométricas, validando su estructura unifactorial y confiabilidad, por lo que se recomienda su uso como instrumento de auto-reporte para evaluar la evitación experiencial, además de sugerir continuar con estudios en poblaciones clínicas para ampliar su validación.

Palabras clave: evitación experiencial, AAQ-II, psicometría, ansiedad, estudiantes universitarios

Abstract

The aim was to analyze the psychometric properties of the AAQ-II Inventory of Experiential Avoidance (EA) and its relationship with anxiety (AN). An instrumental study was carried out with the participation of 327 university students from 18 to 41 years old, enrolled at the Escuela Normal Oficial de León. EA was evaluated by means of the AAQ-II, and anxiety by means of Beck's inventory. Both instruments were applied through a Google Forms questionnaire. Exploratory and confirmatory factor analyses were performed, internal consistency was estimated and benchmarks were established for EA. Subsequently, the association of EA with AN was evaluated by linear correlation and Spearman's correlation. Three factor solutions of EA were estimated and the structure demonstrated that the fit indices corresponded to a single factor composed of eight items. The confirmatory analysis also showed appropriate fit indices and its internal consistency was adequate ($\omega = .85$). A positive linear correlation was observed between AN and EA, as well as a positive and significant Spearman's correlation with a large

effect size. In conclusion, the AAQ-II-8 inventory showed adequate psychometric properties, with a unifactorial structure of eight items and good fit indices. Its use is encouraged as a self-report instrument for the assessment of EA and further evaluation of psychometric properties in clinical populations is recommended.

Keywords: experiential avoidance, AAQ-II, psychometrics, anxiety, university students

Introducción

Debido al impacto de la tercera ola de terapias conductuales en general, y de la Terapia de Aceptación y Compromiso en particular (ACT), los constructos de aceptación, evitación experiencial (EE), flexibilidad e inflexibilidad psicológica han recibido una creciente atención tanto científica como clínica en los últimos 15 años (Wolgast, 2014).

La (EE), también conocida como inflexibilidad psicológica, hace referencia al esfuerzo por eludir pensamientos, emociones y sensaciones negativas derivadas de experiencias vitales adversas con las que no se desea interactuar, tales como sensaciones corporales, recuerdos, pensamientos, emociones o predisposiciones conductuales (Hayes, 2019). Como consecuencia, se prefiere adoptar estrategias de evitación para alterar la forma, frecuencia o contexto en que estas experiencias ocurren (Valencia, 2018). En contraposición, la flexibilidad psicológica permite a la persona aproximarse al malestar psicoemocional con apertura, permitiendo su exploración sin emitir juicios (Hayes, 2019).

La EE incluye principalmente dos formas de evitación; la supresión y el escape situacional. La supresión implica el esfuerzo consciente por controlar o eliminar las experiencias internas no deseadas, como pensamientos, emociones, recuerdos o sensaciones físicas. Por su parte, el escape situacional se refiere a la modificación de factores contextuales asociados a experiencias personales desagradables (Wang et al., 2024).

Desde la perspectiva de la ACT, se busca que las personas acepten aquellas experiencias que intentan evitar, con el objetivo de reorientar su vida en función de sus valores y propósitos. Esto supone un cambio en la forma de concebir la inflexibilidad psicológica, que no sólo implica reducir la supresión de estímulos con funciones aversivas, sino también reconocer la importancia de las funciones apetitiva y motivacional de las experiencias, lo cual representa un enfoque más inclusivo e integrador (Pérez-Rodríguez y García-Babiano, 2019).

Aunque la conducta evitativa puede parecer eficaz a corto plazo, su persistencia, tiende a limitar la vida cotidiana de las personas e incrementar el malestar inicial. La EE no es intrínsecamente negativa, sin embargo, se torna problemática cuando la persona, en lugar de emprender acciones significativas y alineadas a sus valores y propósito, se enfoca en evitar eventos privados desagradables (Calle-Abarca, 2021).

La EE se convierte en un ciclo recurrente vinculado con la disposición verbal que clasifica las experiencias como

positivas o negativas (Benavides-Paredes y Cueva-Rubio, 2024). En este proceso, se busca eliminar el malestar de forma expedita utilizando estrategias previamente aprendidas. Inicialmente estas conductas evitativas son conscientes y operan en el corto plazo, pero con el tiempo se automatizan y se consolidan como patrones crónicos de conducta, afectando la flexibilidad psicológica y restringiendo diversas áreas interpersonales y el desempeño laboral (Benavides-Paredes y Cueva-Rubio, 2024).

Diversas investigaciones respaldan la asociación entre EE y problemáticas psicológicas. Por ejemplo, se ha demostrado que el uso excesivo de internet puede funcionar como una estrategia para evitar experiencias indeseables, lo que a su vez genera desajustes psicosociales y aumenta el riesgo de depresión y ansiedad social (González-Santos et al., 2021). De manera similar, se ha identificado que uno de los criterios diagnósticos del trastorno por adicción a los videojuegos se relaciona directamente con la EE, ya que el comportamiento adictivo cumple la función de evadir estados emocionales negativos (Ruiz-Ruano et al., 2020).

