

Theoretical and Review Articles // Artículos teóricos y de revisión

- Carmen Luciano 3-18 Murray Sidman's Legacy and the Scientist's Behavior.
- Ana B Bautista 19-31 Psychological Interventions for Parents of Children with Cancer: A Systematic Review and Meta-analysis.
Francisco J Ruiz
Marco A Sierra
Juan Carlos Suárez Falcón

Research Articles // Artículos de investigación

- Paulo Moreira 35-46 Subjective Wellbeing in Gypsy Students.
Helena Bilimória
Sandra Lopes
- Ihor Prykhodko 47-57 Psychological Markers of Suicides in Military Service During Wartime: A Contemporary Example.
Yanina Matsegora
Oleksandr Kolesnichenko
Vladimir Pasichnik
Olena Kuruch
Natalia Yurieva
Olena Kravchenko
Olga Radko
Dmytro Prikhodko
- Allegra X Campagna 59-74 Early Predictors of Callous and Unemotional Traits: The Role of Infant, Toddler, and Parent Temperament.
Haven Warwick
Maria Gartstein
- Justin Thomas 75-79 Cognitive Vulnerability and Depressive Symptoms among Emirati College Students Before and After the Enactment of COVID-19 Curfew and Home-learning Measures.
Omnya Alkathheeri
Ian Grey
- María Guadalupe Mellin Sánchez 81-91 Estudio psicométrico de la escala AAQ-II de evitación experiencial en población de México. [*Psychometric study of the AAQ-II scale of experiential avoidance in population of Mexico.*]
Ferrán Padrós Blázquez
- Jara Mendiá 93-105 The Relationship Between Body and Appearance-Related Self-conscious Emotions and Disordered Eating: The Mediating Role of Symptoms of Depression and Anxiety.
Aitziber Pascual
Susana Conejero
Sonia Mayordomo
- Ole André Solbakken 107-122 Validation of the Affect Integration Inventory Short Form (AII-SF-42).
Jon T Monsen

Notes and Editorial Information // Avisos e información editorial

- Editorial Office 123-124 Normas de publicación-*Instructions to Authors*.
Editorial Office 125 Cobertura e indexación de IJP&PT. [*IJP&PT Abstracting and Indexing.*]

ISSN 1577-7057

© 2021 Asociación de Análisis del Comportamiento Almería-Madrid, España

IJP&PT

INTERNATIONAL JOURNAL OF PSYCHOLOGY & PSYCHOLOGICAL THERAPY

EDITOR

Francisco Javier Molina Cobos
Universidad de Almería, España

REVIEWING EDITORS

Mónica Hernández López
Universidad de Jaén
España

Francisco Ruiz Jiménez
Fundación Universitaria Konrad Lorenz
Colombia

ASSOCIATE EDITORS

Dermot Barnes-Holmes
Universiteit Gent
Belgique-België

J. Francisco Morales
UNED-Madrid
España

Mauricio Papini
Christian Texas University
USA

Miguel Ángel Vallejo Pareja
UNED-Madrid
España

Kelly Wilson
University of Mississippi
USA

ASSISTANT EDITORS

Adolfo J. Cangas Díaz
Emilio Moreno San Pedro

Universidad de Almería, España
Universidad de Huelva, España

Estudio psicométrico de la escala AAQ-II de evitación experiencial en población de México

María Guadalupe Mellin Sánchez, Ferrán Padrós Blázquez*

Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México

ABSTRACT

Psychometric study of the AAQ-II scale of experiential avoidance in population of Mexico. The most widely used instrument to assess experiential avoidance or psychological inflexibility is the Acceptance and Action Questionnaire-II AAQ-II), which has shown adequate psychometric properties in the 7-item version. In Mexico, there is only one study with the 10 original items, carried out with a small sample and the internal structure has not been studied through a Confirmatory Factor Analysis (CFA). Therefore, the objective was to study the internal structure from an Exploratory Factor Analysis (in the first phase, with 211 participants) and a CFA (in the final phase, $n= 993$) of the AAQ-II, the goodness of the items that compose it, its internal consistency and the relationship with anxious and depressive symptoms. In addition, descriptive data of the levels of experiential avoidance in the general population of Michoacán (México) are presented. In the second phase, AAQ-II, BAI and BDI were administered, at the same time that sociodemographic data were requested from 993 adults. The unifactorial structure of other studies was corroborated, a high internal consistency of the total scale was observed ($\alpha= .897$) and, high and positive correlations were found with BAI and BDI. It can be concluded that the present study shows for the first time that the 7-items AAQ-II is suitable for use in the general population of Michoacán (México). The AAQ-II is a very useful instrument in the field of acceptance and commitment therapy and other third generation interventions.

Key words: acceptance, experiential avoidance, reliability, confirmatory factor analysis, flexibility.

How to cite this paper: Mellin Sánchez MG & Padrós Blázquez F (2021). Estudio psicométrico de la escala AAQ-II de evitación experiencial en población de México. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy*, 21, 1, 81-91.

Novedad y relevancia

¿Qué se sabe sobre el tema?

- La evitación experiencial destructiva se ha conceptualizado como una necesidad disfuncional de actuar rígidamente para no experimentar malestar.
- El instrumento más utilizado para evaluar la ausencia de evitación experiencial es el Cuestionario de Aceptación y Acción-II (AAQ-II), que ha mostrado adecuadas propiedades psicométricas con muestras de numerosos países.

¿Qué añade este artículo?

- Presenta los datos psicométricos de AAQ-II en una muestra amplia de mexicanos haciendo uso de un Análisis Factorial Confirmatorio.
- Los resultados permiten validar el empleo del AAQ-II con población mexicana.

El sufrimiento es una experiencia que el ser humano siente en varias ocasiones a lo largo de su vida, aunque las personas reaccionan de diferentes maneras frente a él, la forma adaptativa es concebir las experiencias dolorosas como normales, naturales y soportables. En caso contrario, percibir este tipo de experiencias como algo anómalo, insoportable y que debe evitarse a toda costa se asocia con la evitación experiencial que, a medio y largo plazo implica mayor riesgo de psicopatología (Luciano y Hayes, 2001).

Wilson y Luciano (2002), definen la evitación experiencial destructiva como una necesidad de actuar rígidamente para no experimentar malestar tendiendo a huir de él.

