



International Journal of Clinical and Health Psychology

www.elsevier.es/ijchp



Spanish validation of the Parental Acceptance Questionnaire (6-PAQ)

Juan M. Fluja-Contreras^{a,b,*}, Azucena García-Palacios^c, Inmaculada Gómez^{a,b}

^aDepartamento de Psicología, Universidad de Almería, España

^bCentro de Investigación en Salud, Universidad de Almería, España

^cDepartamento de Psicología, Universidad de Jaume I, Castellón, España

Recibido 10 de noviembre de 2019; aceptado 11 de marzo de 2020

PALABRAS CLAVE

Flexibilidad
psicológica;
Familia;
Niños;
Estudio instrumental.

Validación en castellano del Parental Acceptance Questionnaire (6-PAQ)

Resumen

Antecedentes/Objetivo: La flexibilidad psicológica es una habilidad que tiene efectos positivos en la salud y también en el ámbito de la parentalidad. El objetivo del estudio es validar el *Parental Acceptance Questionnaire* (6-PAQ) en población española. **Método:** Participaron 426 padres (96,30% mujeres), con una media de edad de 38,25 años ($DT = 5,76$) y con al menos un hijo entre 3 y 16 años. Los participantes completaron el 6-PAQ y otros cuestionarios de evitación experiencial, supresión de pensamientos, satisfacción vital, y sintomatología de ansiedad y depresión. **Resultados:** En comparación con el modelo original se obtiene un mejor ajuste para la estructura factorial de tres factores con 16 ítems ($CFI = 0,996$; $GFI = 0,998$; $TLI = 0,995$; $RMSEA = 0,016$) que hacen referencia a estilos de respuesta relacionados con la flexibilidad psicológica (abierto, centrado y comprometido). Los resultados mostraron una buena consistencia interna, con una alfa de Cronbach de 0,81 y un omega de McDonald de 0,86, así como evidencias de validez convergente con correlaciones significativas con medidas de evitación, supresión de pensamientos, satisfacción vital y ansiedad. **Conclusiones:** La versión española del 6-PAQ, con estructura de tres factores, presenta propiedades psicométricas para considerarse una medida fiable y un instrumento válido para la evaluación de la flexibilidad psicológica parental.

© 2020 Asociación Española de Psicología Conductual. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

* Correspondencia: Universidad de Almería, Edificio Departamental C, Despacho 1,31. La Cañada de San Urbano s/n, 04120 Almería, España

Dirección de correo electrónico: jfc397@ual.es (J. M. Fluja-Contreras)

KEYWORDS

Psychological flexibility;
Family; Children;
Instrumental study.

Abstract

Background/Objective: Psychological flexibility is an ability with positive effects in health, also in the field parenting. The aim of this study is to validate the Parental Acceptance Questionnaire (6-PAQ) in Spanish sample. *Method:* A total of 426 parents (96.3% female), with an average age of 38.25 years ($SD = 5.76$) and with at least one child between 3 and 16 years old participated. Participants completed the 6-PAQ and other instruments assessing experiential avoidance, thought suppression, satisfaction with life and symptoms of anxiety and depression. *Results:* In comparison with the original model, the three-factor structural solution with 16 items obtained a better adjustment ($CFI=.996$; $GFI=.998$; $TLI=.995$; $RMSEA=.016$) that refer to response styles related to psychological flexibility (open, aware and active). The 6-PAQ adaptation has shown good internal consistency, with a Cronbach alpha of .81 and a McDonald's omega of .86 for the scale, and evidence of convergent validity with significant correlations with measure of avoidance, thought suppression, satisfaction with life and anxiety. *Conclusions:* The Spanish version of the 6-PAQ with the three-factor structure presents psychometric property to be considered a reliable measure and a valid instrument for the evaluation of parental psychological flexibility.

© 2020 Asociación Española de Psicología Conductual. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

La flexibilidad psicológica se define como la habilidad para estar en contacto de forma plena con los pensamientos y las emociones en el momento presente, sin intención de modificar o cambiar estos eventos privados, y comportándose de manera persistente en dirección a metas y valores personales, en función de la situación (Hayes, Strosahl y Wilson, 2012). En este sentido, entendemos la flexibilidad psicológica parental como la habilidad para “aceptar los pensamientos y las emociones negativas en relación con el hijo a medida que surgen, al tiempo que se actúa para mantener una buena relación paterno-filial de forma consistente con unas buenas prácticas parentales” (Burke y Moore, 2015, p. 549). La flexibilidad psicológica se ha descrito a partir de seis procesos interconectados: aceptación, defusión, estar presente, yo como contexto, acciones comprometidas y valores (Hayes, Luoma, Bond, Masuda y Lillis, 2006). Por otro lado, posteriormente, este modelo se ha visto simplificado organizando los seis procesos en tres diadas que se han definido como estilos de respuesta abierto, centrado y comprometido (Hayes et al., 2012), que de alguna forma se ajusta a otros análisis de la flexibilidad (Gootzeit, 2014; Harris, 2019).