La EE se ha vinculado con una amplia gama de trastornos psicológicos y condiciones clínicas, incluyendo las adicciones, trastornos de ansiedad, anorexia, bulimia, trastornos del control de impulsos, trastornos afectivos, síntomas psicóticos, duelo, trastorno de estrés postraumático, y enfermedades físicas como la diabetes mellitus, el cáncer y la epilepsia, en las cuales se manifiesta dolor físico y malestar emocional (Guerrero, 2023). También se ha documentado su presencia en poblaciones no clínicas, como estudiantes universitarios, donde se ha asociado con síntomas de depresión y ansiedad (Velásquez-Centeno et al., 2018; Patrón-Espinosa, 2010).

Asimismo, se ha identificado a la EE como un factor relevante en la ejecución de conductas autolesivas, ideación y comportamiento suicida. En estos casos, la persona busca eliminar de manera inmediata pensamientos y emociones angustiantes, evitando situaciones, actividades o personas relacionadas (Angelakis & Gooding, 2021).

Un metanálisis realizado por Hayes et al. (2004), que incluyó 32 estudios y 6,628 participantes, que evaluó la relación entre la EE y diversas medidas de bienestar psicológico, psicopatología y calidad de vida, identificó que la EE -evaluada mediante el AAQ-II- explicó entre el 16% y 28% de la varianza en estos indicadores de salud mental.

Otro estudio, que exploró la relación entre la EE con la violencia durante el noviazgo, encontró correlaciones positivas con desapego ($r = .364$; $p = .0001$), violencia sexual ($r = .293$, $p = .001$), coerción ($r = .299$, $p = .001$), humillación ($r = .261$, $p = .003$), violencia de género ($r = .308$, $p = .000$), violencia física ($r = .190$, $p = .034$) y castigo emocional ($r = .223$, $p = .013$). Se concluyó que las víctimas tienden a evitar conductas desagradables, lo que incrementa su sufrimiento a largo plazo (Sotelo-Narváez et al., 2022).

Otras investigaciones, han relacionado la EE con la probabilidad de recaída en el consumo de sustancias (Stewart et al., 2002) y con la gravedad de trastornos como la

ansiedad generalizada (Roemer et al., 2005). Asimismo, una investigación correlacional entre EE, insomnio y rumiación en adolescentes reportó correlaciones positivas entre los puntajes de los cuestionarios AAQ-II, RRS e ISI, así como diferencias significativas por sexo (Ortega-Alcaraz, 2021).

Dada la relevancia de evaluar la EE en el ámbito de la salud mental y la psicoterapia, resulta esencial contar con instrumentos psicométricamente válidos. En la literatura revisada se identificaron tres instrumentos disponibles en español:

Este es el número 1 de Aceptación y Acción (AAQ). Este es el instrumento más ampliamente utilizado para medir la inflexibilidad psicológica. La primera versión se publicó en 2004, pero presentó problemas de comprensión y fiabilidad. En consecuencia, fue ajustado y se desarrolló una nueva versión de diez ítems, el AAQ-II, que demostró una mayor consistencia interna y fue publicada en inglés en 2011 (Thompson et al., 2019). La comparación entre ambas versiones evidenció una superioridad psicométrica del AAQ-II sobre la versión original (Bond et al., 2011). Este inventario ha sido traducido a múltiples idiomas y es utilizado internacionalmente (Wolgast, 2014). En México, Patrón-Espinosa (2010) realizó una adaptación del AAQ-II con diez ítems para población yucateca, encontró una estructura unidimensional con una varianza explicada del 51.2 % y una consistencia interna de $\alpha = .89$, similar a la versión original en inglés ($\alpha = .85$). Sin embargo, esta versión mexicana no incluye un análisis factorial confirmatorio, lo cual limita su rigor metodológico, aunque sigue siendo ampliamente utilizada en el ámbito clínico en México.

1. **Cuestionario Multidimensional de Evitación Experiencial (MEAQ).** Desarrollado por Gámez et al. (2011), este instrumento está compuesto por 62 ítems agrupados en seis factores. En general, las subescalas del MEAQ presentan una buena consistencia interna, con un promedio de $\alpha = .83$ y correlaciones interítem que oscilan entre .25 y .42 ($M = .33$). La consistencia interna total del MEAQ se sitúa entre $\alpha = .91$ y .92. Aunque no existe una adaptación específica para la población mexicana, se ha validado una versión en español para población general en Buenos Aires, Argentina, que conserva los seis factores originales y reduce el número de ítems a 46. Esta versión reportó una consistencia interna de $\alpha = .91$; $\omega = .976$ (Cremades et al., 2024).
2. **Escala de Evitación Cognitivo-Conductual (CBAS).** Este instrumento evalúa la evitación disposicional a través de 31 ítems que exploran diversas estrategias conductuales y cognitivas para enfrentar problemas. Fue desarrollada originalmente en inglés y ha mostrado evidencia de validez y fiabilidad en muestras de estudiantes universitarios, aunque aún no se ha evaluado en población clínica con diagnóstico de depresión (Ottenbreit et al., 2014). En su adaptación al español, realizada con una muestra de 340 estudiantes entre 17 y 30 años (Hernández-Guzmán et al., 2009),

no se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio. Los ítems se distribuyeron en cuatro factores: conductual/social, conductual/no social, cognitiva/social y cognitiva/no social. Los coeficientes alfa de Cronbach fueron de .89 y .87 para las dimensiones conductuales, y de .64, .68 y .63 para las cognitivas y no sociales, respectivamente.