* Correspondencia: Dr. Ferrán Padrós Blázquez, Facultad de Psicología, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Francisco Villa 450, Col. Dr Miguel Silva. Morelia, Michoacan, México, CP 58280. Email: fpadros@umich.mx; fpadros@uoc.edu

De modo que el malestar se puede intensificar, alude al término destructivo porque puede llevar al individuo a limitar las actividades de la vida diaria generando insatisfacción personal y a la larga puede provocar trastornos psicológicos. La aceptación es contemplada como antónimo de evitación experiencial, supone una actitud favorable a experimentar eventos privados internos sin juzgarlos ni evitarlos y es un elemento clave de la ACT (terapia de aceptación y compromiso, por sus siglas en inglés) (McAndrews, Richardson y Stopa, 2019). Aunque también se ha señalado como un concepto relacionado, la flexibilidad psicológica, la cual se ha conceptualizado como un conjunto de características atribuibles a las personas que les permiten responder de forma flexible a los pensamientos, sentimientos y eventos negativos favoreciendo así su bienestar y salud (Rolffs, Rogge & Wilson, 2018). Se ha propuesto que la flexibilidad psicológica está compuesta por 6 factores, conocido como modelo Hexaflex, y ha servido como un elemento clave de la ACT (Ong, Lee, Levin & Twohig, 2019).

La aceptación y la flexibilidad no son procesos únicamente relevantes para la ACT. Por ejemplo, la terapia dialéctica conductual (Linehan, 1993) fomenta la “aceptación radical”, asimismo, la terapia metacognitiva (Wells, 2009) y la terapia cognitiva basada en la atención plena (Segal, Williams y Teasdale, 2002) promueven la observación y la aceptación de los eventos mentales sin tratar de evitarlos.

Varios autores (McAndrews, Richardson y Stopa, 2019; Ong, Lee, Levin & Twohig, 2019; Rolffs, Rogge & Wilson, 2018) han señalado que el instrumento para evaluar la aceptación o flexibilidad psicológica más utilizado es el Cuestionario de Aceptación y Acción-II (AAQ-II por sus siglas en inglés) de Bond *et alia* (2011). El AAQ-II se ha estudiado en muchos países: Estados Unidos donde se realizó la original (Bond *et alia*, 2011; Borgogna, McDermott, Berry Lathan & Gonzales, 2020; Correa Fernández *et alia*, 2020; Edwards & Vowles, 2020; Flynn, Berkout & Bordieri, 2016; Ong *et alia*, 2019; Rochefort, Baldwin & Chmielewski, 2018); Brasil (Barbosa & Murta, 2015); Chipre (Karekla & Michaelides, 2017); Colombia (Ruiz *et alia*, 2016); España (Ruiz, Luciano, Cangas & Beltrán, 2013); Francia (Monetès, Villatte, Mouras, Loas & Bond, 2009); Gran Bretaña (Tyndall *et alia*, 2019); Holanda (Fledderus, Oude-Voshaar, ten-Klooster & Bohlmeijer, 2012); Hungría (Eisenbeck & Szabó-Bartha, 2018); Italia (Pennato, Berrocal, Bernini & Rivas, 2013); Malasia (Shari, Zainal, Guan, Ahmad-Sabki & Yahaya, 2019); México (Patrón, 2010); Palestina (Hemaid *et alia*, 2016); Polonia (Kleszcz, Dudek, Białaszczek, Ostaszewski & Bond, 2018); Portugal (Costa, Marôco, Pinto Gouveia & Galhardo, 2014; Pinto Gouveia, Gregório, Dinis & Xavier, 2012); Noruega (Østergaard, Lundgren, Zettle, Landrø & Haaland, 2020); Serbia (Žuljević, Rakočević & Krnetić, 2020); Suecia (Lundgren, & Parling, 2017); Taiwan (Chang, Chi, Lin & Ye, 2017) y Turquía (Meunier, Atmaca, Ayranci, Gökdemir, Uyar, & Baştuğ, 2014; Yavuz *et alia*, 2016)

El AAQ-II originalmente tenía 10 ítems, y en algún estudio se mantienen (Fledderus *et alia*, 2012; Patrón, 2010), sin embargo, en la mayoría de estudios se han reducido a 7 (Bond *et alia*, 2011; Pennato, Berrocal, Bernini & Rivas, 2013), e incluso 6 (Chang, Chi, Lin & Ye, 2017; Hemaid *et alia*, 2016; Lundgren, & Parling, 2017), aunque estos últimos estudios no coincidieron en el ítem eliminado.

La mayoría de estudios que han analizado directamente la versión de 7 ítems conservan los ítems (p.ej., Barbosa & Murta, 2015; Borgogna *et alia*, 2020; Correa Fernández *et alia*, 2020; Costa *et alia*, 2014; Eisenbeck & Szabó-Bartha, 2018; Edwards & Vowles, 2020; Flynn *et alia*, 2016; Karekla & Michaelides, 2017; Kleszcz *et alia*, 2018; Meunier *et alia*, 2014; Monetès *et alia*, 2009; Ong *et alia*, 2019; Østergaard,

et alia, 2020; Pinto Gouveia *et alia* 2012; Rochefort, Baldwin & Chmielewski, 2018; Shari *et alia*, 2019; Tyndall *et alia*, 2019; Yavuz *et alia*, 2016; Žuljević *et alia*, 2020).

En todos los estudios se ha hallado una estructura unidimensional, aunque debe comentarse que en algunos estudios sólo se ha estudiado la estructura interna mediante análisis factorial exploratorio (AFE) (Chang *et alia*, 2017; Lundgren, & Parling, 2017; Patrón, 2010; Pennato *et alia*, 2013; Shari *et alia*, 2019; Ruiz *et alia*, 2013), mientras que en otros se ha utilizado el análisis factorial confirmatorio (AFC) donde el ajuste ha sido regular (Correa Fernández *et alia* 2020; Flynn *et alia*, 2016; Meunier *et alia*, 2014).

Los valores de consistencia interna en todos los estudios han resultado adecuados, oscilando los valores α de Cronbach entre .76 y .94. Por otro lado, la fiabilidad test-retest en la versión de Bond *et alia* (2011) en un periodo de entre 3 y 12 meses resultó entre .61 y -.81, siendo en el periodo entre 5 y 6 semanas del estudio de México de .71

Respecto a las evidencias de validez, se han hallado correlaciones moderadas con instrumentos que miden variables que sugieren una disfunción en el manejo de pensamientos; con la escala de Supresión del “Oso Blanco” (*White Bear Suppression Inventory* -WBSI, Wegner y Zanakos, 1994) que evalúa los intentos crónicos de supresión, es decir un forma de inflexibilidad. Las correlaciones entre AAQ-II y WBSI oscilaron entre .47 y .67 (Berkout & Bordieri, 2016; Karekla & Michaelides, 2017; Kleszcz *et alia*, 2018; Lundgren & Parling, 2017; Meunier *et alia*, 2014; Pennato *et alia*, 2013; Pinto Gouveia *et alia*, 2012; Shari *et alia*, 2019). Con preocupación patológica, se observó una correlación de .56 (Ruiz *et alia*, 2013). Por otro lado, se han informado (Correa Fernández *et alia*, 2020) correlaciones negativas y moderadas con las subescalas y la puntuación total ($r = -.53$) de la escala de tolerancia al estrés (*Distress Tolerance Scale*, Simons & Gaher, 2005).