La flexibilidad psicológica ha sido explorada como un factor de salud general (Kashdan y Rottenberg, 2010; Kuba et al., 2019; Pagnini et al., 2019; Wersebe, Lieb, Meyer, Hofer y Gloster, 2018). En el ámbito de la parentalidad se han encontrado efectos entre flexibilidad psicológica y prácticas parentales, dando lugar a mayores prácticas positivas, que se asocian a su vez en los hijos con menores problemas internalizantes y externalizantes (Brassell et al., 2016) y mayor flexibilidad psicológica (Williams, Ciarrochi y Heaven, 2012). Se han encontrado relaciones entre una mayor inflexibilidad psicológica con el estrés, la ansiedad (Emerson, Ogielka y Rowse, 2019) y la depresión (Biglan et al., 2015), tanto en los padres como en los hijos. Además, la inflexibilidad psicológica puede tener efectos en el mantenimiento de estilos de parentalidad desadaptativos bajo

funciones aversivas ante la excesiva evitación y fusión cognitiva de eventos privados que producen malestar (Brown, Whittingham y Sofronoff, 2015; Whittingham y Coyne, 2019).

El instrumento más empleado para evaluar la flexibilidad psicológica en adultos es el *Acceptance and Action Questionnaire* (AAQ-II; Bond et al., 2011), a partir del cual han surgido diferentes versiones y adaptaciones para contextos específicos (Ong, Lee, Levin y Twohig, 2019). Entre estos instrumentos, encontramos algunos desarrollados específicamente para la evaluación de la flexibilidad psicológica parental como el *Parental Acceptance Questionnaire* (PAAQ; Cheron, Ehrenreich y Pincus, 2009), que consta de dos escalas de inacción y no-aceptación; la *Parenting-Specific Psychological Flexibility* (Brassell et al., 2016); el *Parental Flexibility Questionnaire* (Burke y Moore, 2015), que evalúa tres factores: Fusión cognitiva, Aceptación y Acción comprometida; y el *Parental Acceptance Questionnaire* (Greene, Field, Fargo y Twohig, 2015) que evalúa la flexibilidad psicológica a partir de los seis procesos del modelo antes especificado.

Es necesario contar con instrumentos que puedan medir la flexibilidad psicológica en padres y madres a fin de comprobar los estilos de funcionamiento relacionados con la parentalidad y los efectos en las intervenciones emergentes en Psicología Clínica y Educativa en este ámbito (Whittingham y Coyne, 2019). Además, ninguno de esos cuestionarios específicos cuenta con validación en población española.

Por tanto, el presente estudio tiene como objetivo adaptar y explorar las propiedades psicométricas del *Parental Acceptance Questionnaire* (6-PAQ; Greene et al., 2015) en población española, concretamente en padres y madres con hijos de entre 3 y 16 años. Este instrumento se ha seleccionado entre los mencionados arriba por tratarse del único que evalúa la flexibilidad psicológica parental considerando sus seis procesos. Concretamente, se analizarán la fiabili-

Tabla 1 Datos sociodemográficos de la muestra ($N = 426$).

Edad, media (DT)	38,29 (5,75)
Sexo, n (%)	Mujer: 410 (96,50) Hombre: 16 (3,50)
Estado civil, n (%)	Casado: 330 (77,40) Soltero: 38 (8,90) Madre/padre soltero: 13 (3,10) Separado: 26 (6,10) Divorciado: 13 (3,10) Viudo: 5 (1,20)
Nivel de estudios, n (%)	Básico: 59 (13,80) Medio: 143 (33,30) Superior: 225 (52,80)
Número de hijos, n (%)	1 hijo: 126 (29,60) 2 hijos: 248 (58,20) 3 hijos: 44 (10,30) 4 hijos: 7 (1,60) 5 hijos: 1 (0,20)
Edad de los hijos, media (DT)	5,77 (2,10)
Sexo de los hijos, n (%)	Mujer: 288 (49,50) Hombre: 293 (50,40)

dad, estructura factorial y relaciones con otras variables asociadas con la flexibilidad psicológica parental. En este sentido se plantean las siguientes hipótesis:

1. Se encontrará una estructura factorial similar a la propuesta en la versión original (Greene et al., 2015), esto es, una escala de seis factores relacionados con los seis procesos de flexibilidad psicológica.
2. Se encontrará una relación positiva entre las variables evaluadas por el 6-PAQ y otras variables de evitación, supresión de pensamientos, no satisfacción vital, ansiedad (Emerson et al., 2019) y depresión (Biglan et al., 2015).