El estudio actual

El objetivo del presente estudio fue evaluar las propiedades psicométricas del Inventario AAQ-II de Evitación Experiencial y su asociación con ansiedad. Se planteó la hipótesis que la EE presentaría una correlación positiva y significativa con los niveles de AN.

MÉTODO

Diseño y Participantes

Se llevó a cabo un estudio instrumental-psicométrico (Lloret-Segura et al., 2014) en enero de 2025, con una muestra conformada por 327 universitarios de entre 17 – 41 años provenientes de la Escuela Normal Oficial de León. El criterio de inclusión fue estar inscritos en la escuela sede. Se excluyó a los jóvenes que no asistieron a clases el día de la recolección de datos. No se establecieron criterios de eliminación adicionales.

Instrumentos

Características Sociodemográficas de la Población.

Se recabó información sobre edad (en años), sexo (femenino o masculino), licenciatura que cursaba.

Inventario de Evitación Experiencial (AAQ-II).

Se utilizó la versión en español de 10 ítems adaptada por Patrón-Espinosa (2010). Originalmente, esta escala emplea siete opciones de respuesta tipo Likert (1 = completamente falso a 7 = completamente cierto). Sin embargo, en este estudio se redujo a tres opciones: 1 = falso, 2 = a veces falso y 3 = cierto. Esta modificación respondió a evidencia empírica que indica que un número elevado de opciones puede afectar negativamente las propiedades psicométricas de las escalas Likert (Matas, 2018). Asimismo, desde la práctica clínica, se ha observado que los consultantes presentan confusión al seleccionar entre siete opciones de respuesta.

Inventario de Ansiedad de Beck (BAI).

Se utilizó la versión adaptada para población mexicana por Robles et al. (2001), compuesta por 20 ítems que evalúan síntomas de ansiedad en la última semana, agrupados en dos factores: somático y cognitivo. La consistencia interna reportada es de $\alpha = .90$. El puntaje total se interpreta en rangos: mínima (0–5), leve (6–15), moderada (16–30) y severa (31–63) (Padrós-Blázquez et al., 2020).

Procedimiento

La recolección de datos se realizó en la institución educativa, con autorización previa de la Dirección General y el respaldo del Departamento de Tutoría. El cuestionario fue administrado a través de un formulario en Google Forms, distribuido por medio de los jefes de grupo. Los estudiantes lo completaron utilizando sus teléfonos móviles. La aplicación se realizó en aulas con grupos de entre 30 y 40 estudiantes. Los tutores de grupo, capacitados previamente en el contenido del formulario, supervisaron y apoyaron la aplicación. El tiempo estimado de llenado fue de 20 minutos.

Análisis de Datos

La base de datos de 327 participantes se dividió en dos mitades de forma aleatoria. Con la primera se realizó el análisis factorial exploratorio (AFE) con el propósito de construir la estructura factorial en el programa JASP (JASP, 2022). Al considerar la naturaleza ordinal de las variables, se analizó con la matriz de correlaciones policóricas y se verificó su posible factorización mediante el indicador Kaiser Meyer Olkin (KMO) con valores $\geq .8$, y se constató que los valores en la prueba de Bartlett fueran estadísticamente significativos. Se procedió a la interpretación de la matriz rotada mediante el método. Se consideraron factores válidos aquellos que retuvieron al menos tres ítems con cargas $\geq .4$, y sin cargas equivalentes en otros factores. La bondad de ajuste se valoró como aceptable al obtener valores $\chi^2 < .05$, RMSEA $\leq .08$, CFI $\geq .95$, GFI $\geq .95$ y AGFI $\geq .90$ y TLI $> .90$ (Brown, 2015).

Posteriormente con la segunda base de datos se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) en el software JASP versión 0.19.1.0, con el propósito de confirmar la estructura factorial identificada. Se estimaron las discrepancias mediante el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente, el cual es adecuado para los niveles de medición ordinales. La bondad de ajuste se consideró adecuada al obtener valores de $\chi^2 \geq .5$, RMSEA $\leq .08$, CFI $\geq .95$, GFI $\geq .90$ y SRMR $\leq .08$. La consistencia interna de la escala se evaluó en cada factor a través de la fórmula Omega de McDonald en JAPS cuyos valores aceptables son entre .70 y .90.

Siguiendo las recomendaciones metodológicas de Boateng et al. (2018), se evaluó la validez convergente mediante la asociación entre EE y ansiedad (AN). Se realizaron pruebas de normalidad (Kolmogorov-Smirnov) y homogeneidad de varianzas (Levene), encontrando que los datos no seguían una distribución normal. Por tanto, se aplicaron pruebas no paramétricas: la prueba de Mann-Whitney para comparar EE entre mujeres y hombres, y la prueba de Kruskal-Wallis para comparar EE en función de los niveles de ansiedad, con corrección de Tukey. Se consideró un nivel de significación de $p \leq .05$.