Igualmente, se ha informado en numerosos estudios una relación positiva con la sintomatología depresiva (Barbosa & Murta, 2015; Bond *et alia*, 2011; Chang *et alia*, 2017; Eisenbeck *et alia*, 2018; Edwards & Vowles, 2020; Fledderus *et alia*, 2012; Flynn *et alia*, 2016; Karekla & Michaelides, 2017; Lundgren & Parling, 2017; Meunier *et alia*, 2014; Pennato *et alia*, 2013; Pinto Gouveia *et alia*, 2012; Ruiz *et alia*, 2013; Ruiz *et alia*, 2016; Shari *et alia*, 2019; Tyndall *et alia*, 2019; Yavuz *et alia*, 2016; Žuljević *et alia*, 2020). Así como con la de ansiedad (Barbosa & Murta, 2015; Bond *et alia*, 2011; Eisenbeck *et alia*, 2018; Edwards & Vowles, 2020; Fledderus *et alia*, 2012; Flynn *et alia*, 2016; Karekla & Michaelides, 2017; Kleszcz *et alia*, 2018; Lundgren & Parling, 2017; Meunier *et alia*, 2014; Østergaard *et alia*, 2020; Patrón, 2010; Pennato *et alia*, 2013; Pinto Gouveia *et alia*, 2012; Ruiz *et alia*, 2013; Ruiz *et alia*, 2016; Shari *et alia*, 2019; Tyndall *et alia*, 2019; Žuljević *et alia*, 2020). También se ha informado una correlación positiva con la sintomatología obsesiva compulsiva (Yavuz *et alia*, 2016); además, se han observado correlaciones negativas (de -.28 a -.69) con la salud, (Borgogna *et alia*, 2020; Eisenbeck *et alia*, 2018; Kleszcz *et alia*, 2018; Lundgren & Parling, 2017; Østergaard *et alia*, 2020; Ruiz *et alia*, 2013; Ruiz *et alia*, 2016), y (-.47 a -.64) con la satisfacción con la vida (Eisenbeck *et alia*, 2018; Flynn *et alia*, 2016; Kleszcz *et alia*, 2018; Lundgren & Parling, 2017; Ruiz *et alia*, 2016; Žuljević *et alia*, 2020). Por otro lado, no se ha encontrado relación entre la escala AAQ-II y la discapacidad social (Bond *et alia*, 2011) o una relación positiva muy baja (Meunier *et alia*, 2014).

Ong *et alia* (2019) sugirieron que puntuaciones entre 28 y 32 podrían utilizarse como punto de corte para identificar a los “evitadores experienciales patológicos” o “inflexibles”, y Shari *et alia* (2019) señalaron como punto de corte 17.5 (aunque como valoraron la escala de 0 a 6, equivaldría a 24.5). También debe señalarse que la escala

AAQ-II ha mostrado una adecuada sensibilidad al cambio después de un tratamiento psicoterapéutico efectivo (Ruiz *et alia*, 2016).

En cuanto a las variables sociodemográficas los resultados son diversos. Se ha observado que los varones obtienen puntuaciones superiores a las mujeres (Barbosa & Murta, 2015), ausencia de relación (Bond *et alia*, 2011; Eisenbeck *et alia*, 2018; Karekla & Michaelides, 2017), y que las mujeres obtienen mayores puntuaciones (Kleszcz *et alia*, 2018; Žuljević *et alia*, 2020). En cuanto a la edad se detecta una mayor coincidencia, pues la mayoría de estudios no ha observado relación (Bond *et alia*, 2011; Karekla & Michaelides, 2017; Kleszcz, *et alia*, 2018), o relación mínima positiva (Barbosa & Murta, 2015) o negativa (Eisenbeck *et alia*, 2018).

Tomando en consideración por un lado, que el único estudio psicométrico realizado con la AAQ-II en México fue realizado hace 10 años (Patrón, 2010), que se halló que los 10 ítems eran adecuados, mientras la mayoría de estudios halló que resultaron adecuados sólo siete (que forman parte de la versión que se utiliza en los estudios más recientes. Y, por otro lado, teniendo en cuenta que en el estudio citado la estructura factorial se analizó a partir de un análisis factorial exploratorio (AFE), pero no mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC), con una muestra pequeña de Yucatán. El objetivo principal del presente estudio fue el análisis de las propiedades psicométricas del AAQ-II en una población de una zona distinta, realizando la estructura factorial mediante un AFE y un AFC, analizando la bondad de los ítems, la consistencia interna y la relación con la sintomatología depresiva y ansiosa. El estudio también ofrece datos descriptivos del AAQ-II y estudia las posibles diferencias por sexo y la relación con la edad.

MÉTODO

Participantes

La muestra fue no probabilística por conveniencia, y comprendió 211 participantes de la población general en la fase piloto, mayores de 18 años de los que 101 eran mujeres ($M= 33,22$; $DT= 12,99$). En la fase final del estudio, la muestra estuvo formada por 993 participantes de la población general, con edades entre 18 y 79 años de lo que 608 eran mujeres ($M= 24,44$; $DT= 8,30$). La media de escolarización fue de 14,97 años ($DT= 2,45$). Todos los participantes eran residentes de la ciudad de Morelia y sus alrededores (Estado de Michoacán, México).

Instrumentos

Acceptance and Action Questionnaire II (AAQ II, Bond *et alia*, 2011). Instrumento creado con el objetivo de medir evitación experiencial, originalmente en población norteamericana, en este estudio se utilizó la versión mexicana realizó por Patrón (2010). Utiliza una escala Likert con 10 ítems y 7 diferentes respuestas posibles (desde 1: completamente falso, a 7: completamente cierto). La puntuación se obtiene sumando el valor de las respuestas a los ítems, de forma que a mayor puntuación mayor evitación experiencial.

