



## Propiedades psicométricas del Cuestionario de Aceptación y Acción-II en adultos ecuatorianos

### Psychometric Properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II in Ecuadorian Adults

Patricio R. Arias <sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-4088-6056>

Felipe E. García <sup>3</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-4161-5840>

Jorge Barraca <sup>2</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-2353-1926>

<sup>1</sup> Departamento de Psicometría, Instituto de Investigación Conductual NeuroCorp Ecuador, Quito, Ecuador

<sup>2</sup> Departamento de Psicología, Facultad de salud, Universidad José Camilo Cela, Madrid, España

<sup>3</sup> Departamento de Psiquiatría y Salud Mental, Facultad de Medicina, Universidad de Concepción, Concepción, Chile

<sup>1</sup> ✉ [info@patricioarias.com](mailto:info@patricioarias.com) <sup>2</sup> ✉ [jbarraca@ucjc.edu](mailto:jbarraca@ucjc.edu) <sup>3</sup> ✉ [fgarciam@udec.cl](mailto:fgarciam@udec.cl)

Recibido: 12 de septiembre del 2021. Aceptado: 09 de marzo del 2023.

**Resumen.** *Objetivo.* Analizar las propiedades psicométricas del AAQ-II en población adulta ecuatoriana con tomas presenciales, aumentando la fiabilidad de la muestra. *Método.* En este estudio se evaluaron las propiedades psicométricas de la *Acceptance and Action Questionnaire-II* (AAQ-II) en población ecuatoriana. Participaron 450 personas entre 18 y 53 años, de las cuales un 46.7% fueron mujeres y un 53.3% hombres. *Resultados.* En el análisis factorial confirmatorio se encontró una estructura de tres dimensiones: evitación de recuerdos, evitación emocional y falta de autodominio. Un análisis de invarianza reveló que la escala es invariante entre hombres y mujeres. Se encontró que la escala presenta buena consistencia interna ( $\alpha = .90$ ). Se discute la validez de la AAQ-II como una herramienta para evaluar la evitación experiencial en población adulta ecuatoriana.

**Palabras clave.** AAQ-II, inflexibilidad psicológica, adaptación de escalas, validez, fiabilidad

**Abstract.** *Objective.* To analyze AAQ-II psychometric properties on the Ecuadorian people. *Method.* In this study, the psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) were evaluated in an Ecuadorian population. A total of 450 people between 18 and 53 years of age, 46.7% of whom were women, participated. *Results.* The confirmatory factor analysis found a three-dimensional structure: memory avoidance, emotional avoidance, and lack of self-control. An analysis of invariance between men and women revealed that the scale is invariant by sex. The scale was found to have good internal consistency ( $\alpha = .90$ ). The validity of the AAQ-II as a tool to assess experiential avoidance in an Ecuadorian adult population is discussed.

**Keywords.** AAQ-II, psychological inflexibility, scale adaptation, validity, reliability



## Introducción

La evitación experiencial (EE) es la falta de disposición de un individuo para ponerse en contacto con sus experiencias privadas de carácter aversivo y para emprender una intensa conducta de alteración del contexto a fin de mitigar la experiencia dolorosa (Hayes et al., 2004). Se la puede encontrar en conductas públicas, como controlar la ansiedad a través del consumo de drogas, o en conductas privadas, como pensar que no debería sentir la emoción y tratar de distraerse (Hayes et al., 2006).

La EE se puede considerar una variable transdiagnóstica, es decir, está presente en diversos problemas de salud mental, como en los trastornos psicóticos (Patrón-Espinosa, 2013), en el trastorno dismórfico corporal (Wilson et al., 2014), en la desregulación emocional (Brereton & McGlinchey, 2019), en el estrés postraumático (Tull et al., 2004), en la depresión (Mellick et al., 2017), entre otras. La EE ha sido también relacionada con diversas variables como la falta de realización de actividades físicas (Sanabria-Ferrand et al., 2014), el rendimiento deportivo (Castilla & Ramos, 2012), la alimentación emocional (Litwin et al., 2017), personas con menor resistencia cardiovascular (Goodwin & Emery, 2016) y con el uso abusivo del teléfono celular (Ruiz-Ruano et al., 2018).

En contraste a la EE, la actitud opuesta y más saludable sería la aceptación experiencial, la cual se define como la disposición a permanecer en contacto, de forma activa, con las experiencias privadas que acompañan a las conductas públicas o privadas (Hayes et al., 1996). La aceptación experiencial también forma parte de un constructo llamado flexibilidad psicológica, el puntal que explicaría la conducta salugénica y patológica (Bond et al., 2011).

Se puede entender la aceptación experiencial como un constructo salugénico, transdiagnóstico y centrado en el desarrollo del bienestar humano. Una mayor aceptación experiencial se asocia a mayor bienestar (Machell et al., 2014), calidad de vida (Kashtan et al., 2009) y una menor prevalencia de patologías o desórdenes mentales (Hayes et al., 1996).

Esto debido a que la aceptación experiencial permite acercarse a situaciones que ayudan a experimentar estados positivos, a pesar de experiencias negativas (Fernández-Rodríguez et al., 2018).

La EE puede ser explicada desde la Teoría de los Marcos Relacionales (Hayes, 2004), la cual plantea que la bidireccionalidad del lenguaje humano categoriza y amplía la gama de situaciones que pueden ser percibidas como desagradables sin serlas. Esta función verbal ayuda a la derivación de reglas que mantienen las conductas evitativas y, con ello, reducen la exposición a dichos eventos privados, lo que impide la habituación de estos estímulos. Por ejemplo, las personas aprenden a categorizar un conjunto de sensaciones corporales como ansiedad y luego a evaluarlas como "malas"; una vez hecha esta asociación, derivan una regla: tengo que evitar la ansiedad porque me genera daño. Esta regla ayudará a que la persona mantenga conductas de alejamiento de los estímulos percibidos como aversivos (Hayes et al., 1986), con lo que se impide la reducción del malestar, pues el individuo se coloca en un programa de exposición intermitente, que tiende a sensibilizar aún más el estímulo molesto (Lovibond, 1963). Debido a que los estados aversivos de este tipo pueden ser suscitados a través del propio lenguaje, el malestar psicológico no puede evitarse simplemente eludiendo situaciones externas. Los seres humanos comienzan así a derivar más reglas verbales que le mantienen en la evitación de las situaciones privadas evaluadas negativamente, entre ellos los pensamientos relacionados con la ansiedad, intentando suprimirlas activamente, sin mayor éxito.

A partir de la Teoría de los Marcos Relacionales, Hayes et al. (2004) proponen el Cuestionario de Aceptación Acción (AAQ) para obtener datos sobre la EE. Su primera versión partió con 32 ítems y luego de sucesivos análisis presentaron una versión final de la escala de 9 ítems. La AAQ mostró una asociación positiva con psicopatología general, depresión, ansiedad, una variedad de miedos específicos, trauma y una calidad de vida más baja (Hayes et al., 2004). Además, mostró una estructura

factorial unidimensional y una consistencia interna adecuada, con un alfa de Cronbach de .70 y una fiabilidad test-retest de  $r = .64$  a los 4 meses.