Método

Participantes

La muestra inicial del presente estudio, de carácter incidental y reclutada entre la población general, estaba compuesta por 676 padres y madres. Los criterios de inclusión fueron: (a) ser padre o madre de al menos un hijo con edad entre 3 y 16 años, (b) hablar castellano y no presentar barreras lingüísticas para cumplimentar los instrumentos, (c) que los hijos no tengan un diagnóstico de trastorno psicológico o enfermedad médica y (d) que el progenitor no tenga diagnóstico de trastorno psicológico o enfermedad médica. De la muestra inicial fueron eliminados 250 participantes por no cumplir los criterios de inclusión. La muestra final está compuesta por 426 participantes (Tabla 1), de los cuales el 96,3% son madres, con edades comprendidas entre 25 y 55 años, con una media de edad de 38,25 ($DT = 5,76$). El 69,9% están casados. El 52,7% de los participantes tienen estudios superiores. Todos son españoles, la mayoría residentes en Andalucía (56,3%) y tenían una media de 1,85

hijos ($DT = 4,85$). Finalmente, de los 426 participantes, 156 no cumplimentaron todos de instrumentos en su totalidad. Por lo que, para el análisis de validez del constructo, la muestra quedó formada por 274 participantes.

Instrumentos

Parental Acceptance Questionnaire (6-PAQ; Greene et al., 2015). El 6-PAQ es una medida para padres y madres que evalúa los seis procesos de flexibilidad psicológica en relación con la crianza de los hijos. Está compuesto por 18 ítems, con una escala Likert de 1 (*muy desacuerdo/nunca*) a 4 (*muy de acuerdo/ siempre*), que se dividen en seis escalas que se corresponden con los procesos de flexibilidad psicológica, esto es, aceptación, de-fusión, estar presente, yo como contexto, valores y acciones comprometidas. Mayor puntuación se interpreta como mayor inflexibilidad psicológica parental o dificultades en cada una de las subescalas. El cuestionario original tiene una consistencia interna de 0,88 para la escala total, y entre 0,60 y 0,83 para las subescalas (Apéndice 1).

Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II; Bond et al., 2011; Ruiz, Langer Herrera, Luciano, Cangas y Beltran, 2013). Se empleó para evaluar la evitación experiencial y la inflexibilidad psicológica. Consta de siete ítems con escala Likert de 7 puntos. Cuenta con un alfa de Cronbach de 0,88.

White Bear Suppression Inventory (WBSI; Wegner y Zanakos, 1994; González Rodríguez, Avero Delgado, Rovella y León, 2008). Evalúa la tendencia general a suprimir pensamientos. Se compone de 15 ítems con escala tipo Likert de 5 puntos, que se dividen en dos subescalas: Pensamientos intrusivos indeseados y Acciones de distracción y supresión de pensamientos. Cuenta con un alfa de Cronbach de 0,89 para la puntuación total, y de 0,87 y 0,80 para las subescalas, respectivamente.

Satisfaction with Life Scale (SWL; Diener, Emmons, Larsen y Griffin, 1985; Vázquez, Duque y Hervas, 2013). Se empleó para evaluar de forma global la satisfacción vital. La escala se compone de cinco ítems en una escala Likert de 7 puntos. Cuenta con un alfa de Cronbach de 0,88.

Beck Anxiety Inventory (BAI; Beck, Epstein, Brown y Steer, 1988; Magán, Sanz y García-Vera, 2008). Evalúa el nivel de ansiedad clínica experimentada. El instrumento consta de 21 ítems en una escala Likert de 4 puntos, de 0 a 3. Cuenta con un alfa de Cronbach de 0,91.

Beck Depression Inventory (BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996; Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003). Se empleó para evaluar la sintomatología depresiva en la última semana. Consta de 21 ítems con una escala Likert de 0 a 3 puntos. Cuenta con un alfa de Cronbach de 0,91.

Procedimiento

En primer lugar, se obtuvo el permiso de los autores originales para la validación del instrumento en población española. Posteriormente, se tradujo del inglés al español mediante la técnica de traducción inversa (Hambleton, 2005). El estudio fue aprobado por el Comité Científico de la Universidad de Almería. El reclutamiento de la muestra se realizó

Tabla 2 Análisis descriptivo de los ítems.

Ítem	Media	Desviación típica	Asimetría	Curtosis	Índice de discriminación
1*	2,04	0,72	0,50	0,57	0,54
2*	1,72	0,60	0,41	0,84	0,61
3	1,93	0,70	0,34	0,02	0,71
4	2,31	0,75	0,16	-0,12	0,79
5*	1,50	0,59	0,87	0,93	0,61
6	1,36	0,55	1,35	1,95	0,48
7*	2,53	0,77	0,03	-0,26	0,19
8	2,06	0,75	0,33	-0,06	0,83
9	2,02	0,78	0,32	-0,37	1,15
10*	1,70	0,58	0,26	0,24	0,68
11	2,00	0,79	0,46	-0,15	1,08
12	1,44	0,62	1,16	0,91	0,75
13	2,09	0,83	0,46	-0,16	1,25
14	1,33	0,62	1,73	2,40	0,61
15*	2,15	0,80	0,52	0,12	0,50
16	1,47	0,62	1,06	0,71	0,85
17	2,33	0,80	0,16	-0,30	0,68
18*	1,73	0,60	0,40	0,80	0,58