Beck Depression Inventory (BDI, Beck, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961). Instrumento que se utiliza para medir la presencia y nivel de gravedad de síntomas depresivos, consta de 21 ítems que se valoran de 0 a 3, siendo la puntuación total de 63 puntos indicando máximo nivel de depresión. Para este estudio se utilizó la adaptación a población mexicana (Jurado *et alia*, 1998), que obtuvo una adecuada consistencia interna ($\alpha= 0,87$) confirmada en otro estudio más reciente ($\alpha= .898$; Padrós Blázquez & Pintor Sánchez, en prensa).

Beck Anxiety Inventory (BAI, Beck, Epstein, Brown & Steer, 1988). Instrumento que evalúa la presencia y nivel de gravedad de sintomatología ansiosa, consta de 21 ítems con 4 posibilidades de respuesta (entre 0 a 3, a mayor puntuación mayor nivel de ansiedad). Para este estudio se utilizó la adaptación mexicana de Robles, Varela, Jurado & Páez (2001), que obtuvo aceptables niveles de consistencia interna ($\alpha = 0.84$) confirmados en otro estudio más reciente ($\alpha = .911$; Padrós Blázquez, Montoya Pérez, Bravo Calderón & Martínez Medina, 2020).

Procedimiento

El proyecto fue aprobado por el comité de ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (Michoacán, México). El procedimiento se llevó a cabo en dos fases; en la primera (fase piloto) se aplicó solamente la versión inicial del AAQ II de diez ítems, mientras que en la segunda fase se administró la versión de siete ítems junto a otras dos escalas anteriormente mencionadas.

En la *fase piloto*, se aplicó la escala a un total de 211 participantes voluntarios adultos. La aplicación fue realizada por dos estudiantes de Psicología de manera individual y anónima. A los participantes se les invitaba a responder los cuestionarios y se requirió la firma de un consentimiento informado que explicaba *grosso modo* los objetivos del estudio y las condiciones éticas. La administración tuvo una duración aproximada de 5 minutos. Se utilizó el programa SPSS versión 20 para el estudio psicométrico de los datos obtenidos, llevando a cabo un análisis de componentes principales y rotación varimax para el estudio de la consistencia interna. Se calculó el α de Cronbach para el análisis de la confiabilidad interna. La bondad de los ítems se estimó a partir de la correlación de cada ítem con el resto de la escala (corregida, sin el propio ítem) y el cambio observado en el valor del α de Cronbach del total de la escala si el ítem era eliminado.

En la *fase final* se administró la versión del AAQ-II de siete ítems junto las escalas BDI y BAI, a 993 participantes con las mismas características que la muestra descrita en la fase piloto. El tiempo aproximado de administración fue de 20 minutos. En este caso se realizó un análisis factorial confirmatorio mediante el paquete AMOS, utilizando los siguientes indicadores: significación del valor de Chi cuadrada dividido por los grados de libertad (valores de <5 indicando ajuste razonable, y de <2 ajuste excelente), haciendo uso del índice de Satorra-Bentler; Índice de Ajuste Normalizado (*NFI*), Índice de Ajuste No Normalizado (*NNFI*) e Índice de Bondad de Ajuste Comparativo *-CFI*, valores >0.90 indican un ajuste adecuado-, y el Error de Approximation *-RMSEA*, menor o igual a 0.05 indica buen ajuste (Bautista-Foguet, Coenders y Alonso, 2004). Asimismo se realizó el análisis de confiabilidad interna y se corroboró la bondad de los ítems del mismo modo que en la fase piloto.

RESULTADOS

En la fase piloto después de realizar un análisis de componentes principales, el cual era factible ($KMO = .852$ y prueba de esfericidad de Bartlett $\chi^2 = 596.407$, $p < .001$), se concluyó que la mejor solución era la unifactorial. A pesar de que dos factores mostraban un valor propio superior a uno, al interpretar la matriz rotada, aparecía un factor difícil de interpretar con sólo 2 ítems. Se observó que el total del α de Cronbach fue de .829 con los diez ítems, asimismo la correlación corregida de los ítems 1, 6 y 10 se mostró baja y al eliminarlos aumentó el α considerablemente (.858). Los siete

ítems restantes obtuvieron correlaciones corregidas entre .467 y .745 y ninguno, al ser eliminado, hizo aumentar el valor del α de la escala total. Al hacer el análisis de componentes principales de la versión final de la escala, se corroboró que era unifactorial y explicaba el 54,75% de la varianza.

En la segunda fase, con la versión de siete ítems, el análisis factorial confirmatorio aplicado al modelo unifactorial resultó dudoso (explicaba el 62,158% de la varianza). Debido a que el valor de $S-B\chi^2/g1$ resultó elevado y significativo ($S-B\chi^2= 164,178$; $g1= 14$, $p < .001$; $S-B\chi^2/g1= 11,72$), el *RMSEA* también resultó elevado; sin embargo, el resto de índices (*NFI*, *IFI* y *CFI*) resultaron aceptables (véase tabla 1).

Tabla 1. Índices de bondad de ajuste del AFC con el modelo de un factor en el AAQ-II.

Modelo	$S-B\chi^2/g1$	<i>NFI</i>	<i>NNFI</i>	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i>
Unifactorial	11,72	.928	.900	.933	.104

Notas: $S-B\chi^2/g1= \chi^2$ escalado de Satorra-Bentler, dividido entre grados de libertad; *NFI*= índice de ajuste normalizado; *NNFI*= índice de ajuste no normalizado; *CFI*= índice de bondad de ajuste comparativo; *RMSE*= error cuadrático medio de aproximación.

La escala total resultó tener un α de Cronbach de .897. Los ítems presentaron valores de media entre 2,26 para el ítem 4 y 3,20 para el 3, y los valores de DT oscilaron entre 1,57 para el ítem 4 y 1,81 para el 6 (véase tabla 2). Además, como se pueden observar en la tabla 3, todos los valores de asimetría y curtosis se encuentran dentro del rango de 1,5 a -1,5, por lo que puede inferirse que la distribución de todos los ítems se ajusta razonablemente a una distribución normal. Las correlaciones de cada ítem con la puntuación de la escala total corregida (es decir sin tener en cuenta dicho ítem), fueron superiores a .50 y la eliminación de ninguno de ellos aumentó el valor del α de Cronbach de la escala total.

Tabla 2. Resultados de media y desviación típica para cada ítem.

Ítems	<i>M</i>	<i>DT</i>
1. Mis recuerdos y experiencias dolorosas me dificultan vivir una vida que pudiera valorar	2,54	1,63
2. Evito o escapo de mis sentimientos	2,99	1,64
3. Me preocupa no poder controlar mis sentimientos y preocupaciones	3,20	1,85
4. Mis recuerdos dolorosos me impiden tener una vida plena	2,26	1,57
5. Mis emociones me causan problemas en la vida	2,68	1,65
6. Me parece que la mayoría de la gente maneja su vida mejor que yo	2,65	1,81
7. Mis preocupaciones obstaculizan mi superación	2,57	1,73

Tabla 3. Descriptivos de los ítems de AAQ-II.