Posteriormente, se propuso una nueva versión de la escala, la AAQ-II (Bond et al., 2011), con la finalidad de mejorar su comprensibilidad y fiabilidad, además de contar con un instrumento que midiera la EE en un abanico más amplio de situaciones. Esta versión ha demostrado mayor evidencia de confiabilidad, con un alfa de Cronbach de .84 y test-retest de  $r = .79$  a los 12 meses; esta versión cuenta con una estructura factorial unidimensional y 7 ítems. En español, Patrón-Espinosa (2010) propone la versión de la AAQ-II con una estructura unidimensional con 10 ítems resultando ser igual de rápida que su versión anterior y con mejor comprensibilidad. El AAQ-II construido para población de habla inglesa se ha traducido y validado al griego (Karekla & Michaelides, 2017), al italiano (Pennato et al., 2013), al portugués (Berta, 2016) y al polaco (Kleszcz et al., 2018). En español, se han traducido y probado las propiedades psicométricas del AAQ-I (Barraca, 2004) y del AAQ-II en España (Ruiz et al., 2013), así como en México (Patrón-Espinosa, 2010). En todos los trabajos se han encontrado adecuados niveles de validez de constructo y confiabilidad.

En Ecuador, se realizó un estudio de adaptación lingüística de la AAQ-II y validez de constructo exclusivamente en estudiantes universitarios de manera virtual (Paladines-Costa et al., 2021), donde se modificó el ítem 1 y el ítem 7 en comparación con la versión de Patrón-Espinosa (2010). A la vez, en el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), Paladines-Costa et al. (2021) correlacionan los residuos de los ítems 1 y 4, 2 y 3 y 6 y 7, obteniendo muy buenos índices de bondad de ajuste ( $\chi^2$  (gl) = 8.787; CFI = .993; RMSEA = .050 (IC 90%: .041 - .059)).

En varios estudios psicométricos, la AAQ-II ha presentado inconsistencias como medida de evitación experiencial, tanto en la comprensión de su estructura interna como en la discriminación de sus ítems. Wolgast (2014) halló que los ítems de la AAQ-II tienen una relación directa con la angustia

en lugar de los ítems creados ad hoc para evaluar la evitación experiencial. De la misma manera, se ha comparado la AAQ-II con otros instrumentos que evalúan la evitación experiencial, obteniendo como resultado una baja relación con las escalas propuestas como medidas fiables del constructo (Valencia, 2019). En otros estudios, se ha encontrado un aparente solapamiento de los reactivos de la AAQ-II con instrumentos que evalúan el neuroticismo, el afecto negativo, la depresión, la ansiedad y el estrés, lo que puede deberse a una relación elevada entre sus ítems, constructos o extracción factorial (Rochefort et al., 2018).

De la misma manera, en cuanto a la estructura factorial, varios estudios han mostrado diferentes estructuras, sobre todo en la correlación de los residuos. Pinto-Gouveia et al. (2012), Zhang et al. (2014) y Ruiz et al. (2016) han mejorado el ajuste del modelo correlacionando los ítems 1 y 4. Esta forma de solución factorial, sumado a la propuesta ecuatoriana de Paladines-Costa et al. (2021), permitiría concluir que es probable la existencia de nuevas dimensiones latentes no exploradas en el constructo (Bollen, 1989).

Respecto a su relación con otras variables relevantes, se ha encontrado una correlación negativa en población clínica entre la AAQ-II y la satisfacción con la vida (SV) (Valiente et al., 2015). La SV se da como consecuencia de la evaluación que el individuo realiza de la relación entre las expectativas (lo que espera de la vida) y los logros de esas expectativas (Diener et al., 1985) y se le considera un aspecto del bienestar subjetivo, como también lo es el predominio de las emociones positivas sobre las negativas. Esta relación inversa podría deberse a que la lucha por evitar las experiencias aversivas privadas disminuiría la capacidad de concentrarse en las actividades que acercan a la persona a sus expectativas, disminuyendo también su bienestar subjetivo.

Hasta el presente no se había llevado a cabo un estudio psicométrico de la AAQ-II en población adulta ecuatoriana con herramienta de lápiz y papel para conocer la estructura factorial del constructo EE, a la vez de contar con un instrumento válido, con-

fiable y analizando sus sesgos de discriminación de los ítems. El presente estudio analizó las propiedades psicométricas del AAQ-II en población adulta con tomas presenciales, aumentando la fiabilidad de la muestra. Se buscó encontrar una mejor explicación al constructo de EE evaluado con la AAQ-II en vista de que otras propuestas desestiman la capacidad discriminatoria de la escala y de la poca replicabilidad de la estructura dimensional. Además, se buscó evaluar si la estructura factorial encontrada es invariante de acuerdo al sexo, ya que se ha encontrado una diferencia significativa entre hombres y mujeres en la percepción del malestar (Eaton & Bradley, 2008) y en la EE (Karekla & Panayiotou, 2011). Finalmente,

también se analizó la relación del bienestar subjetivo con la AAQ-II, hipotetizando una relación directa con afectividad negativa e inversa con afectividad positiva y satisfacción con la vida.

## Método

Se utilizó un diseño no experimental, de naturaleza descriptiva, transversal y de índole instrumental.

## Participantes

Se entrevistaron a 450 adultos ecuatorianos, con edades comprendidas entre los 18 y 53 años, con una media de edad de 23.34 ( $DT = 6.3$ ), de los cuales un 53.3% son hombres y un 46.7% mu-

**Tabla 1.** Datos demográficos de la población estudiada ( $n = 450$ )

	<i>n</i>	%
Sexo		
Hombres	240	53.3
Mujeres	210	46.7
Estado Civil		
Solteros	380	84.4
Casados	45	10
Unión de hecho	7	1.6
Separados	8	1.8
Divorciados	7	1.6
Viudos	3	.7
Ocupación		
Con actividad laboral	208	46.2
Sin actividad laboral	242	53.8
Nivel de estudios		
Primaria	3	.7
Secundaria	80	17.8
Pregrado	345	76.7
Posgrado	22	4.9

*Nota.* Edad Media 23.34 ( $DT = 6.3$ )

jeros. Los criterios de inclusión se centraron en la aceptación y firma del consentimiento informado y la voluntariedad para participar en la entrevista. Se excluyó a las personas que no podían contestar la encuesta debido a algún impedimento físico o cognitivo. Los detalles de la población se pueden ver en la [Tabla 1](#).

## Instrumentos

### Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II; Bond et al., 2011; trad.: Patrón-Espinosa, 2010)

Esta escala es una medida genérica de la EE, que consta de 10 ítems como "Puedo recordar algo desagradable sin que esto me cause molestias", que se califican en una escala de Likert de 7 puntos desde 1 (Completamente Falso) hasta 7 (Completamente Cierto), indicando las puntuaciones altas mayor grado de EE y menor de aceptación experiencial. En la adaptación de Patrón-Espinoza mostró una estructura unidimensional y una consistencia interna de  $\alpha = .89$ .

### Escala de Afectividad Positiva y Negativa (PANAS; Watson et al., 1988; trad.: García & Arias, 2019)

Está constituida de 20 palabras que describen emociones positivas y negativas y se responden en una escala Likert que va del 1 (nada o casi nada) al 5 (muchísimo), donde el evaluado tiene que ubicarse con respecto a cuánto ha experimentado cada una de ellas en la última semana, incluyendo hoy. El objetivo de este instrumento es la evaluación de la afectividad como estado. En el estudio de [García y Arias \(2019\)](#) con población ecuatoriana, se obtuvo una estructura de dos dimensiones correlacionadas, con una consistencia interna de  $\alpha = .87$  para afectividad positiva y de  $\alpha = .89$  para afectividad negativa.

### Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et al., 1985; trad.: Arias & García, 2018)

Consta de cinco ítems que se responden en una escala Likert de 1 (totalmente en desacuerdo) a 7 (totalmente de acuerdo). La versión utilizada mos-

tró muy buen ajuste en la ecuación con un solo factor original y el análisis de consistencia interna demostró una adecuada fiabilidad ( $\alpha = .81$ ).

## Procedimientos

Antes de realizar el estudio se obtuvo la autorización de Stephen Hayes, creador de la escala original AAQ-I y coautor de la escala AAQ-II. Una vez obtenida su autorización, se revisó la versión adaptada al español por [Patrón-Espinosa \(2010\)](#). Para ello se realizó un análisis de la escala a través del juicio experto de dos profesionales ecuatorianos, psicólogos y especialistas en psicometría, con el fin de determinar la comprensión lingüística y la aplicabilidad de la escala en el contexto ecuatoriano. Posteriormente, se realizó una aplicación piloto a 30 personas, quienes indicaron una adecuada comprensión y manejo de la escala, por lo que no hizo falta ajustar ni cambiar ningún ítem de la versión en español utilizada.

La recolección de los datos se obtuvo de manera intencional y por accesibilidad. Para ello, se capacitó a quince profesionales de la salud mental en la aplicación del set de instrumentos. Posteriormente, se solicitó que cada uno de ellos aplicase el set de instrumentos a cualquier persona que cumpla con los criterios de inclusión. Los participantes firmaron previamente un consentimiento donde se informaba sobre el objetivo del estudio, el manejo y sigilo de los datos, y autorizaban su divulgación de manera anónima. Luego se procedió a aplicar el set, que incluía una breve encuesta sociodemográfica, la AAQ-II, la escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) y la Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS), en ese orden.

Para el adecuado desarrollo de este estudio, se tomaron en cuenta los lineamientos éticos de la Asociación Ecuatoriana de Psicología y Psicoterapia Basada en Evidencia (AEPPBE) y sus revisión a través de su comisión de investigación y ética. Estos criterios se basan en la declaración de Helsinki para la investigación humana y las recomendaciones éticas de APA para la investigación científica.

## Análisis de datos

Para el análisis de los datos se utilizó el programa estadístico IBM Spss Statistics 22, con el que se realizaron los análisis descriptivos, de confiabilidad y extracción de factores. Posteriormente, en el programa Amos 18 se realizaron el AFC y la prueba de invarianza factorial (Byrne, 2013) a través de ecuaciones estructurales. Para levantar evidencia de la distribución factorial propuesta en este estudio, se realizó el análisis paralelo en el programa Jamovi 2.3.16.

Se realizó una evaluación de la normalidad univariante a través de la prueba Kolmogorov-Smirnov y multivariante a través del coeficiente de Mardia (1970), tras lo cual se procedió al análisis factorial confirmatorio (AFC), evaluando un modelo unifactorial propuesto por Bond et al. (2011), otro modelo donde se propone una correlación de residuos entre sus ítems: 1 y 4 (que es una propuesta teórica obtenida por Ruiz) y otro donde se correlacionaron los residuos de los ítems 8 y 9. Siguiendo la recomendación de Fried y Nesse (2014), donde la correlación de residuos en una AFC puede indicar la presencia de variables latentes no consideradas previamente, se realiza un análisis paralelo para explorar una nueva estructura factorial de la AAQ; para la toma de decisión se usó la gráfica de sedimentación con la comparación entre los datos y la simulación. Al final, se propone un modelo donde se aíslan dos nuevas variables latentes, por lo que el último modelo puesto a prueba es de tres dimensiones correlacionadas.

Como índices de ajuste se utilizaron el  $\chi^2$ , sin embargo, debido a que este índice es sensible al tamaño de la muestra, se utilizó también el ratio obtenido de la división entre  $\chi^2$  y sus respectivos grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ), el Índice de Ajuste Comparativo (CFI), el Índice de Tucker-Lewis (TLI) y el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA), con su respectivo intervalo de confianza. Se considera un buen ajuste cuando se cumplen los siguientes criterios: el  $\chi^2$  obtiene una  $p > .05$ , el  $\chi^2/gl$  no supera los 5 puntos, el CFI y el TLI su-

peran el valor de .95 y el RMSEA sea inferior a .08, con un intervalo de confianza que no supere el .10 (Hu & Bentler, 1999; Hair et al., 1998).

Una vez obtenidos los valores de ajuste del modelo, se usó la prueba no paramétrica de U de Mann-Whitney para evaluar la diferencia entre hombres y mujeres. Luego, se realizó el análisis de invarianza factorial entre hombres y mujeres a través de un análisis multi-muestra por conglomerados, a través de la evaluación secuencial de la invarianza configural, métrica, fuerte y estricta (Elosúa, 2005). La invarianza configural implica que los factores están especificados por los mismos ítems en cada uno de los grupos. La invarianza métrica evalúa la igualdad de coeficientes de regresión. La invarianza fuerte evalúa la igualdad en los interceptos. La invarianza estricta evalúa la igualdad en los errores y representa el mayor nivel de acuerdo alcanzable entre estructuras factoriales. Para el resultado, se tomaron en cuenta las diferencias en el estadístico  $\chi^2$  entre un nivel y otro con su respectiva prueba de significancia, ya que los modelos se encuentran anidados (Bollen, 1989), a la vez, se consideró como principal indicio de invarianza que el CFI no varíe más de .01 con respecto al modelo anterior (Cheung & Rensvold, 2002) y que el TLI sea superior a .90 con un RMSEA inferior a .08.

Posteriormente, se realizaron los análisis de confiabilidad, mediante el empleo del alfa de Cronbach y el coeficiente omega de McDonald, para estimar la consistencia interna de la AAQ-II, así como la correlación ítem-total y estimar cuanto de la varianza en los puntajes totales de la escala se deben a las dimensiones propuestas. A continuación, se evaluó la correlación entre la AAQ-II y sus dimensiones con Satisfacción con la Vida (SWLS) y las Escalas de Afecto Positivo y Negativo (PANAS), utilizando el coeficiente de correlación Rho de Spearman. Se finalizó con un análisis descriptivo del instrumento y sus factores, así como una evaluación de la correlación bivariada entre ellos.

## Resultados

La prueba de normalidad univariante a través del estadístico Kolmogorov-Smirnov indicó que la escala AAQ-II sigue una distribución no normal (Pedrosa et al., 2015). El coeficiente de Mardia obtuvo un valor de 26, no superando el máximo valor de 70, lo que hace posible el uso de métodos de estimación paramétricos en el análisis multivariado (Rodríguez & Ruiz, 2008).

Se procedió al AFC utilizando el método de estimación de máxima verosimilitud, evaluando un modelo unifactorial. El AFC se prueba inicialmente con un solo factor y con los siete ítems, según el modelo presentado por el estudio de Bond et al. (2011) con correlación de los residuos. A la vez, se compara con el modelo unifactorial de 10 ítems propuesto por Patrón-Espinosa (2010).