Nota: * ítems inversos

de manera incidental a través de instituciones colaboradoras o mediante redes sociales en la población general. Los instrumentos fueron completados de forma anónima en papel o a través de internet por la plataforma de encuestas *LimeSurvey*. Antes de cumplimentar los instrumentos, los participantes firmaron o marcaron la casilla de consentimiento informado para la participación en el estudio. En los dos formatos, la administración se realiza de manera individual y autoaplicada. Los participantes que completaron los cuestionarios en papel fueron invitados a participar por el técnico o psicóloga de las instituciones colaboradoras entregándoles los cuestionarios en un sobre que el participante devolvería cerrado. En el caso de los participantes que respondieron online, completaron de forma autoaplicada a través de la plataforma. Este procedimiento de administración vía web permite un mayor control de la calidad de la base de datos (Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2019). En las instrucciones de participación del estudio se indicaba el tiempo aproximado para cumplimentar (15 minutos) y se aconsejaba disponer de este tiempo de forma continuada para responder. Además, se indicaba un correo electrónico y teléfono de contacto para consultas relacionadas con los cuestionarios o el consentimiento, ningún participante hizo uso de este recurso de ayuda.

Una muestra de 18 padres y madres completó el cuestionario piloto para comprobar posibles problemas de comprensión de los ítems, en el que reportaron una puntuación media de 3,33 ($DT = 0,59$) en una escala Likert de 4 puntos. Todos indicaron que habían comprendido todos los ítems del instrumento.

Análisis de datos

Los análisis se realizaron con los programas estadísticos SPSS v. 21 y R Studio. En primer lugar, se realiza un análisis

descriptivo de los ítems y las variables observadas del instrumento original. Para valorar la estructura factorial se realiza un análisis factorial confirmatorio (AFC) empleando el estimador de mínimos cuadrados ponderados (DWLS) y correlaciones policóricas por la naturaleza de las variables (Brown, 2006). La bondad de ajuste del modelo se analizó con los índices (Jackson, Gillaspay y Purc-Stephenson, 2009): Chi-cuadrado; el *Comparative Fit Index* (CFI), el *Goodness-of-Fit Index* (GFI), el *Tucker-Lewis Index* (TLI), y el *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) con un intervalo de confianza del 90%. Se explora la estructura del instrumento original con seis factores, un modelo unidimensional y un modelo de tres factores de segundo orden con seis factores de primer orden. Para valorar la consistencia interna de los ítems del instrumento y de sus subescalas se empleó el coeficiente de alfa de Cronbach y el omega de McDonald (1999). Se realiza un análisis de la función de información del test para valorar la precisión desde el prisma de la teoría de respuesta a los ítems (TRI) (Muñiz, 2018). Se obtuvieron las medias y desviaciones típicas de la puntuación total del 6-PAQ y de sus subescalas, y se compararon las medias en función de diferentes variables sociodemográficas empleando *t* de Student y ANOVA, estimándose el tamaño del efecto para las puntuaciones con diferencias estadísticamente significativas mediante *d* de Cohen (1988). Finalmente, para explorar las evidencias de validez de relación con otras variables se examinaron las correlaciones de la puntuación total y de las de las subescalas con medidas de evitación experiencial (AAQ-II), supresión de pensamientos (WBSI), satisfacción vital (SWL), ansiedad (BAI) y depresión (BDI) mediante el índice de correlación de Pearson. La pérdida valores parciales, esto es, la no respuesta a variables del estudio no fueron consideradas para la inclusión en el análisis de datos, es decir, no se realizó imputación sobre estos.

Tabla 3 Índices de ajuste.

	χ^2	<i>df</i>	CFI	GFI	TLI	RMSEA	90% CI (máx. - mín.)
Modelo 6 factores	184,70	120	0,975	0,997	0,968	0,036	(0,025 - 0,045)
Unidimensional	347,24	135	0,918	0,994	0,907	0,061	(0,053 - 0,069)
Modelo 3 factores	105,24	95	0,996	0,998	0,995	0,016	(0 - 0,031)

Nota. χ^2 = Chi Square; *df* = grados de libertad; CFI = Comparative Fit Index; GFI = Goodness of Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation (intervalo de confianza del 90% entre paréntesis).

Resultados

Análisis descriptivo de los ítems

La puntuación media del instrumento es de 33,70 (*DT* = 5,91) para el total de la muestra (*N* = 426). La Tabla 2 muestra los resultados del análisis descriptivo de los ítems. Las puntuaciones medias de los ítems tienen un rango entre 1,35 (ítem 6) y 2,52 (ítem 7). La desviación típica tiene un rango entre 0,54 (ítem 6) y 0,82 (ítem 13). La mediana (en valores absolutos) de asimetría es de 0,47 y de curtosis es de 0,39. Los índices de discriminación de los ítems fueron superiores a 0,40, excepto para el ítem 7 (0,19). Los ítems 1, 2, 5, 7, 10, 15 y 18 son ítems inversos.