Ítems	<i>s</i>	<i>k</i>	$r_i(c)$	α	h^2	λ
1	1,06	0,308	.728	.878	.664	.815
2	0,756	-0,153	.597	.893	.482	.694
3	0,627	-0,656	.738	.877	.666	.816
4	1,411	1,365	.755	.876	.699	.836
5	1,050	0,431	.735	.878	.664	.815
6	1,064	0,082	.661	.887	.565	.752
7	1,174	0,486	.694	.882	.611	.782

Notas: *s*= asimetría; *k*= curtosis; $r_i(c)$ = correlación ítem-total corregida; α = alfa de Cronbach del total de la escala si dicho ítem es eliminado; h^2 = comunalidad; λ = peso factorial.

La evidencia sobre la validez concurrente y discriminante del AAQ-II se evaluó mediante las correlaciones de Pearson con el BDI y el BAI. La correlación con la sintomatología depresiva resultó alta, positiva y significativa ($r= .698$; $p < .001$) e incluso mayor con la sintomatología ansiosa ($r= .764$, $p < .001$).

Respecto al sexo, se observó que las mujeres obtuvieron una media significativamente superior [19,53, $DT= 9,65$; $t(990)= -2.707$; $p= .007$; $d= 0.178$] a la observada en los hombres (17,89, $DT= 8,76$). En relación a la edad se observó una correlación mínima, positiva y significativa ($r= .088$; $p= .006$) y la relación con los años de escolaridad resultó baja, negativa y significativa ($r= -.110$; $p < .001$).

Las puntuaciones totales de AAQ-II oscilaron entre 7 y 49 ($M= 18,89$, $DT= 9,35$) y la moda resultó de 10, siendo la puntuación de los percentiles 10 al 90 de 9, 11, 13, 14, 16, 19, 22, 27, y 23, respectivamente.

DISCUSIÓN

El objetivo principal del estudio fue analizar las propiedades psicométricas del AAQ-II en población general en una muestra de voluntarios de Michoacán (México), específicamente la estructura interna, la bondad de los ítems, la consistencia interna y la relación con el BDI y el BAI.

En relación a la estructura interna, en el AFE realizado con la primera muestra, la solución unifactorial fue clara coincidiendo con la totalidad de estudios previos. Sin embargo, en el AFC el ajuste resultó dudoso coincidiendo con los resultados obtenidos por otros estudios (Correa Fernández *et alia*, 2020; Flynn *et alia*, 2016; Meunier *et alia*, 2014). Se observó que los ítems directos mostraron correlaciones superiores a .45 y al eliminarlos no aumentaba el α de Cronbach de la escala total. Sin embargo, los ítems inversos (1, 6 y 10) no resultaron adecuados, lo cual difiere del estudio previo realizado en población mexicana (Patrón, 2010). Los resultados del estudio coinciden con lo hallado en las versiones original (Bond *et alia*, 2011) e italiana (Pennato *et alia*, 2013). De hecho, en la mayoría de estudios se ha empleado la versión de los 7 ítems directos (Barbosa & Murta, 2015; Borgogna *et alia*, 2020; Correa Fernández *et alia*, 2020; Costa *et alia*, 2014; Eisenbeck & Szabó-Bartha, 2018; Edwards & Vowles, 2020; Flynn *et alia*, 2016; Karekla & Michaelides, 2017; Kleszcz *et alia*, 2018; Meunier *et alia*, 2014; Monetès *et alia*, 2009; Ong *et alia*, 2019; Østergaard *et alia*, 2020; Pinto Gouveia *et alia*, 2012; Rochefort, Baldwin & Chmielewski, 2018; Shari *et alia*, 2019; Tyndall *et alia*, 2019; Yavuz *et alia*, 2016; Žuljević *et alia*, 2020).

Respecto a la consistencia interna, el valor del α de Cronbach resultó adecuado, y superior al informado en varios estudios previos (Barbosa & Murta, 2015; Chang *et alia*, 2017; Hemaïd *et alia*, 2016; Karekla & Michaelides, 2017; Lundgren & Parling, 2017; Monetès *et alia*, 2009; Østergaard *et alia*, 2020; Pennato *et alia*, 2013; Yavuz *et alia* 2016), y similar al informado en otros estudios (Bond *et alia*, 2011; Eisenbeck *et alia*, 2018; Edwards & Vowles, 2020; Meunier *et alia*, 2014; Pinto Gouveia *et alia*, 2012; Ruiz *et alia*, 2016; Žuljević *et alia*, 2020), y al informado en el estudio de Patrón (2010), aunque éste se calculó con diez ítems. El valor del α de Cronbach resultó ligeramente inferior al de los estudios de Borgogna *et alia* (2020), Costa *et alia* (2014), Correa Fernández *et alia* (2020), Flynn *et alia* (2016), Kleszcz *et alia* (2018), Rochefort *et alia* (2018), Shari *et alia* (2019) y Tyndall *et alia* (2019).

La relación entre puntuación del AAQ-II y sintomatología ansiosa y depresiva fue con ambas alta, positiva y significativa. Concretamente, la relación con el BAI fue algo superior a la hallada en estudios previos (p.ej., Østergaard *et alia*, 2020; Patrón, 2010; Bond *et alia*, 2011). Respecto al BDI, la correlación fue muy similar a lo informado por Bond *et alia* (2011), inferior a lo hallado por Karekla & Michaelides (2017) y algo superior a lo descrito por otros estudios (p.ej., Meunier *et alia*, 2014; Østergaard *et alia*,

2020; Ruiz *et alia*, 2013; Yavuz *et alia*, 2016) que utilizaron como medición el BDI o BDI-II. Los resultados obtenidos resultan congruentes con la teoría, ya que Wilson y Luciano (2002) señalan que la evitación experiencial (o inflexibilidad) es un proceso que se relaciona con alto riesgo de psicopatologías (especialmente ansiosa y depresiva, aunque no exclusivamente), y por ello se ha considerado fundamental su detección para ACT (Ong *et alia*, 2019) y otras aproximaciones terapéuticas (McAndrews *et alia*, 2019).