También se realizó un análisis de correlación de Spearman entre EE y ansiedad. Posteriormente, se estimó un modelo de regresión lineal, en el que la variable independiente fue la ansiedad y la dependiente la EE. Se calculó el tamaño del efecto como una medida objetiva de la magnitud de las

asociaciones, utilizando los criterios de Cohen (1988): $d = .20$ (pequeño), $.50$ (medio), $.80$ (grande), y omega cuadrada (ω^2): $< .01$ (nulo), $= .01$ (pequeño), $= .06$ (medio), $= .14$ (grande). Los efectos medianos y grandes permiten inferencias más sólidas sobre la generalización de los hallazgos (Field, 2009).

Consideraciones Éticas

El estudio cumplió con las disposiciones de la Ley General de Salud en Materia de Investigación y fue autorizado por las autoridades de la institución participante. Se solicitó el consentimiento informado de forma electrónica, el cual se desplegaba previo al inicio de la encuesta. Este consentimiento incluía información general sobre los objetivos y alcances del estudio. No se recolectaron datos personales como nombres o correos electrónicos, y la participación fue completamente voluntaria. Además, se proporcionó una dirección electrónica para solicitar apoyo psicológico. Como resultado, se recibieron 52 solicitudes, y se conformó un grupo de atención psicoterapéutica para el tratamiento de la ansiedad.

RESULTADOS

Se incluyó una muestra de 327 universitarios de la Escuela Normal Oficial de León, Guanajuato, con edades comprendidas entre 17 - 41 años ($M = 20.54$; $DE \pm 2.98$). El 80% de la muestra fueron mujeres y el 20% fueron hombres (Tabla 1).

Tabla 1. Características Sociodemográficas de los Participantes

Característica	Frecuencia	%
Sexo		
Femenino	262	80
Masculino	65	20
Edad		
17 – 19	141	43.1
20 – 25	167	51.1
26 – 30	15	4.6
31 – 41	4	1.2
Promedio (M)	20.52	
Licenciatura		
Preescolar	22	6.7
Primaria	287	87.8
Inclusión educativa	18	5.5
Semestre		
Segundo	153	46.8
Cuarto	89	27.2
Sexto	85	26

Análisis Factorial Exploratorio

Con la primera submuestra ($n = 164$), se estimaron tres soluciones factoriales para el inventario AAQ-II. En la primera, se ingresaron los 10 ítems originales y se identificaron cuatro factores, pero cada uno de estos con sólo dos reactivos, lo

cual no cumple con los criterios psicométricos mínimos para una solución (RMSEA =.09, IC 90% [.06 - .12], SRMR = .01, TLI = .92, CFI = .98, BIC = -191.124).

En la segunda solución factorial se incluyeron los 10 ítems y se forzó a un sólo factor, pero los índices de ajuste tampoco fueron adecuados (RMSEA =.16, IC 90% [.15 - .18], SRMR=.76, TLI =.76, CFI=.81, BIC= 151.986).

En la tercera solución, se eliminaron los ítems 1 < puedo recordar algo desagradable sin que esto me cause molestia> y

el ítem 10 < mis preocupaciones obstaculizan mi superación> por presentar cargas factoriales <.40 siguiendo los criterios de Lloret-Segura et al. (2014). Esta solución con ocho ítems mostró propiedades psicométricas adecuadas (KMO = .85 prueba de esfericidad de Bartlett = $\chi^2 = 1651.446$ g. l. = 28, $p \leq .001$). Los índices de ajuste fueron satisfactorios apropiados para un factor RMSEA = .08, IC 95% [.07 - .09]; SRMR = .08; TLI = .91; CFI = .83; BIC = 178.731. La varianza explicada fue del 56%.

Tabla 2. Análisis Factorial Exploratorio del AAQ-II de Evitación Experiencial-8

Ítem	Carga factorial
E2 Mis recuerdos y experiencias dolorosas me dificultan vivir una vida que pudiera valorar	.77
E3 Evito o escapo de mis sentimientos	.75
E4 Me preocupa no poder controlar mis sentimientos y preocupaciones	.78
E5 Mis recuerdos dolorosos me impiden tener una vida plena	.70
E6 Mantengo el control de mi vida	.56
E7 Mis emociones me causan problemas en la vida	.76
E8 Me parece que la mayoría de la gente maneja su vida mejor que yo.	.71
E9 Mis preocupaciones obstaculizan mi superación	.79

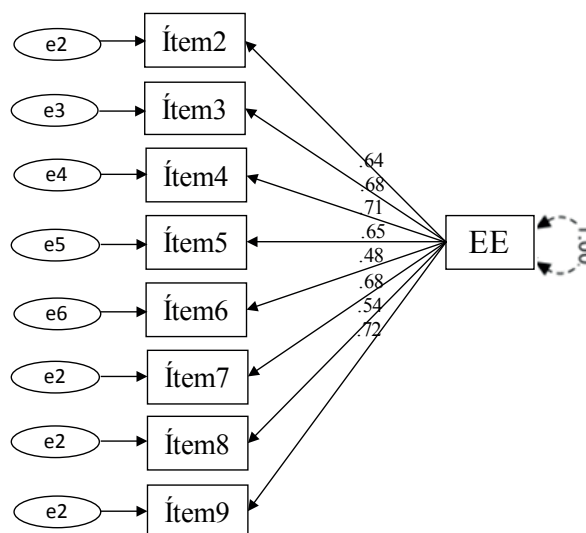
Nota: n= 164. El método de extracción fue oblimin promax.