Análisis factorial confirmatorio y fiabilidad

En primer lugar, se realiza un análisis factorial confirmatorio (AFC) según la estructura factorial propuesta por los autores de la escala original (Greene et al., 2015), en la que se distribuyen los ítems en seis factores del modelo de flexibilidad psicológica (constructo superior). En la Tabla 3 se muestran los índices de ajuste del modelo. No obstante, se encuentra una alta correlación entre los constructos de defusión y yo como contexto ($r = 0,94$), acciones comprometidas y valores ($r = 0,70$), aceptación y defusión ($r = 0,77$) y estar presente y yo-contexto ($r = 0,82$), lo que indica que pueden tratarse de factores unidimensionales. Por otro lado, encontramos dos ítems cuya carga factorial es baja para sus factores, el ítem 1 (0,22) y el ítem 7 (0,09). Con esta estructura, el cuestionario muestra una consistencia interna de los 18 ítems de 0,79 con el coeficiente alfa de Cronbach y de 0,80 para el coeficiente omega de McDonald. Por otro lado, las subescalas obtienen los siguientes coeficientes de fiabilidad: Aceptación ($\alpha = 0,56$; $\omega = 0,57$), Defusión ($\alpha = 0,56$; $\omega = 0,65$), Estar presente ($\alpha = 0,34$; $\omega = 0,47$), Yo como contexto ($\alpha = 0,66$; $\omega = 0,66$), Valores ($\alpha = 0,67$; $\omega = 0,67$) y Acciones en dirección a valores ($\alpha = 0,38$; $\omega = 0,52$).

En segundo lugar, se realiza una AFC con un modelo unidimensional (véanse en la Tabla 3 los índices de ajuste) en el se encuentra carga factorial baja en los ítems 1 (0,25) y 7 (0,00). La consistencia interna se mantiene igual que el modelo anterior ($\alpha = 0,79$; $\omega = 0,80$).

Finalmente, se realiza un nuevo AFC teniendo en cuenta los resultados de los análisis anteriores. Dada la alta correlación entre los factores y la baja consistencia interna, se plantea un modelo de tres factores de segundo orden con seis factores de primer orden, en la línea del modelo pro-

puesto anteriormente por otros autores (Gootzeit, 2014; Harris, 2019; Hayes et al., 2012). Asimismo, se eliminan los ítems 1 y 7 que tienen baja carga factorial y bajo índice de discriminación. En la Figura 1 se ilustra la distribución factorial del modelo. Se encuentra una alta correlación entre los factores de segundo orden y los de primer orden para cada escala, excepto para Estar presente, cuya correlación es moderada, lo que señala que estos sub-factores forman parte de los factores de segundo orden. En la Tabla 3 se muestran los índices de ajuste del modelo. Los análisis de fiabilidad mostraron una consistencia interna aceptable. El coeficiente alfa de Cronbach fue de 0,81 y el coeficiente omega de McDonald fue de 0,86. Igualmente, se encuentran índices aceptables en la consistencia interna para los factores Abierto ($\alpha = 0,71$; $\omega = 0,72$), Centrado ($\alpha = 0,67$; $\omega = 0,68$) y Comprometido ($\alpha = 0,66$; $\omega = 0,68$).

La Figura 2 ilustra el análisis de la función de información de la escala en la suma de las funciones de información de los 16 ítems y su error estándar. Las puntuaciones extremas muestran un descenso de la precisión de las mediciones del test, esto es, a medida que aumenta el número de ítems aumenta su precisión. El test proporciona la mayor cantidad de información alrededor de dos desviaciones típicas por encima de la media (0) en el rasgo latente.

Análisis descriptivo de la escala

Con la estructura factorial señalada se obtiene una puntuación media de 29,14 (*DT* = 5,65) en la puntuación global del 6-PAQ. Para el factor 1, que se ha llamado Abierto, se obtiene una puntuación media de 9,52 (*DT* = 2,51), para el factor 2 definido como Centrado se obtiene una puntuación media de 10,80 (*DT* = 2,57) y para el factor 3, definido como Comprometido, se obtiene una puntuación media de 8,80 (*DT* = 2,08). Por otro lado, para los factores de primer orden se obtienen las siguientes puntuaciones medias: 4,70 (*DT* = 1,41) para Aceptación; 4,80 (*DT* = 1,51) para Defusión; 4,32 (*DT* = 1,20) para Estar presente; 6,41 (*DT* = 1,80) para Yo como contexto; 3,86 (*DT* = 1,10) para Valores; y 4,93 (*DT* = 1,37) para Acciones comprometidas.

En la Tabla 4 se muestran las puntuaciones medias de la puntuación global del 6-PAQ y de cada uno de sus factores de segundo orden en función de variables sociodemográficas. Entre estas variables se encuentran diferencias estadísticamente significativas en el factor Abierto en relación a la edad de los hijos ($F = 3,93$; $p = 0,009$), en el que los progenitores con hijos entre 3 y 7 años obtienen puntuaciones mayores ($M = 9,80$; *DT* = 2,48) con tamaño de efecto pequeño en comparación con padres con hijos de más de 11 años ($d = 0,38$).