En cuanto a las variables sociodemográficas, en el presente estudio las mujeres mostraron una puntuación algo superior a la de los varones. Sin embargo, el tamaño del efecto resultó muy bajo; lo que coincide con lo obtenido en población serbia por Žuljević *et alia* (2020), aunque no con el estudio de Kleszcz *et alia* (2018), que halló un tamaño del efecto moderado. Los resultados son similares a los obtenidos en la mayoría de estudios que informaron ausencia de diferencias por sexo (p.ej., Bond *et alia*, 2011; Eisenbeck *et alia*, 2018; Karekla & Michaelides, 2017), pero contradicen lo informado por Barbosa & Murta (2015), que obtuvieron en una muestra brasileña una puntuación mayor en hombres que en mujeres. La relación mínima o casi ausente con la puntuación del AAQ-II hallada en el presente estudio, coincidió con la informada en casi todos los estudios previos (Barbosa & Murta, 2015; Bond *et alia*, 2011; Karekla & Michaelides, 2017; Kleszcz *et alia*, 2018).

El estudio ha mostrado una correlación baja, negativa y significativa con los años de escolaridad. Es decir, la mayor escolarización podría tener un pequeño efecto protector, pero los resultados no han sido concluyentes.

En cuanto a los descriptivos, la media obtenida resultó similar a la obtenida con las versiones de Estados Unidos, Hungría, Portugal, Turquía, Serbia, España y Colombia. Por otro lado, resultó tres puntos superior a la obtenida en la versión de Chipre y cinco en la de Polonia.

Una importante limitación del estudio, que comparte con la mayoría de estudios previos, se refiere al muestreo utilizado que fue incidental y por conveniencia. Nótese que los participantes que aceptan voluntariamente contestar a los cuestionarios pueden no ser representativos de la población general. En ulteriores estudios sería conveniente realizar muestreos aleatorizados y estratificados (por características sociodemográficas) que mejorasen la validez externa.

Por otro lado, sería deseable estudiar la fiabilidad test-retest de la escala en la versión final en muestras mexicanas, y comparar los hallazgos con los de otros países. También, sería conveniente estudiar la sensibilidad al cambio, de forma similar a la realizada por Ruiz *et alia* (2014). Así como hallar un punto de corte para detectar personas con alto riesgo, “evitadores experienciales patológicos” o “inflexibles”, como en los estudios de Ong *et alia* (2019) y de Shari *et alia* (2019). Finalmente, sería conveniente replicar el estudio en otras zonas en un país tan extenso como México, para el que se han descrito importantes diferencias culturales entre poblaciones del norte, centro y sur (p. ej., Saldívar Garduño *et alia*, 2015).

REFERENCIAS

- Bautista Foguet J, Coenders G & Alonso J (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la valoración de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122 (Supl 1), 21-27. Doi: 10.1157/13057542
- Barbosa LM y Murta SG (2015). Propriedades psicométricas iniciais do Acceptance and Action Questionnaire-II-versão brasileira. *Psico-USF*, 20, 75-85. Doi: 10.1590/1413-82712015200107
- Beck AT, Epstein N, Brown G & Steer RA (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric

- properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 893-897. Doi: 10.1037/0022-006X.56.6.893
- Beck AT, Ward CH, Mendelson M, Mock J & Erbaugh J (1961). An Inventory for Measuring Depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571. Doi: 10.1001/archpsyc.1961.01710120031004
- Bond FW, Hayes SC, Baer RA, Carpenter KM, Guenole N, Orcutt HK, Waltz T & Zettle RD (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42, 676-688. Doi: 10.1037/a0028200
- Borgogna NC, McDermott RC, Berry A, Lathan EC & Gonzales J (2020). A multicultural examination of experiential avoidance: AAQ-II measurement comparisons across Asian American, Black, Latinx, Middle Eastern, and White college students. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 16, 1-8. Doi: 10.1016/j.jcbs.2020.01.011
- Chang WH, Chi L, Lin SH & Ye YC (2017). Psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II for Taiwanese college students and elite athletes. *Current Psychology*, 36, 147-156. Doi: 10.1007/s12144-015-9395-x
- Correa Fernández V, McNeel M, Sandoval JR, Tavakoli N, Kahambwe JK & Kim H (2020). Acceptance and Action Questionnaire II: Measurement invariance and associations with distress tolerance among an ethnically diverse university sample. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 17, 1-9. Doi: 10.1016/j.jcbs.2020.04.002
- Costa J, Marôco J, Pinto Gouveia J & Galhardo A (2014) Validation of the Psychometric Properties of Acceptance and Action Questionnaire-II in Clinical and Nonclinical Groups of Portuguese Population. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 14, 353-364.
- Edwards KA & Vowles KE (2020). Acceptance and Action Questionnaire-II: Confirmatory Factor Analysis and measurement invariance between Non-Hispanic White and Hispanic/Latinx undergraduates. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 17, 32-18. Doi: 10.1016/j.jcbs.2020.05.003
- Eisenbeck N & Szabó-Bartha A (2018). Validation of the Hungarian version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II). *Journal of Contextual Behavioral Science*, 9, 80-87. Doi: 10.1016/j.jcbs.2018.07.007
- Fledderus M, Oude-Voshaar MA, ten-Klooster PM & Bohlmeijer ET (2012). Further evaluation of the psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II. *Psychological Assessment*, 24, 925-936. Doi: 10.1037/a0028200
- Flynn MK, Berkout OV & Bordieri MJ (2016). Cultural considerations in the measurement of psychological flexibility: Initial validation of the Acceptance and Action Questionnaire-II among Hispanic individuals. *Behavior Analysis: Research and Practice*, 16, 81-93. Doi: 10.1037/bar0000035
- Hemaid F, El-Astal S, Cangas AJ, Navarro N, Aguilar-Parra JM, Alsaqqa A & Saqer A (2016). Psychometric properties of the Palestinian version of the acceptance and action questionnaire-II (AAQ-II) applied in the gaza strip. *International Journal of Psycho-Educational Sciences*, 5, 52-59.
- Jurado S, Villegas M, Méndez L, Rodríguez F, Loperena V & Varela R (1998). A estandarización del Inventario de Depresión de Beck para los residentes de la ciudad de México. *Salud Mental*, 21, 21-36.
- Karekla M & Michaelides MP (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, 119-124. Doi: 10.1016/j.jcbs.2016.11.006
- Kleszcz B, Dudek JE, Białaszek W, Ostaszewski P & Bond F (2018). The psychometric properties of the Polish version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQII). *Studia Psychologiczne*, 56, 1-19. Doi: 10.2478/V1067-010-0178-1
- Linehan M (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. New York: Guilford Press.
- Luciano C y Hayes SC (2001). Trastorno de Evitación Experiencial. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 1, 109-157.
- Lundgren T & Parling T (2016). Swedish Acceptance and Action Questionnaire (SAAQ): a psychometric evaluation. *Cognitive Behavior Therapy*, 46(4), 315-326. Doi: 10.1080/16506073.2016.1250228
- McAndrews Z, Richardson J & Stopa L (2019). Psychometric properties of acceptance measures: A systematic review. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 261-277. Doi: 10.1016/j.jcbs.2018.08.006
- Meunier B, Atmaca S, Ayranci E, Gökdemir BP, Uyar, T & Baştuğ G (2014). Psychometric properties of the turkish version of the acceptance and action questionnaire-II (AAQ-II). *Journal of Evidence-Based Psychotherapies*, 14, 179-196.
- Monestès JL, Villatte M, Mouras H, Loas G & Bond FW (2009). Traduction et validation française du questionnaire d'acceptation et d'action (AAQ-II). *European review of applied psychology*, 59(4), 301-308. Doi: 10.1016/j.erap.2009.09.001