Análisis Factorial Confirmatorio

Con la segunda base de datos que incluyó 163 participantes se realizó en AFC que se presenta en la Figura 1. Mostró índices de bondad de ajuste adecuados: $\chi^2 = 978.553$, g.l.= 28, $p \leq .001$, CFI= .88,

RMSEA= .08 IC 90% [0.8- .089], SRMR= .04, GFI=.97 TLI=.89. Todos los reactivos mostraron cargas estadísticamente significativas sobre sus factores, con valores de .40 – .56, valores de z entre 8.67 – 13.96 y niveles de $p = \leq .001$. La consistencia interna de $\omega = .85$.

Figura 1. Análisis Factorial Exploratorio del AAQ-II de Evitación Experiencial-8



Nota: n=163

Asociación de la Evitación Experiencial con la Ansiedad

La media de EE para la muestra fue 11.26 DE± 3.7 con un rango de 8.11 – 23.33. Aunque la media de las mujeres fue de 11.35 DE± 3.5 y para los hombres de 10.89 DE± 3.0, la diferencia no fue estadísticamente significativa ($U=8985.500$, g.l.= 161, $p = .48$ $d= .05$). La media de ansiedad fue de 12.74 DE± 10.74 y tampoco se identificaron diferencias significativas entre hombres (11.75) y mujeres (13) ($U=9305.000$, g.l. 161, $p = .24$).

En la Tabla 3 se presentan la prueba de hipótesis con la prueba Kruskal-Wallis con las medias de EE de acuerdo a los puntos de corte de AN. Se puede observar que conforme

progresa la categoría de AN, se incrementa la EE. Dado que esta prueba fue significativa, se estimó la prueba post-hoc par por par con corrección de Turkey, para identificar dónde estaban las diferencias. Se identificó diferencia significativa en todos los seis pares: ansiedad mínima – leve ($T= -4.457$, $p= .001$, $d=.60$ efecto mediano), ansiedad mínima – moderada ($T= -2.312$, $p= .001$, $d= 1.56$ efecto grande), ansiedad mínima – severa ($T= -7.434$, $p= .001$, $d= 2.70$ efecto grande); ansiedad leve – moderada ($T= -2.643$, $p= .001$, $d= .97$ efecto grande); ansiedad leve – severa ($T= -5.765$, $p= .001$, $d=2.095$ efecto grande); ansiedad moderada – severa ($T= -3.122$, $p= .001$, $d= 1.135$ efecto grande);

Tabla 3. Prueba de Hipótesis de la Evitación Experiencial y la Clasificación de la Ansiedad

Ansiedad								Prueba de Hipótesis			
Mínima		Leve		Moderada		Severa		Estadístico ¹	<i>p</i>	TE	Interpretación
M	DE	M	DE	M	DE	M	DE				
8.9	2.2	10.6	2.7	13.3	3.1	16.4	2.9	66.965	.001	.37	grande

Nota: 1 Prueba Kruskal-Wallis. TE = tamaño del efecto. En el texto se presentan los valores de la prueba post-hoc

Se estimaron puntos de corte mediante percentiles para tres grupos: EE alta flexibilidad [de 8 – 9], moderada flexibilidad [10 – 12] y baja flexibilidad [13 – 24]. En la Tabla 4 se presentan las medias de AN de acuerdo a los tres tipos de EE con diferencias significativas en la prueba Kruskal-Wallis con un

tamaño de efecto grande. La prueba post-hoc (par por par) con corrección de Turkey, retuvo las diferencias; mínimo – moderado ($T= -3.499$, $p= .01$, $d= .39$ efecto pequeño); mínimo – severo ($T= -11.550$, $p= .001$, $d= 1.58$ efecto grande); y moderado – severo ($T= -9.076$, $p= .001$, $d= 1.195$ efecto grande);

Tabla 4. Prueba de Hipótesis de los Puntos de Corte de Ansiedad y Tipos de Evitación Experiencial

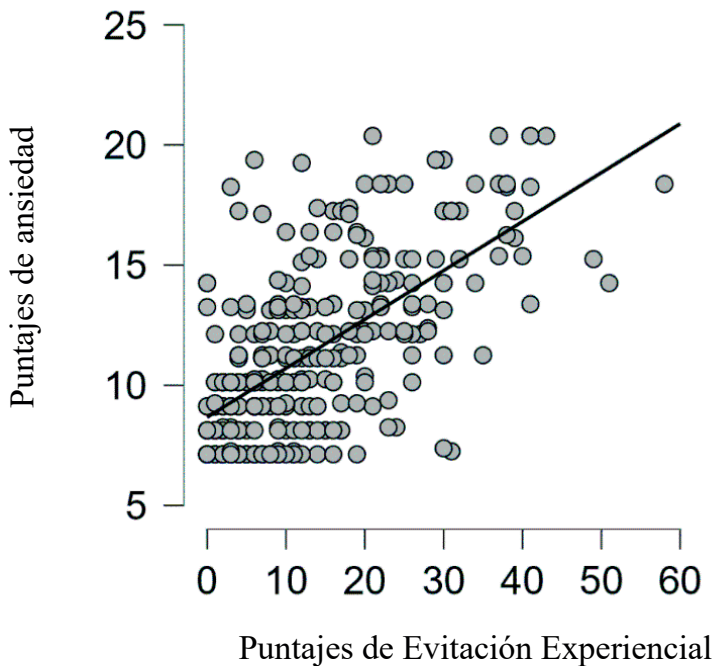
Media de Ansiedad	Tipo de evitación experiencial						Prueba de Hipótesis			
	Mínima n= 96		Moderada n=113		Severa n= 118		H^1	<i>p</i>	ω^2	Interpretación
	M	DE	M	DE	M	DE				
	6.45	6.53	9.95	7.15	20.58	11.65	106.507	<.0001	.31	grande
Tipo de ansiedad	Tipo de evitación experiencial						χ^2			
	Mínimo		Moderado		Severo					
	Mínima	55	31	9					.0001	
	Leve	32	59	34						
	Moderada	8	22	53						
Severa	1	1	22							