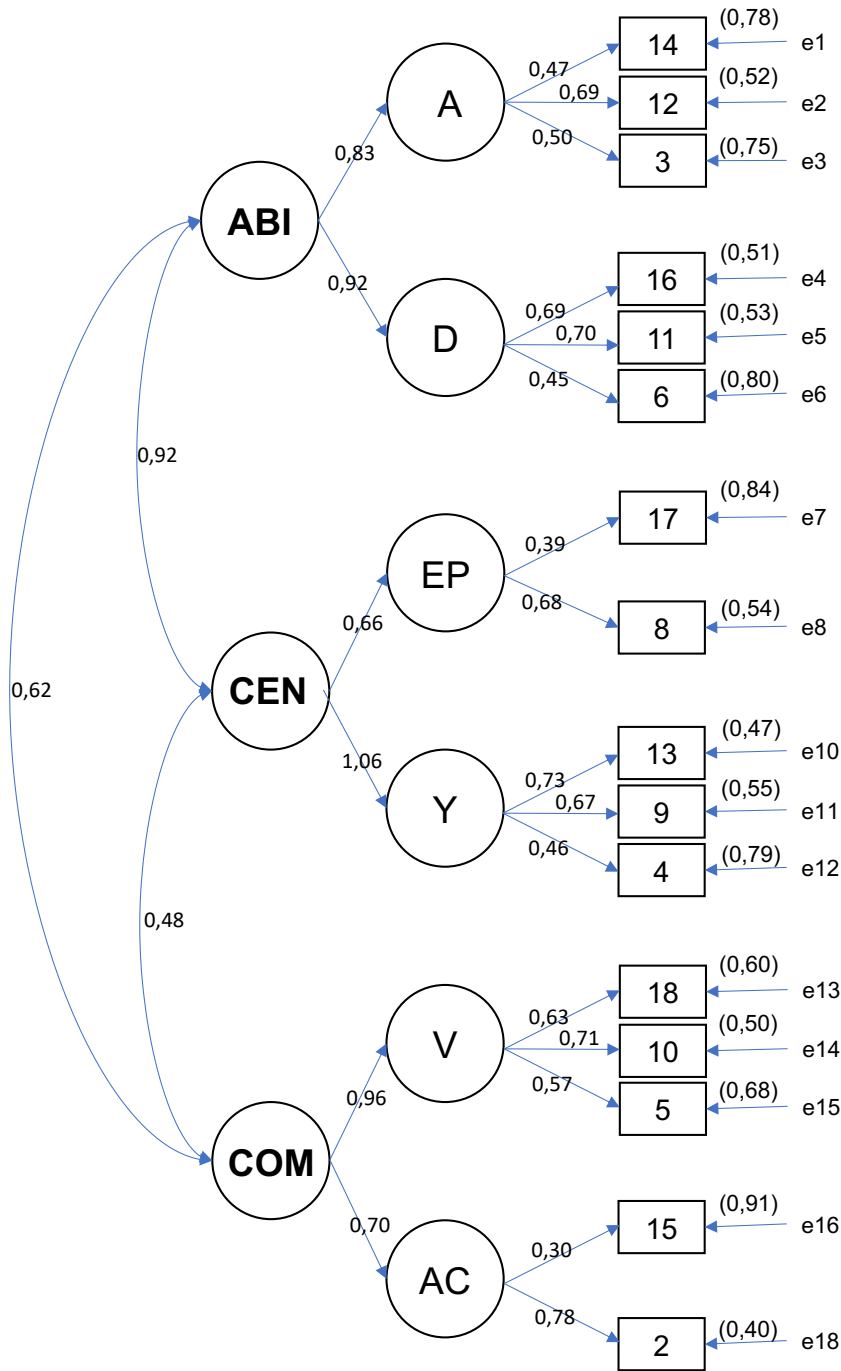


Figura 1 Modelo del análisis factorial confirmatorio.

Nota. Los rectángulos representan las variables observadas (ítems), los círculos presentan las variables de constructos latentes y las “e” representan las varianzas residuales. Los valores de relación entre variables observadas y latentes representan las cargas de factores estandarizadas. Los valores entre constructos son covarianzas. Entre paréntesis la varianza de los ítems. Todos los valores son significativos para $p < 0,001$. ABI: Abierto; CEN: Centrado; COM: Comprometido; A: Aceptación; D: Defusión; EP: Estar presente; Y: Yo como contexto; V: Valores; CA: Acciones comprometidas.

Evidencias de validez en relaciones con otras variables

Se obtienen correlaciones de Pearson entre las puntuaciones de los factores y la puntuación total del 6-PAQ, encontrándose que todos los factores de segundo orden del 6-PAQ

correlacionan entre sí y con la puntuación total de la escala. Se obtiene una correlación positiva en todos los factores de segundo orden con los factores de primer orden. Por otro lado, se encuentran correlaciones entre los factores de segundo orden, excepto para la escala Estar presente con Aceptación y Acciones comprometidas con Defusion y Estar presente (véase Tabla 5).