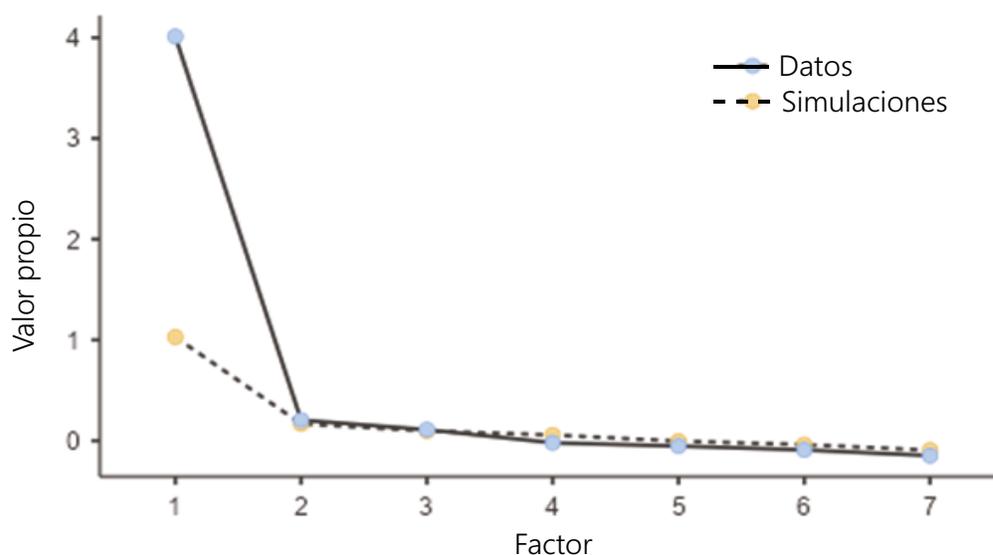
Tomando en cuenta la correlación de los residuos y la evidencia de otros estudios, se realiza un análisis paralelo entre los datos y la simulación, lo que arroja tres dimensiones (ver Figura 1) que se ajustan a la hipótesis de las correlaciones de residuos. El ajuste de este modelo es alto (RMSEA = .03 (IC = .00 - .095);

TLI = .992;  $\chi^2 = *4.90$  (gl = 3);  $p = .180$ ); esta solución es la que permite explicar el 69.3% de la varianza.

Con base en esta evidencia, se propone una solución trifactorial para el AFC, donde el primer factor se llamó evitación de recuerdo (ER), ya que incluye los ítems 1 “Mis recuerdos y experiencias dolorosas me dificultan vivir una vida que pudiera valorar” y el ítem 4 “Mis recuerdos dolorosos me impiden tener una vida plena”. El segundo se denominó evitación de emociones (EEM), pues incluye el ítem 2 “Evito o escape de mis sentimientos”, el ítem 3 “Me preocupa no poder controlar mis sentimientos y preocupaciones” y el ítem 5 “Mis emociones me causan problemas en la vida”. La tercera dimensión q se llamó falta de autodominio (FA) e incluye el ítem 6 “Me parece que la mayoría de la gente maneja su vida mejor que yo” y el ítem 7 “Mis preocupaciones obstaculizan mi superación”. Los índices de ajuste, junto a los otros modelos, se pueden ver en la Tabla 2.

Como se puede observar en la Tabla 2, la propuesta de tres factores relacionados con siete ítems es la que presenta mejores índices de ajuste, por lo que se realizan los demás análisis con este modelo. En este, todos los pesos factoriales superan el míni-

**Figura 1.** Análisis paralelo de la AAQ-II. El punto donde corta los datos simulados con los reales sugiere tres dimensiones



**Tabla 2.** Índices de ajuste del AAQ-II según modelo propuesto

	$\chi^2$ (gl)	$\chi^2$ /gl	TLI	CFI	RMSEA
Modelo 1. Unifactorial 10 ítems sin covariación de residuos	312.92 (35)	8.941	.81	.85	.13 (IC: .10 - .13)
Modelo 2. Unifactorial 7 ítems covariación ítems 6 y 7	68.01 (13)	5.232	.95	.97	.10 (IC: .08 - .12)
Modelo 3. Unifactorial 7 ítem covariación ítems 1 y 4	76.94 (13)	5.92	.94	.96	.11 (IC: .08 - .13)
Modelo 4. Tres factores relacionados	43.1(11)	3.92	.96	.98	.08 (IC: .05 - .10)

mo de .32 sugerido por [Tabachnick y Fidell \(2001\)](#). La carga más baja la representa el ítem 3 con el valor de .71. La más alta fue el ítem 9 con un valor de .84. Los índices de modificación no sugirieron ajustes que puedan mejorar el modelo significativamente. El modelo final con los pesos factoriales estandarizados se puede observar en la [Figura 2](#).

Se evaluó la invarianza factorial con modelo trifactorial de 7 ítems entre hombres y mujeres. Se observó la existencia de invarianza configural (modelo 1), métrica (modelo 2), fuerte (modelo 3) y estricta (modelo 4), pues los valores de los índices de ajuste RMSEA, TLI y CFI fueron aceptables y el CFI no sufrió cambios entre un modelo y el anterior. Asimismo, las diferencias en el chi cuadrado no son significativas (ver [Tabla 3](#)). Esto implica que hombres y mujeres presentan cargas factoriales, interceptos y residuos equivalentes, lo que ayuda a asumir la hipótesis de invarianza factorial entre los dos grupos con la AAQ-II con tres dimensiones.

Posteriormente, se realizó el análisis de la consistencia interna de la escala AAQ-II y sus dimensiones, se realizó una comparación entre el alfa de Cronbach y los coeficientes de omega de McDonald (ver [Tabla 4](#)).

Se pudo hallar que, si bien el omega tiende a ser superior que el alfa, su diferencia no es muy amplia

por lo que se usó un mapa de calor para visualizar las relaciones entre los ítems (Ver [Figura 3](#)).

En la [Tabla 5](#) se presentan los estadísticos descriptivos de las escalas analizadas. Se compararon las medias entre hombres y mujeres en satisfacción con la vida, afecto positivo, afecto negativo y las tres dimensiones de la AAQ-II. Se encontró una ausencia de diferencias significativas entre los grupos en afectividad positiva y negativa, y en satisfacción con la vida. Sí se observan diferencias en los puntajes de la AAQ-II total, la dimensión de evitación de recuerdos y la evitación emocional entre hombres y mujeres, en donde los hombres puntúan más alto que las mujeres. Sin embargo, en la dimensión de falta de autodominio no se halló una diferencia significativa entre los dos sexos, lo que permite concluir que la dimensionalidad de la evitación experiencial discrimina mejor entre grupos.

Al evaluar las correlaciones bivariadas, se observa una correlación inversa con satisfacción con la vida y afectividad positiva y directa con afectividad negativa. Se encontró también que la afectividad positiva correlacionó positivamente con satisfacción con la vida. Se observa una correlación negativa entre afectividad negativa y satisfacción con la vida. Se puede ver también una correlación alta entre el AAQ-II total y sus dimensiones, lo que sugiere que las dimensiones evalúan el constructo propuesto (ver [Tabla 6](#)).