Nota: Puntaje mínimo y máximo de AAQQII-8: [8 – 24]. Interpretación de los puntos de corte: mínima evitación experiencial de 8 a 9; moderada de 10 a 12 y severa de 13 a 24. Los valores de la prueba post-hoc se presenta en el texto.

1 Prueba Kruskal-Wallis. ω^2 = omega cuadrada para el tamaño del efecto.

Se estimó una correlación lineal positiva entre AN como variable independiente y EE como variable dependiente. La R^2 explicó el 47% ($p = <.001$) y la correlación de Spearman fue .62, $p = <.001$ IC 95% [.54 - .68]. En ambos el tamaño del efecto fue de .72, grande (Figura 2).

Figura 2. Correlación de Spearman Entre Evitación Experiencial y Ansiedad



Nota: El gráfico muestra la relación positiva significativa entre los puntajes de evitación experiencial y ansiedad en la muestra de estudiantes universitarios ($\rho = .62$, $p < .001$), indicando que, a mayor evitación experiencial, mayores niveles de ansiedad.

DISCUSIÓN

El presente estudio evaluó las propiedades psicométricas del AAQ-II en su versión abreviada de ocho ítems, agrupados en un solo factor y con un formato de respuesta de tres opciones. Los resultados obtenidos en los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio, así como la consistencia interna, indicaron que esta versión adaptada del instrumento es adecuada para evaluar la evitación experiencial (EE) en población universitaria mexicana. Por tanto, el AAQ-II-8 se posiciona como una herramienta útil de auto-reporte para la detección rápida y confiable del nivel de EE.

Durante el análisis, se exploraron tres soluciones factoriales. La solución óptima fue la tercera, compuesta por ocho ítems, que presentó una estructura unifactorial con índices de ajuste apropiados. Esta estructura es congruente con otros estudios que han reportado versiones abreviadas del AAQ-II, como la versión de siete ítems validada

por Paladines-Costa et al. (2021), Wolgast (2014), Ruiz et al. (2013) y Roemer et al. (2005), las cuales también han mostrado alta confiabilidad interna ($\alpha = .90$). No obstante, en este estudio se decidió conservar el ítem 6 <Mantengo el control de mi vida>, excluido en otras validaciones, debido a su contribución significativa a la estabilidad estructural del instrumento.

A pesar de que la versión mexicana del AAQ-II de Patrón-Espinosa (2010) ha sido ampliamente utilizada en entornos clínicos y académicos, carecía de un análisis factorial confirmatorio, lo que justificaba la necesidad de revisar su validez estructural. La adaptación actual, con tres opciones de respuesta en lugar de siete, fue diseñada para facilitar su aplicación, basándose en evidencia empírica (Matas, 2018) y en observaciones clínicas que señalan dificultades de los pacientes al discriminar entre múltiples opciones de respuesta. A pesar de esta modificación, la consistencia interna del AAQ-II-8 ($\omega = .85$) se mantuvo en niveles comparables a los reportes originales en español (Patrón-Espinosa, 2010; Paladines-Costa et al., 2021), lo que sugiere que la reducción en el número de opciones no comprometió la fiabilidad del instrumento.

La estructura unidimensional observada también es consistente con la literatura internacional (Bond et al., 2011; Wolgast, 2014; Hayes et al., 2004), que respalda la conceptualización de la EE como un constructo global. Asimismo, la varianza explicada y la consistencia interna obtenidas en este estudio se ubican dentro de los rangos previamente reportados ($\alpha = .85 - .90$).

En cuanto a los niveles de EE, los resultados de esta investigación fueron similares a los valores normativos estimados en el percentil 60 por Patrón-Espinosa (2010). Sin embargo, se observó que los participantes con ansiedad severa presentaron puntuaciones de EE por encima del percentil 90, lo que enfatiza la relevancia clínica del constructo y la necesidad de intervenciones basadas en la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT) (Hayes, 2019; Ruiz-Sánchez et al., 2019).