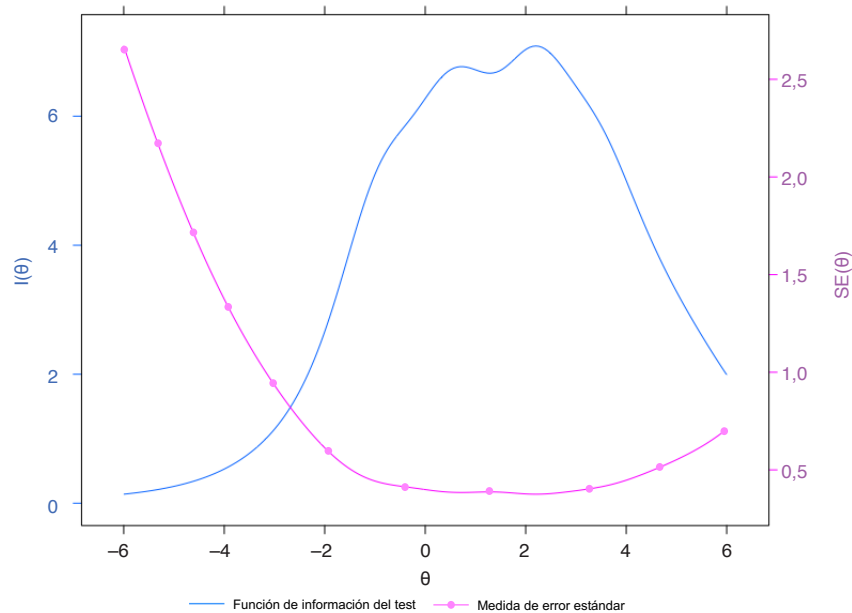


Figura 2 Curva de función de la información y error estándar del 6-PAQ con 16 ítems.

Nota. $I(\theta)$ = Puntuación total de la función de información se especifica en el eje izquierdo. $SE(\theta)$ = puntuación de desviación estándar se especifica en el eje derecho. θ = puntuación de la escala.

Tabla 4 Análisis descriptivo de la puntuación total del 6-PAQ y sus factores según características sociodemográficas.

		<i>n</i>	%	Abierto	Centrado	Comprometido	Total 6-PAQ
Edad	< 30	23	5,4	9,17 (2,33)	10,6 (2,81)	8,68 (2,81)	28,45 (6,49)
	30-34	59	13,8	9,85 (2,52)	10,9 (2,46)	8,73 (2,19)	29,49 (5,54)
	35-39	151	35,4	9,57 (2,49)	10,87 (2,73)	8,73 (2,03)	29,17 (5,74)
	40-45	134	31,4	9,30 (2,47)	10,67 (2,47)	8,8 (1,9)	28,78 (5,59)
	45 <	59	13,8	9,66 (2,76)	10,92 (2,27)	9,22 (1,81)	29,8 (5,15)
Nivel estudio	Básico	59	13,8	9,64 (2,82)	10,79 (2,83)	9,13 (2,56)	29,57 (6,74)
	Primario	142	33,3	9,3 (2,34)	10,83 (2,42)	8,73 (2,03)	28,88 (5,01)
	Superior	216	50,7	9,56 (2,49)	10,75 (2,56)	8,7 (1,97)	29,02 (5,64)
Edad hijos	< 3	37	8,6	8,91 (2,32)	10,48 (2,31)	8,62 (2,05)	28,02 (4,98)
	3 a 6	167	39,2	9,8 (2,48)	10,8 (2,55)	8,9 (2,08)	29,52 (5,54)
	7 a 11	133	31,2	9,77 (2,56)*	11,01 (2,74)	8,85 (2,16)	29,64 (6,01)
	11 >	86	20,1	8,86 (2,45)*	10,59 (2,46)	8,6 (2,01)	28,05 (5,48)

Nota. * $p < 0,01$.

Además, se realiza el análisis con otras variables de constructos relacionados en el que encontramos que la puntuación total y sus factores correlacionan estadísticamente de manera significativa y positiva con la puntuación del AAQ-II. En las acciones de distracción y supresión de pensamientos y en la sintomatología de ansiedad se encuentran correlaciones positivas y estadísticamente significativas con los factores de apertura y centrado. No se encuentran correlaciones con las medidas de depresión. Finalmente, se obtienen correlaciones estadísticamente significativas y negativas con la satisfacción vital (Tabla 5).

Discusión

El objetivo del presente estudio fue validar un cuestionario para evaluar la flexibilidad psicológica parental en población española, concretamente en padres y madres con al menos un hijo con edad comprendida entre 3 y 16 años. El *Parental Acceptance Questionnaire* (6-PAQ; Greene et al., 2015) es un instrumento que evalúa la flexibilidad psicológica a través de los seis procesos de flexibilidad psicológica planteados por el modelo conceptual de la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT). Así, una alta puntuación en la

Tabla 5 Análisis correlacional de Pearson ($N = 274$).