Figura 2. AFC del AAQ-II trifactorial, los pesos están estandarizados

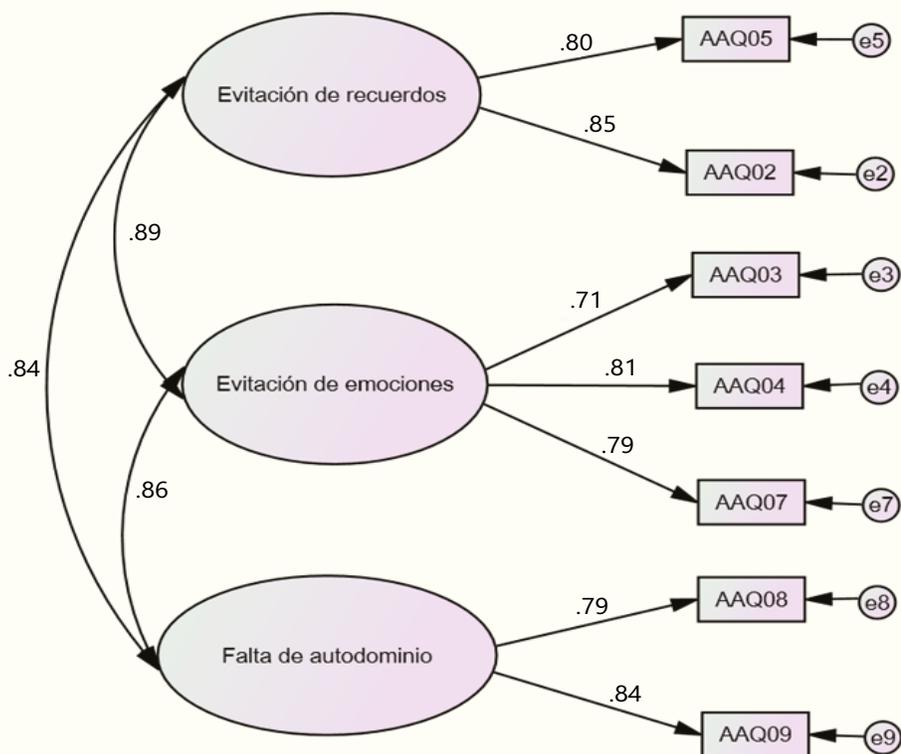


Tabla 3. Índices de ajuste para la prueba de invarianza factorial entre hombres y mujeres de la AAQ-II con tres dimensiones relacionadas

Modelos	$\chi^2$ (gl)	$\chi^2$ de Wald	<i>p</i>	CFI	$\Delta$ CFI	TLI	RMSEA
M1: configural	54.08* (22)	-	-	.981	-	.964	.057
M2: métrica	56.45* (26)	2.37	.668	.982	.001	.971	.051
M3: fuerte	61.86* (26)	7.78	.651	.982	< .001	.977	.046
M4: estricta	60.12* (39)	6.04	.418	.981	.001	.972	.051

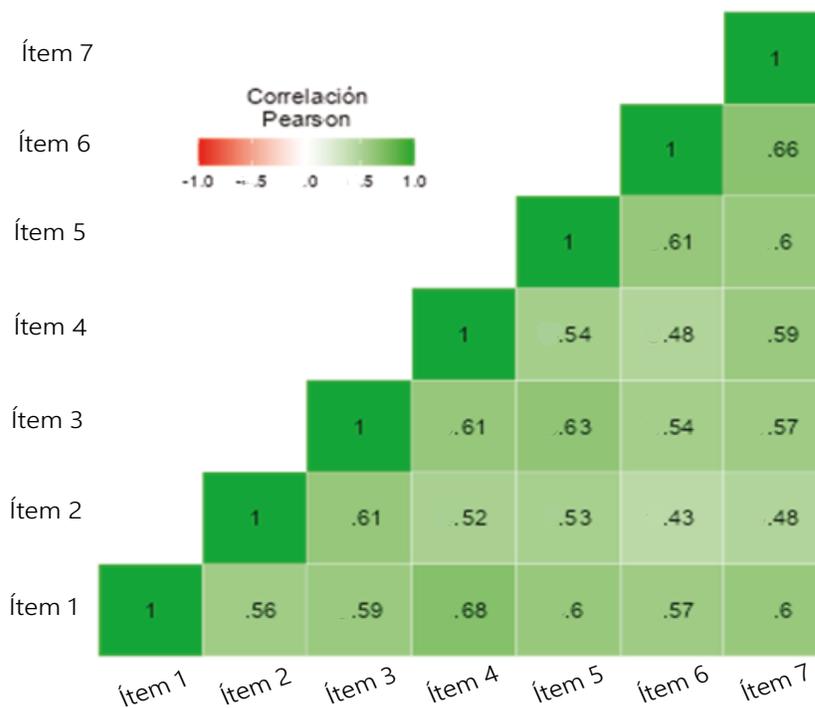
Nota. M1 = sin restricciones; M2 = M1 + igualdad en cargas factoriales; M3 = M2 + igualdad en los interceptos; M4 = M3 + igualdad en los errores o residuos.

\**p* < .001.

**Tabla 4.** Coeficientes de las pruebas de consistencia interna de la AAQ-II trifactorial

	Alfa de Cronbach	Omega de McDonald
AAQ-II - total	.903	.904
Evitación de recuerdos	.810	.810
Evitación emocional	.812	.815
Falta de autodominio	.797	.797

**Figura 3.** Mapa de calor de la correlación entre los ítems de la AAQ-II



**Tabla 5.** Estadísticos descriptivos de las variables de estudio y comparación no paramétrica entre hombres y mujeres ( $n = 450$ )

	Grupo Total				Hombres		Mujeres		Mann-Whitney U	
	Min.	Máx.	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	Valor Z	Sig.
AAQ II - Total	11	49	34.39	9.76	35.61	9.45	33.00	9.94	-2.795	.005
Evitación de recuerdos	2	14	10.27	3.19	10.67	3.01	9.80	3.34	-2.779	.005
Evitación emocional	4	21	14.26	4.37	14.86	4.14	13.55	4.53	-2.96	.003
Falta de autodominio	2	14	9.84	3.33	10.06	3.36	9.58	3.29	-1.71	.088
Afectividad positiva	14	50	33.46	7.63	33.90	7.41	32.95	7.87	-1.03	.302
Afectividad negativa	10	46	23.07	7.98	22.55	8.01	23.66	7.94	-1.59	.111
Satisfacción con la vida	5	35	24.80	.71	25.23	5.91	24.32	5.43	-1.81	.069

**Tabla 6.** Correlaciones *r* de Pearson entre la AAQ-II, la afectividad positiva y negativa y la satisfacción vital ( $n = 450$ )

	1	2	3	4	5	6	7
1. AAQ II - Total	-	.87***	.92***	.88***	-.32***	.43***	-.22***
2. AAQ II - Evitación de recuerdos		-	.71***	.69***	-.25***	.38***	-.14**
3. AAQ II - Evitación emocional			-	.71***	-.27***	.37***	-.25***
4. AAQ II - Falta de autodominio				-	-.34***	.41***	-.19***
5. Satisfacción con la vida					-	-.35***	.33***
6. Afectividad negativa						-	-.10*
7. Afectividad positiva							-

\* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$ .

## Discusión

La AAQ-II, es actualmente el instrumento más usado para evaluar la EE, y aún no se llega a un consenso empírico que permita asegurar que este instrumento discrimina la EE y aún no se tiene claridad sobre su estructura factorial. El objetivo de este estudio fue evaluar la estructura factorial de la AAQ-II, a la vez de sus propiedades discriminantes en población ecuatoriana mayor de 18 años, con dos diferencias importantes en comparación con la escala estudiada por Paladines-Costa et al. (2021):

1) la información fue recolectada de manera personalizada con lápiz y papel; y 2) fue evaluado en población adulta que no pertenece necesariamente a una institución educativa.