- Ong CW, Lee EB, Levin ME & Twohig MP (2019). A review of AAQ variants and other context-specific measures of psychological flexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *12*, 329-346. Doi: 10.1016/j.jcbs.2019.02.007
- Ong CW, Pierce BG, Woods DW, Twohig MP & Levin ME (2019). The Acceptance and Action Questionnaire-II: An item response theory analysis. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *41*, 123-134. Doi: 10.1007/s10862-018-9694-2
- Østergaard T, Lundgren T, Zettle RD, Landrø NI & Haaland VØ. (2020). Norwegian Acceptance and Action Questionnaire (NAAQ): A psychometric evaluation. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *15*, 103-109. Doi: 10.1016/j.jcbs.2019.12.002
- Padrós Blázquez F & Pintor Sánchez BE (en prensa). Estructura interna y confiabilidad del BDI (Beck Depression Inventory) en universitarios de Michoacán (México). *Psicodebate*.
- Padrós Blázquez F, Montoya Pérez KS, Bravo Calderón MA & Martínez Medina MP (2020). Propiedades psicométricas del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI, Beck Anxiety Inventory) en población general de México. *Ansiedad y Estrés*, *26*, 181-187. Doi: 10.1016/j.anyes.2020.08.002
- Patrón F (2010). La Evitación Experiencial y su medición por medio del AAQ-II. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, *15*, 5-19.
- 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*, 552-563. Doi: 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*, 139-156. Doi: 10.1037/t41341-000
- Robles R, Varela R, Jurado S & Páez F (2001). Versión mexicana del Inventario de Ansiedad de Beck: propiedades psicométricas. *Revista Mexicana de Psicología*, *18*, 211-218.
- Rochefort C, Baldwin AS & Chmielewski M (2018). Experiential avoidance: An examination of the construct validity of the AAQ-II and MEAQ. *Behavior Therapy*, *49*, 435-449. Doi: 10.1016/j.beth.2017.08.008
- Rolfs JL, Rogge RD & Wilson KG (2018). Disentangling components of flexibility via the hexaflex model: Development and validation of the Multidimensional Psychological Flexibility Inventory (MPFI). *Assessment*, *25*, 458-482. Doi: 10.1177/1073191116645905
- Ruiz FJ, Luciano C, Cangas AJ & Beltrán I (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: The Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire-II. *Psicothema*, *25*, 123-129. Doi: 10.7334/psicothema2011.239
- Ruiz FJ, Suárez Falcón JC, 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. Doi: 10.1007/s40732-016-0183-2
- Saldívar Garduño A, Díaz Loving R, Reyes Ruiz NE, Armenta Hurtarte C, López-Rosales F, Moreno López M y Domínguez Guedea M (2015). Roles de género y diversidad: validación de una escala en varios contextos culturales. *Acta de Investigación Psicológica*, *5*, 2124-2147, Doi: 10.1016/s2007-4719(16)30005-9.
- Segal ZV, Williams JMG & Teasdale JD (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: Guilford.
- Shari NI, Zainal NZ, Guan NC, Ahmad-Sabki Z & Yahaya NA (2019). Psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ II) Malay version in cancer patients. *PLoS One*, *14*, e0212788. Doi: 10.17504/protocols.io.x5tfq6n
- Simons JS & Gaher RM (2005). The distress tolerance scale: Development and validation of a self-report measure. *Motivation and Emotion*, *29*, 83-102. Doi: 10.1007/s11031-005-7955-3.
- Tyndall I, Waldeck D, Pancani L, Whelan R, Roche B & Dawson DL (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. Doi: 10.1016/j.jcbs.2018.09.005
- Wegner DM & Zanakos S (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*, *62*, 616-640. Doi: 10.1111/j.1467-6494.1994.tb00311.x
- Wells A (2009). *Metacognitive therapy for anxiety and depression*. New York: Guilford Press.
- Wilson K & Luciano C (2002). *Terapia de Aceptación y Compromiso. Un tratamiento conductual orientado a los valores*. Madrid: Ed. Pirámide.

- Yavuz F, Ulusoy S, Iskin M, Esen FB, Burhan HS, Karadere ME & Yavuz N (2016). Turkish version of Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II): A reliability and validity analysis in clinical and non-clinical samples. *Klinik Psikofarmakoloji Bülteni-Bulletin of Clinical Psychopharmacology*, 26, 397-408. Doi: 10.5455/bep.20160223124107
- Žuljević D, Rakočević N & Krnetić I (2020). Testing the model of psychological flexibility in the Serbian cultural context: the psychometric properties of the acceptance and action questionnaire-II. *Psihologija*, 53, 161-182. Doi: 10.2298/PSI191015006Z .