La hipótesis de trabajo que planteaba una relación positiva entre la EE y la ansiedad fue confirmada. Se identificó una correlación de Spearman de .62, similar a la reportada por Paladines-Costa et al. (2021) (.59) y superior a la reportada por Patrón-Espinosa (2010) (.47). Además, el modelo de regresión lineal indicó que la EE explicó el 47% de la varianza en los niveles de ansiedad, con un tamaño del efecto grande, lo cual refuerza la asociación entre ambos constructos.

Asimismo, se propusieron puntos de corte basados en percentiles para clasificar a los participantes en tres niveles de flexibilidad psicológica: baja, moderada y alta flexibilidad. Estos niveles mostraron diferencias significativas en los niveles de ansiedad, siendo la baja flexibilidad (alta EE) un indicador consistente de mayor sintomatología ansiosa, en línea con hallazgos previos (Paladines-Costa et al., 2021; Patrón-Espinosa, 2010). Esta propuesta de clasificación

aporta una herramienta útil para la evaluación y seguimiento de pacientes en entornos clínicos.

Entre las limitaciones del estudio, se reconoce que la muestra estuvo compuesta por población general no clínica. Sin embargo, el instrumento fue capaz de discriminar adecuadamente entre los niveles de ansiedad, lo cual sugiere su potencial aplicabilidad en contextos clínicos. Estudios futuros deberían replicar estos hallazgos en poblaciones clínicas para fortalecer la validez externa de la herramienta.

En términos de aplicaciones, el AAQ-II-8 puede ser empleado tanto en investigación como en la práctica clínica para evaluar el grado de EE en personas con malestar emocional, facilitar la toma de decisiones terapéuticas, y monitorear el progreso del tratamiento. Además, puede ser útil para estudiar su asociación con otros trastornos psicopatológicos o indicadores de bienestar emocional.

Conclusión

La presente validación del AAQ-II de ocho ítems demuestra que se trata de una medida psicométricamente confiable para evaluar la evitación experiencial en población universitaria mexicana. Su estructura unifactorial, consistencia interna y asociación con la ansiedad respaldan su utilidad como herramienta de evaluación. La identificación de diferentes niveles de flexibilidad psicológica también contribuye al diseño de intervenciones más precisas y a una mejor comprensión del funcionamiento emocional de los individuos. Se recomienda la aplicación del AAQ-II-8 en contextos clínicos específicos, por ejemplo, particularmente útil en la identificación temprana de patrones inflexibles en jóvenes con sintomatología ansiosa.

REFERENCIAS

- Amador-Zavala, L., Martínez-Suárez, E., & Padrós-Blázquez, F. (2024). La escala AAQ-II de evitación experiencial en población masculina penitenciaria de México: un estudio psicométrico. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 27(3), 932-945. <https://www.iztacala.unam.mx/carreras/psicologia/psiclin/vol27num3/Vol27No3Art1.pdf>
- Angelakis, I., & Gooding, P. (2021). Experiential avoidance in non-suicidal self-injury and suicide experiences: A systematic review and meta-analysis. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 51(5), 978-992. <https://doi.org/10.1111/sltb.12784>
- Benavides-Paredes, S., & Cueva-Rubio, M. (2024). Niveles de ansiedad y evitación experiencial en servidores públicos. *Revista Científica de Salud*, 4(5), 255-264. <https://soeici.org/index.php/biosana/article/view/329/557>
- Boateng, G., Neilands, T., Frongillo, E., Melgar-Quinonez, H., & Young, S. (2018). Best practice for developing and validating scales for health, social and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health*, 6, 1-18. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>
- Bond, F. W. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: a revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42(4), 676-688. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
- Calle-Abarca, C. (2021). Evitación experiencial y ansiedad en deportistas de alto rendimiento. *MLS Psychology Research*, 4(2), 21 - 35. HYPERLINK "<https://doi.org/10.33000/mlspr.v4i2.607>" <https://doi.org/10.33000/mlspr.v4i2.607>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale.
- Cremades, C., Celleri, M., & Garay, C. (2024). Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire: Adaptación y validación al español en Argentina. *Perspectivas en Psicología*, 21(2), 1-25. Obtenido de <http://perspectivas.mdp.edu.ar/revista/index.php/pep/article/view/683>
- Field, A. (2009). *Discovering Statistics Using SPSS*. SAGE.
- González-Santos, B., Puerta-Cortés, D., & Ramírez-Calderón, N. (2021). Relación entre el uso problemático de Facebook y la evitación experiencial en jóvenes colombianos. *Psicología desde el Caribe*, 38(3), 393-407. <https://doi.org/10.14482/psdc.38.3.302.3>
- Guerrero, B. (2023). Evitación experiencial y respuestas rumiativas en universitarios de Lima Metropolitana. *Acta Psicológica Peruana*, 8(2), 158-172. <https://doi.org/10.56891/acpp.v8i2.398>
- Hayes, S. (2019). *Una mente liberada*. Paidós.
- Hayes, S., Strosahl, K., Wilson, K., Bissett, R., Pistorello, J., Taormino, D., Polusny, M. A., Dykstra, T. A., Batten S. V., Bergan, J., Zvolensky, M. J., Eifert, G. H., Bond, F.W., Forsyth, J.P. Karekla, M., & McCurry, S. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *Psychological Record*, 54, 553-578. <https://doi.org/10.1007/BF03395492>
- Hernández-Guzmán, L., Dobson, K., Caso-Niebla, J., González-Montesino, M., Epp, A., Arratibel-Siles, M., & Wierzbicka-Szymczak, E. (2009). La versión en español de la Escala Cognitivo-Conductual de Evitación (CBAS). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 41(1), 99-108. <http://www.scielo.org.co/pdf/rtps/v41n1/v41n1a08.pdf>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30>
- Matas, A. (2018). Diseño del formato de escalas tipo Likert: un estado de la cuestión. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 20(1), 38-47. <https://doi.org/10.24320/redie.2018.20.1.1347>
- Ortega-Alcaraz, V. (2021). Estudio correlacional: evitación experiencial, insomnio y rumiación en adolescentes. *MLS Psychology Research*, 4(1), 99-115. HYPERLINK "<https://doi.org/10.33000/mlspr.v4i1.641>" <https://doi.org/10.33000/mlspr.v4i1.641>
- Ottenbreit, N., Dobson, K., & Quigley, L. (2014). Psychometric Evaluation of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale in Women with Major Depressive Disorder. *Journal of*