Si bien es cierto que al probar los modelos propuestos por los autores se encontraron propiedades adecuadas, tanto este estudio como otros se han caracterizado por presentar un mejor ajuste correlacionando residuos. Si bien esta relación puede ser multicausal, como, por ejemplo, que el modelo no explique la variabilidad en los datos entre esos ítems, podría indicar también que

estamos frente a una variable latente aún no explorada (Fried & Nesse, 2014). En este estudio, al replicar un ajuste adecuado con las propuestas empíricas previas, se realizó un análisis paralelo para explorar si dentro de los datos presentados existen dimensiones que no se han considerado. El análisis paralelo arrojó una propuesta tridimensional que explica el 69.3% de la varianza en comparación con el 25.4% de la varianza explicada por una dimensión. Esto permitió aportar, junto a los estudios previos, la construcción de un nuevo modelo dimensional de la evitación experiencial. Esta propuesta de modelo presenta tres dimensiones que se las ha nombrado según lo que evalúa cada ítem. Al primero de ellos se le llamó evitación de recuerdo (ER), lo que genera sentido dentro del modelo de la EE puesto que los individuos tienden a alejarse de distintas maneras a contenidos mentales desagradables o considerados malos recuerdos. El segundo factor fue llamado evitación de emociones (EEM) pues evalúan la percepción negativa sobre las emociones y su influencia negativa sobre la vida generando comportamientos de escape o evitación. La tercera dimensión fue llamada falta de autodominio (FA) pues sus ítems demuestran una falta de sensación de control sobre su vida y la carencia de recursos para poder guiar la vida hacia donde se propone.

El ajuste de esta nueva estructura mostró ser superior y no necesitó de la correlación de residuos, lo que es probable que permita comprender el por qué en varios estudios se ha generado un mejor ajuste al correlacionarlos. La hipótesis es que es probable que la relación de residuos de los otros estudios haya reflejado una solución multidimensional no explorada. Como resultado en el presente estudio, se puede concluir que la evitación experiencial no es un constructo unidimensional, que el individuo puede evitar de manera diferente la emoción, los recuerdos y, actuar de manera adecuada a su contexto, a pesar de sus mecanismos evitativos. A la vez, las personas pueden mantener una estrategia de aceptación emocional, aceptación de sus

recuerdos y, sin embargo, sentirse incompetentes para actuar a favor de las demandas del entorno. Algo que nos permite discriminar esta situación es la falta de diferencia de grupos entre hombres y mujeres en la dimensión FA; en las otras dos dimensiones, en cambio, sí existen diferencias significativas. Esto también nos permite proponer que la evitación experiencial completa contiene dimensiones en relación al contenido del pensamiento, las emociones y acciones referentes a la vida, y en ese sentido, se pueden marcar empíricamente las diferencias (las mujeres y los hombres tienen diferencia en la evitación emocional y de recuerdos, sin embargo, son parecidos en las estrategias de FA).

Se encontró que este instrumento presenta buena consistencia interna en la escala total, y en cada dimensión, medidos tanto con el alfa de Cronbach como el omega de McDonalds. Estos datos también resultaron mejores que en la versión original en inglés (Bond et al., 2011) y que la primera adaptación en Latinoamérica (Patrón-Espinosa, 2010) y muy similar a la encontradas en los estudios donde correlacionan residuos, por ejemplo, en la versión ecuatoriana de Paladines-Costa et al. (2021).

Otra diferencia importante entre la versión de Paladines-Costa et al. (2021) y esta versión, es la reespecificación de los residuos en el AFC. En la versión ecuatoriana anterior se realizó la covariación de los residuos entre tres pares de ítems; muchos ajustes en las covariaciones pueden indicar que las adaptaciones lingüísticas realizadas a la escala de Paladines-Costa et al. (2021) no discriminan eficientemente; sin embargo, probar nuevamente las versiones con tres dimensiones podría generar nuevas evidencias de la propuesta tridimensional, lo que implica la necesidad de seguir investigado con la introducción de parámetros adicionales que puedan explicar el constructo en cuestión (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017).

La diferencia por sexo obtenida en adultos ecuatorianos es similar a la encontrada por Karekla y Panayiotou (2011), en la que los hombres tienden a experimentar mayores niveles de EE que las mu-

eres en las medidas totales, sin embargo, no se encontró una diferencia significativa en la dimensión de FA. Esto se podría explicar por los mecanismos de afrontamiento que generaría la falta de sensación de autodominio, en general, no existe diferencia de sexo en el afrontamiento como función, lo que si se ha encontrado es diferencia en la topografía (Tamres et al., 2002); sin embargo, lo que evaluaría la EE es la función.

La prueba de invarianza muestra la consistencia del modelo a través de grupos o diferentes muestras (Ventura-León et al., 2018). En el presente estudio, no se encontraron diferencias en la prueba de invarianza según el sexo, por lo que es posible concluir que estas diferencias entre hombres y mujeres son reales y no se deben a un sesgo en la escala utilizada, reduciendo los errores en las interpretaciones que se podrían generar en el uso del instrumento a futuro (Caycho, 2017). A la vez, con esta prueba se levantó una evidencia más de funcionamiento adecuado de las tres dimensiones propuestas. Al evaluar la invarianza configural se obtuvo que la estructura tridimensional, sin imponer restricciones entre los parámetros del modelo, muestra que los mismos factores están presentes en los dos grupos, mostrando una adecuada distribución factorial. A la vez, al evaluar la invarianza métrica se encontró que la estructura tridimensional muestra relaciones entre los ítems y los factores similares entre hombres y mujeres. Evaluando la invarianza fuerte, se pudo concluir que la estructura factorial propuesta no presentó una diferencia debida a la precisión del modelo lo que permite concluir que las diferencias en los puntajes observados reflejan las diferencias reales de evitación experiencial entre hombres y mujeres. En el estudio de invarianza estricta, se pudo comprobar que los ítems miden la evitación experiencial y los mismos tres constructos generan puntajes observados que llegan a significar lo mismo entre hombres y mujeres. Esta evidencia permite concluir que la estructura factorial del AAQ-II con tres dimensiones correlacionadas no ha generado variación entre hombres y mujeres.

Con respecto a la relación entre la AAQ-II y bienestar subjetivo, se observó una correlación directa con afectividad negativa, idéntico a lo encontrado en el estudio de Rochefort et al. (2018) y con otras medidas que incluyen emociones negativas, como ansiedad, estrés y síntomas depresivos (Kleszcz et al., 2018). También se observó una relación significativa y negativa con satisfacción con la vida, encontrada también en uno de los estudios de validación de la AAQ-II (Kleszcz et al., 2018). Este resultado podría explicarse aludiendo al principio de flexibilidad psicológica (Bond et al., 2011); en tal sentido, la EE podría indisponer al sujeto a la vivencia plena de las experiencias emocionales de valencia positiva (emociones positivas) y, sobre todo, dar una valoración positiva a su historia de vida (satisfacción con la vida), permitiendo que el individuo perciba su vida como poco apegada a sus expectativas. Un fenómeno destacado en las personas que experimentan altos niveles de EE, es la vivencia intensa de la percepción emocional, tanto en emociones positivas como negativas (Sloan, 2004), lo que hace más probable que la conducta se oriente a eliminar las emociones aversivas y buscar intensamente las emociones positivas dirigiendo su atención hacia uno mismo, sin embargo, esta conducta lleva a que paradójicamente el individuo se mantenga ligado a sus emociones negativas, manteniendo a largo plazo el malestar (Glick & Orsillo, 2011). Por tal motivo, en el momento que una persona con EE se le pregunta si su vida se ha apegado a su expectativa, es decir, si está satisfecho con su vida, es muy probable que puntúe bajo debido a la vivencia aversiva de sus experiencias privadas que se encuentran muy lejos de sus expectativas.