Recibido, 4 octubre, 2020
Aceptación final, 2 noviembre, 2020

IJP&PT

INTERNATIONAL JOURNAL OF PSYCHOLOGY & PSYCHOLOGICAL THERAPY

Comité Editorial / Editorial Committee

Editor: Francisco Javier Molina Cobos, *Universidad de Almería, España*

Associate Editors

Dermot Barnes-Holmes, *Universiteit Gent, Belgique-België*
Francisco Morales, *UNED, Madrid, España*
Mauricio Papini, *Christian Texas University, USA*
Miguel Ángel Vallejo Pareja, *UNED, Madrid, España*
Kelly Wilson, *University of Mississippi, USA*

Reviewing Editors

Mónica Hernández López, *Universidad de Jaén, España*
Francisco Ruiz Jiménez, *Fund. Univ. Konrad Lorenz, Colombia*
Assistant Editors
Adolfo J. Cangas Díaz, *Universidad de Almería, España*
Emilio Moreno San Pedro, *Universidad de Huelva, España*

Former Editors

Jesús Gil Roales-Nieto, *Universidad de Almería, España, (2001-2011)*
Santiago Benjumea, *Universidad de Sevilla, España, (2012-2016)*
Miguel Rodríguez Valverde, *Universidad de Jaén, España, (2017)*

Consejo Editorial / Editorial Advisory Board

Yolanda Alonso *Universidad de Almería, España*
Erik Arntzen *University of Oslo, Norway*
M^a José Báguena Puigcerver *Universidad de Valencia, España*
Yvonne Barnes-Holmes *National University-Maynooth, Ireland*
Adrián Barbero Rubio *UNED & MICPSY, Madrid, España*
William M. Baum *University of New Hampshire, USA*
Gualberto Buela Casal *Universidad de Granada, España*
Francisco Cabello Luque *Universidad de Murcia, España*
Gonzalo de la Casa *Universidad de Sevilla, España*
Charles Catania *University of Maryland Baltimore County, USA*
Juan Antonio Cruzado *Universidad Complutense, España*
Victoria Diez Chamizo *Universidad de Barcelona, España*
Michael Dougher *University of New Mexico, USA*
M^a Paula Fernández García *Universidad de Oviedo, España*
Perry N Fuchs *University of Texas at Arlington, USA*
Andrés García García *Universidad de Sevilla, España*
José Jesús Gázquez Linares *Universidad de Almería, España*
Luis Gómez Jacinto *Universidad de Malaga, España*
Celso Goyos *Universidade de Sao Paulo, Brasil*
David E. Greenway *University of Southwestern Louisiana, USA*
Patricia Sue Grigson *Pennsylvania State College of Medicine, USA*
Steven C. Hayes *University of Nevada-Reno, USA*
Linda Hayes *University of Nevada-Reno, USA*
Phillip Hineline *Temple University, USA*
Per Holth *University of Oslo, Norway*
Robert J. Kohlenberg *University of Washington, Seattle, USA*
María Helena Leite Hunzinger *Universidade de Sao Paulo, Brasil*
Julian C. Leslie *University of Ulster at Jordanstown, UK*
Juan Carlos López García *Universidad de Sevilla, España*
Juan Carlos López López *Universidad de Almería, España*
Fergus Lowe *University of Wales, Bangor, UK*
Carmen Luciano *Universidad de Almería, España*
Armando Machado *Universidade do Miño, Portugal*

Jose Marques *Universidade do Porto, Portugal*
G. Alan Marlatt *University of Washington, Seattle, USA*
Ralph R. Miller *State University of New York-Binghamton, USA*
Rafael Moreno *Universidad de Sevilla, España*
Edward K. Morris *University of Kansas-Lawrence, USA*
Lourdes Munduate *Universidad de Sevilla, España*
Alba Elisabeth Mustaca *Universidad de Buenos Aires, Argentina*
José I. Navarro Guzmán *Universidad de Cádiz, España*
Jordi Obiols *Universidad Autónoma de Barcelona, España*
Sergio M. Pellis *University of Lethbridge, Canada*
Ricardo Pellón *UNED, Madrid, España*
Wenceslao Peñate Castro *Universidad de La Laguna, España*
Victor Peralta Martín *Hospital V. del Camino, Pamplona, España*
M. Carmen Pérez Fuentes *Universidad de Almería, España*
Marino Pérez Álvarez *Universidad de Oviedo, España*
Juan Preciado *City University of New York, USA*
Emilio Ribes Iniesta *Universidad Veracruzana, México*
Josep Roca i Balasch *INEF de Barcelona, España*
Jesús Rosales Ruiz *University of North Texas, USA*
Juan Manuel Rosas Santos *Universidad de Jaén, España*
Jorge Ruiz Sánchez *Universidad de Almería, España*
Kurt Saltzinger *Hofstra University, USA*
Mark R. Serper *Hofstra University, USA*
Carmen Torres *Universidad de Jaén, España*
Peter J. Urciuoli *Purdue University, USA*
Guillermo Vallejo Seco *Universidad de Oviedo, España*
Julio Varela Barraza *Universidad de Guadalajara, México*
Juan Pedro Vargas Romero *Universidad de Sevilla, España*
Graham F. Wagstaff *University of Liverpool*
Stephen Worchel *University of Hawaii, USA*
Edelgard Wulfert *New York State University, Albany, USA*
Thomas R. Zentall *University of Kentucky, USA*

International Journal of Psychology & Psychological Therapy is a four-monthly interdisciplinary publication open to publish original articles, reviews of one or more area(s), theoretical reviews, or methodological issues, and series of interest to some of the Psychology areas. The journal is published for the *Asociación de Análisis del Comportamiento* (AAC) and MICPSY, and indexed and/or abstracted in:

- Academic Search Complete (EBSCO Publishing Inc.)
- Cabell's Directory (Cabell Scholarly Analytics)
- CLARIVATE-WEB of SCIENCE (Emerging Sources Citation Index)
- ClinPSYC (American Psychological Association)
- DIALNET (Fundación Dialnet, Universidad de La Rioja)
- DICE-CSIC (Difusión y Calidad de las Revistas Españolas)
- Directory of Open Access Journals (DOAJ)
- EBSCO Information Service
- GOOGLE Scholar Metrics
- IBECs (Índice Bibliográfico Español en Ciencias de la Salud)
- IN-RECS (Index of Impact of the Social Sciences Spanish Journals)
- ISOC (CINDOC, CSIC)

International Journal of Psychology & Psychological Therapy es una publicación interdisciplinaria cuatrimestral, publicada por la Asociación de Análisis del Comportamiento (AAC), abierta a colaboraciones de carácter empírico y teórico, revisiones, artículos metodológicos y series temáticas de interés en cualquiera de los campos de la Psicología. Es publicada por la *Asociación de Análisis del Comportamiento* (AAC) y MICPSY y está incluida en las bases y plataformas bibliográficas:

- Journal Scholar Metrics
- LATINDEX (Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal)
- MIAR (Matriz de Información para el Análisis de Revistas)
- ProQuest Prisma Database
- Psychological Abstracts (American Psychological Association)
- PsycINFO (American Psychological Association)
- REBIUN (Red de Bibliotecas Universitarias Españolas)
- RESH (Revistas Españolas de Ciencias Sociales y Humanidades)
- SCIMAGO (SCImago Journal & Country Rank -SCOPUS)
- SCOPUS (Scopus Database Elsevier)