- Psychopathology and Behavioral Assessment*, 36(1), 591-599. <https://doi.org/10.1007/s10862-014-9416-3>
- Paladines-Costa, B., López-Guerra, V., Ruisoto, P., Vaca-Gallegos, S., & Cacho, R. (2021). Psychometric Properties and Factor Structure of the Spanish Version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) in Ecuador. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(6), 2944. <https://doi.org/10.3390/ijerph18062944>
- Patrón-Espinosa, F. (2010). La evitación experiencial y su medición por medio del AAQ-II. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 15(1), 5-19. <https://www.redalyc.org/pdf/292/29213133001.pdf>
- Pérez-Rodríguez, A., & García-Babiano, M. (2019). Análisis e intervención en un caso de evitación experiencial. *Revista de Casos Clínicos en Salud Mental*, 7(1), 19 - 37. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7323081>
- Robles, R., Varela, R., Jurado, S., & Páez, F. (2001). Versión mexicana del Inventario de Ansiedad de Beck: propiedades psicométricas. *Revista Mexicana de Psicología*, 18(2), 211-218. <https://scinapse.io/papers/1597953883>
- Roemer, L., Salters, K., Raffa, S., & Orsillo, S. (2005). Fear and avoidance of internal experiences in GAD: Preliminary tests of a conceptual model. *Cognitive Therapy and Research*, 71-88. <https://doi.org/10.1007/s10608-005-1650-2>
- Ruiz, F. J., Langer Herrera, A. I., Luciano, C., Cangas, A. J., & Beltrán, I. (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: The Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire - II. *Psicothema*, 25(1), 123-129. <https://doi.org/10.7334/psicothema2011.239>
- Ruiz-Ruano, A., López-Salmeerón, M., & Puga, J. (2020). Evitación experiencial y uso abusivo del smartphone: un enfoque bayesiano. *Adicciones*, 32(2), 116-127. <https://www.adicciones.es/index.php/adicciones/issue/view/99/52>
- Ruiz-Sánchez, J., Trillo-Padilla, F., & Ruiz-Miñarro, I. (2019). Reducción de la evitación experiencial con terapias de grupo ACT y FAP en grupos transdiagnósticos. *Revista de Investigación en Psicología*, 22(1), 139-156. <http://dx.doi.org/10.15381/rinvp.v22i1.16587>
- Sotelo-Narváez, V., Rojas-Torres, A., Molina-Soria, H., & Igrada-Cámac, A. (2022). Violencia en el noviazgo y evitación experiencial en internos de psicología. *Revista Científica de Ciencias Sociales*, 6(2), 1-15. <https://doi.org/10.26490/uncp.sl.2022.6.2.1510>
- Stewart, S., Zvolensky, M., & Eifert, G. (2002). The relations of anxiety sensitivity, experiential avoidance, and alexithymic coping to young adults' motivations for drinking. *Behavior Modification*, 26(2), 274-296. <https://doi.org/10.1177/0145445502026002007>
- Thompson, M., Bond, F., & Lloyd, J. (2019). Preliminary psychometric properties of the Everyday Psychological Inflexibility Checklist. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 243-252. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2018.08.004>
- Valencia, P. (2018). El Cuestionario Breve de Evitación Experiencial: ¿una alternativa viable al AAQ-II? *Pensando Psicología*, 14(24), 1-11. <https://doi.org/10.16925/pe.v14i24.2412>
- Velásquez-Centeno, C., Grajeda-Montalvo, A., Montero-López, V., Montgomery-Urday, W., & Egusquza-Vásquez, K. (2018). Evitación experiencial, rumiación e impulsividad en estudiantes de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. *Revista de Investigación en Psicología*, 21(1), 15-26. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8162715>
- Wang, Y., Tian, J., & Yang, Q. (2024). Experiential Avoidance Process Model: A Review of the Mechanism for the Generation and Maintenance of Avoidance Behavior. *Psychiatry and Clinical Psychopharmacology*, 34(2), 179 - 190. <https://doi.org/10.5152/pcp.2024.23777>
- Wolgast, M. (2014). What does the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II) really measure? *Behavior Therapy*, 45(6), 831-839. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2014.07.002>