Para este estudio, los datos de obtuvieron de distintas fuentes y grupos etarios lo que permitió atenuar el sesgo de análisis factorial por restricción de rango, sin embargo, la naturaleza transversal del estudio implica una importante limitación debido a que no se obtuvo una medida de estabilidad temporal. Por otro lado, el muestreo no representativo impide generalizar los resulta-

dos a toda la población ecuatoriana y limita el uso universal del instrumento.

Tener una medida válida y una estructura factorial clara, permite evaluar el nivel de EE en el Ecuador y desarrollar más estudios, tanto de corte experimental como social, que ayuden a comprender el funcionamiento de los problemas de la salud mental como procesos transdiagnóstico y ayudar a la generación de modelos clínicos que se adapten a la cultura y población ecuatoriana.

Tomando en cuenta los resultados obtenidos, se puede concluir que el AAQ-II mostró una estructura de tres dimensiones correlacionadas, con una adecuada consistencia interna, invariante en su estructura entre hombres y mujeres, y con una relación directa con afectividad negativa e inversa con afectividad positiva y satisfacción con la vida. Sin embargo, por la característica intencional de la muestra, aún faltan estudios para asegurar que la AAQ-II es una herramienta apropiada para evaluar a la población general ecuatoriana.

## Referencias

- Arias, P. R., & García, F. E. (2018). Psychometric properties of the Satisfaction with Life Scale in the adult Ecuadorian population. *Pensamiento Psicológico*, 16(2), 21-29. <https://psycnet.apa.org/record/2018-49853-002>
- Barraca, J. (2004). Spanish adaptation of the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 4(3), 505-515. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=56040304>
- Berta, T. (2016). *Evidências de validade do AAQ-2 (Questionário de Aceitação e Ação II) em profissionais da Atenção Primária à Saúde no Brasil e correlações com ansiedade, mindfulness e autocompaixão* [Tesis de maestría, Universidade Federal de São Paulo]. Repositório Institucional UNIFESP. <https://repositorio.unifesp.br/handle/11600/41857>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons.
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (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>
- Brereton, A., & McGlinchey, E. (2019). Self-harm, emotion regulation, and experiential avoidance: A systematic review. *Archives of Suicide Research*, 23(1), 1-24. <https://doi.org/10.1080/13811118.2018.1563575>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.
- Castilla, J. F., & Ramos, L. C. (2012). Rendimiento deportivo, estilos de liderazgo y evitación experiencial en jóvenes futbolistas almerienses. *Revista de Psicología del Deporte*, 21(1), 137-142. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=235124455017>
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en ciencias de la salud. *Revista Cubana de Educación Médica Superior*, 31(2), 1-3. <https://www.medigraphic.com/pdfs/educacion/cem-2017/cem172d.pdf>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. <https://psycnet.apa.org/record/1985-27000-001>
- Eaton, R. J., & Bradley, G. (2008). The role of gender and negative affectivity in stressor appraisal and coping selection. *International Journal of Stress Management*, 15(1), 94-115. <https://psycnet.apa.org/record/2008-01364-006>
- Elosúa, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, 17(2), 356-362. <https://psycnet.apa.org/record/2005-04323-027>
- Fernández-Rodríguez, C., Paz-Caballero, D., González-Fernández, S., & Pérez-Álvarez, M. (2018). Ac-

- tivation vs. experiential avoidance as a transdiagnostic condition of emotional distress: An empirical study. *Frontiers in Psychology*, 9, 1-12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01618>
- García, F. E., & Arias, P. R. (2019). Propiedades psicométricas de la Escala de afecto positivo y negativo en población ecuatoriana. *Revista Mexicana de Psicología*, 36(1), 55-62. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243058940005>
- Glick, D. M., & Orsillo, S. M. (2011). Relationships among social anxiety, self-focused attention, and experiential distress and avoidance. *Journal of Evidence-Based Psychotherapies*, 11(1), 1-12. <https://search.proquest.com/openview/9771ceae967be124fde57e-0a74fae2ef/1?pq-origsite=gscholar&cbl=28893>
- Goodwin, C. L., & Emery, C. F. (2016). Lower experiential avoidance is associated with psychological well-being and improved cardiopulmonary endurance among patients in cardiac rehabilitation. *Journal of Cardiopulmonary Rehabilitation and Prevention*, 36(6), 438-444. <https://doi.org/10.1097/HCR.0000000000000182>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1998). *Multivariate Data Analysis* (5th Ed.). Prentice-Hall.
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, 35(4), 639-665. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(04\)80013-3](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(04)80013-3)
- Hayes, S. C., Brownstein, A. J., Zettle, R. D., Rosenfarb, I., & Korn, Z. (1986). Rule governed behavior and sensitivity to changing consequences of responding. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 45(3), 237-256. <https://doi.org/10.1901/jeab.1986.45-237>
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 1-25. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006>
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy*. Guilford Press
- Hayes, S., Strosahl, K., Wilson, K., Bissett, R., Pistorello, J., Toarmino, D., Polusny, M., Dykstra, T., Batten, S., Bergan, J., Stewart, S., Zvolensky, M., Eifert, G., Bond, F., Forsyth, J., Karekla, M., & McCurry, S. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record*, 54(4), 553-578. <https://doi.org/10.1007/BF03395492>
- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64(6), 1152-1168. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.64.6.1152>
- Hernández, D. (2016). Psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II in Colombia. *The Psychological Record*, 66(3), 429-437. <https://doi.org/10.1007/s40732-016-0183-2>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Karekla, M., & Michaelides, M. P. (2017). Validation and invariance testing of the Greek adaptation of the Acceptance and Action Questionnaire-II across clinical vs. nonclinical samples and sexes. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 6(1), 119-124. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2016.11.006>
- Karekla, M., & Panayiotou, G. (2011). Coping and experiential avoidance: Unique or overlapping constructs? *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 42(2), 163-170. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2010.10.002>
- Kashdan, T. B., Morina, N., & Priebe, S. (2009). Post-traumatic stress disorder, social anxiety disorder, and depression in survivors of the Kosovo War: Experiential avoidance as a contributor to distress and quality of life. *Journal of Anxiety Disorders*, 23(2), 185-196. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2008.06.006>
- Kleszcz, B., Dudek, J. E., Białaszek, W., Ostaszewski, P., & Bond, F. W. (2018). The Psychometric Properties of the Polish Version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II). *Studia Psychologiczne*, 56(1), 1-19. <https://research.gold.ac.uk/id/eprint/24769/>
- Litwin, R., Goldbacher, E. M., Cardaciotto, L., & Gambrel, L. E. (2017). Negative emotions and emotional eating:

- the mediating role of experiential avoidance. *Eating and Weight Disorders-Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 22(1), 97-104. <https://doi.org/10.1007/s40519-016-0301-9>
- Lovibond, S. H. (1963). Intermittent reinforcement in behaviour therapy. *Behaviour Research and Therapy*, 1(2-4), 127-132. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0005796763900159>
- Machell, K. A., Goodman, F. R., & Kashdan, T. B. (2014). Experiential avoidance and well-being: A daily diary analysis. *Cognition and Emotion*, 29(2), 351-359. [https://www.researchgate.net/publication/262109519\\_Experiential\\_avoidance\\_and\\_well-being\\_A\\_daily\\_diary\\_analysis](https://www.researchgate.net/publication/262109519_Experiential_avoidance_and_well-being_A_daily_diary_analysis)
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- Medrano, L. A., & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Revista digital de investigación en docencia universitaria*, 11(1), 219-239. <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Mellick, W., Vanwoerden, S., & Sharp, C. (2017). Experiential avoidance in the vulnerability to depression among adolescent females. *Journal of Affective Disorders*, 208(1), 497-502. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2016.10.034>
- 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(1), 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>
- Patrón-Espinosa, F. (2013). La evitación experiencial como dimensión funcional de los trastornos de depresión, ansiedad y psicóticos. *Journal of Behavior, Health & Social Issues*, 5(1), 85-95. <https://www.redalyc.org/pdf/2822/282227878007.pdf>
- Pedrosa, I., Juarros-Basterretxea, J., Robles-Fernández, A., Basteiro, J., & García-Cueto, E. (2015). Pruebas de bondad de ajuste en distribuciones simétricas, ¿qué estadístico utilizar? *Universitas Psychologica*, 14(1), 245-254. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy14-1.pbad>
- Pennato, T., Berrocal, C., Bernini, O., & Rivas, T. (2013). Italian version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II): Dimensionality, reliability, convergent and criterion validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 35(4), 552-563. <https://doi.org/10.1007/s10862-013-9355-4>
- Pinto-Gouveia, J., Gregório, S., Dinis, A., & Xavier, A. (2012). Experiential avoidance in clinical and non-clinical samples: AAQ-II Portuguese version. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy*, 12(2), 139-156. <https://www.ijpsy.com/volumen12/num2/323/experiential-avoidance-in-clinical-and-non-EN.pdf>
- Rocheftort, C., Baldwin, A. S., & Chmielewski, M. (2018). Experiential avoidance: An examination of the construct validity of the AAQ-II and MEAQ. *Behavior Therapy*, 49(3), 435-449. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2017.08.008>
- Rodríguez, M. N., & Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica: Revista de Metodología y Psicología Experimental*, 29(2), 205-227. <https://www.uv.es/revispsi/articulos2.08/6RODRIGUEZ.pdf>
- Ruiz, F. J., 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. M., López-Salmerón, M. D., & Puga, J. L. (2018). Evitación experiencial y uso abusivo del smartphone: un enfoque bayesiano. *Adicciones*, 29(4), 1-11. <https://adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/1151/0>
- Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Cárdenas-Sierra, S., Durán, Y., Guerrero, K., & Riaño-Hernández, D. (2016). Psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II in Colombia. *The Psychological Record*, 66, 429-437. <https://doi.org/10.1007/s40732-016-0183-2>

- Sanabria-Ferrand, P. A., Pino-Robledo, S., González, L., & Moreno, S. (2014, mayo). *Evitación experiencial y su relación con la práctica de actividad física en estudiantes universitarios colombianos* [Conferencia]. XIV Congreso Nacional y I Congreso Internacional de Psicología de la actividad Física. Cáceres, España. [https://www.researchgate.net/publication/265216601\\_EVITACION\\_EXPERIENCIAL\\_Y\\_SU\\_RELACION\\_CON\\_LA\\_PRACTICA\\_DE\\_ACTIVIDAD\\_FISICA\\_EN\\_ESTUDIANTES\\_UNIVERSITARIOS\\_COLOMBIANOS](https://www.researchgate.net/publication/265216601_EVITACION_EXPERIENCIAL_Y_SU_RELACION_CON_LA_PRACTICA_DE_ACTIVIDAD_FISICA_EN_ESTUDIANTES_UNIVERSITARIOS_COLOMBIANOS)
- Sloan, D. M. (2004). Emotion regulation in action: Emotional reactivity in experiential avoidance. *Behaviour Research and Therapy*, 42(11), 1257-1270. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2003.08.006>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Allyn and Bacon.
- Tamres, L. K., Janicki, D., & Helgeson, V. S. (2002). Sex differences in coping behavior: A meta-analytic review and an examination of relative coping. *Personality and Social Psychology Review*, 6(1), 2-30. [https://doi.org/10.1207/S15327957PSPR0601\\_1](https://doi.org/10.1207/S15327957PSPR0601_1)
- Tull, M. T., Gratz, K. L., Salters, K., & Roemer, L. (2004). The role of experiential avoidance in posttraumatic stress symptoms and symptoms of depression, anxiety, and somatization. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 192(11), 754-761. <https://doi.org/10.1097/01.nmd.0000144694.30121.89>
- Tyndall, I., Waldeck, D., Pancani, L., Whelan, R., Roche, B., & Dawson, D. (2019). The Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) as a measure of experiential avoidance: Concerns over discriminant validity. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 278-284. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2018.09.005>
- Valencia, P. (2019). ¿El Cuestionario de Aceptación y Acción II mide realmente la evitación experiencial? *Revista Evaluar*, 19(3), 42-53. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v19.n3.26776>
- Valiente, C., Provencio, M., Espinosa, R., Duque, A., & Everts, F. (2015). Insight in paranoia: The role of experiential avoidance and internalized stigma. *Schizophrenia Research*, 164(1-3), 214-220. <https://doi.org/10.1016/j.schres.2015.03.010>
- Ventura-León, J. L., Barboza-Palomino, M., & Caycho, T. (2018). ¿Son necesarios los instrumentos equitativos? *Educación Médica*, 19(2), 126-127. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2017.03.022>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Wilson, A. C., Wilhelm, S., & Hartmann, A. S. (2014). Evitación experimental en el trastorno dismórfico corporal. *Imagen Corporal*, 11(4), 380-383. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2014.06.006>
- 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>
- Zhang, C. Q., Chung, P. K., Si, G., & Liu, J. D. (2014). Psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II for Chinese college students and elite Chinese athletes. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 47(4), 256-270. <https://doi.org/10.1177/0748175614538064>

**Anexo 1. Versión Ecuatoriana de la AAQ-II**

A continuación, encontrará una lista de frases. Por favor indique qué tan cierta es cada una para usted marcando con una (X) el número que le parezca adecuado de la escala que se encuentra a la derecha de cada frase. No hay respuestas buenas o malas, ni preguntas con truco. Asegúrese de contestar todas las frases. Use como referencia la siguiente escala para hacer su elección:							
1	2	3	4	5	6	7	
<b>Anexos</b> Completamente falso	Rara vez cierto	Algunas veces cierto	A veces cierto	Frecuentemente cierto	Casi siempre cierto	Completamente cierto	
1. Mis recuerdos y experiencias dolorosas me dificultan vivir una vida que pudiera valorar.	1	2	3	4	5	6	7
2. Evito o escapo de mis sentimientos.	1	2	3	4	5	6	7
3. Me preocupa no poder controlar mis sentimientos y preocupaciones.	1	2	3	4	5	6	7
4. Mis recuerdos dolorosos me impiden tener una vida plena.	1	2	3	4	5	6	7
5. Mis emociones me causan problemas en la vida.	1	2	3	4	5	6	7
6. Me parece que la mayoría de la gente maneja su vida mejor que yo.	1	2	3	4	5	6	7
7. Mis preocupaciones obstaculizan mi superación.	1	2	3	4	5	6	7