	F1	F2	F3	Total	A	D	EP	Y	AC	V
AAQ-II	0,36**	0,49**	0,18**	0,45**	0,20**	0,40**	0,37**	0,45**	0,12*	0,17**
ADTS	0,35**	0,39**	0,09	0,37**	0,21**	0,39**	0,28**	0,36**	0,01	0,12*
UIT	0,33**	0,44**	0,15**	0,41**	0,18**	0,37**	0,31**	0,41**	0,09	0,15**
WBSI	0,36**	0,43**	0,13*	0,41**	0,20**	0,39**	0,31**	0,41**	0,06	0,14*
SWL	-0,34**	-0,39**	-0,12*	-0,38**	-0,21**	-0,36**	-0,24**	-0,39**	-0,06	-0,12*
BAI	0,28**	0,36**	0,08	0,32**	0,16**	0,30**	0,27**	0,33**	0,06	0,07
BDI	-0,03	-0,06	-0,03	-0,05	-0,05	-0,00	-0,01	-0,07	-0,07	0,00
F2	0,52**									
F3	0,39**	0,29**								
Total	0,83**	0,80**	0,68**							
A	0,83**	0,34**	0,39**	0,67**						
D	0,85**	0,54**	0,26**	0,72**	0,42**					
EP	0,24**	0,77**	0,15**	0,52**	0,11	0,29**				
Y	0,59**	0,89**	0,31**	0,79**	0,41**	0,57**	0,40**			
AC	0,21**	0,16**	0,78**	0,46**	0,26**	0,09	0,08	0,18**		
V	0,41**	0,30**	0,86**	0,65**	0,37**	0,32**	0,17**	0,32**	0,36**	

Nota. ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$. F1: Abierto; F2: Centrado; F3: Comprometido; A: Aceptación; D: Defusión; EP: Estar presente; Y: Yo como contexto; V: Valores; AC: Acciones comprometidas; AAQII: Acceptance and Action Questionnaire; ADTS: Acciones de distracción y supresión de pensamientos; UIT: Pensamientos intrusivos indeseados; WBSI: White Bear Suppression Inventory; SWL: Satisfaction with Life Scale; BAI: Beck Anxiety Inventory; BDI: Beck Depression Inventory.

escala global y en sus subescalas se asocia con mayor inflexibilidad psicológica.

En primer lugar, la exploración del análisis factorial confirmatorio para el modelo original de seis factores propuesto por los autores del cuestionario muestra un buen ajuste para los índices más importantes; sin embargo, la baja consistencia interna de algunas subescalas y la alta correlación entre los factores explorados hacen pensar que en esta población puede ser más factible una estructura de tres factores, planteada anteriormente por otros autores (Gootzeit, 2014; Harris, 2019; Hayes et al., 2012). Greene et al. (2015) encontraron altas correlaciones entre estas mismas subescalas, pero con mejor resultado en la consistencia interna. El instrumento muestra una buena consistencia interna para su puntuación global, con un alfa de Cronbach de 0,81 y un coeficiente omega de McDonald de 0,86. Para las subescalas se obtiene una consistencia interna aceptable con un alfa de Cronbach entre 0,66 y 0,71 y omega de McDonald entre 0,68 y 0,72. Desde esta visión holística y parsimoniosa de los resultados se asume esta última estructura como la más ajustada para población española. Estos resultados son consistentes con los encontrados al explorar la estructura del modelo de seis factores en dolor crónico, en el que un modelo de tres factores tiene mayor ajuste (Vowles, Sowden y Ashworth, 2014). Estos resultados muestran adecuadas propiedades psicométricas pero con una estructura factorial diferente, por lo que se cumple parcialmente la primera hipótesis.

En este sentido, el modelo de flexibilidad psicológica propuesto se entiende desde una perspectiva dimensional como un continuo del comportamiento. Los seis procesos se relacionan más estrechamente en diadas dando lugar a los factores planteados que deben de ser vistos como estilos de respuesta. Este modelo de flexibilidad psicológica propuesto por Hayes et al. (2012) también ha sido explorado por otros autores (Harris, 2019). El primero de los factores se define como estilo de respuesta abierto, hace referencia a la disposición a estar en contacto con la experiencia directa en cada momento, sin juzgarla, con una vivencia plena y de forma flexible. Un estilo de respuesta centrado estará basado en focalizar la atención en el momento presente, en el “aquí” y el “ahora” de forma voluntaria y flexible con un sentido de toma de perspectiva con respecto a sus eventos privados. Un estilo de respuesta comprometido estará orientado a las acciones que se enmarcan en un contexto de valores que dan sentido y motivan al cambio, dando lugar a un funcionamiento eficaz de la persona en su vida. Así, podemos definir la flexibilidad psicológica parental como estilo de respuesta; abierto a las experiencias (internas o externas) relacionadas con los hijos que puedan crear malestar, con aceptación y sin juzgarlas. Centrado en el “ahora” y con perspectiva con respecto a nuestros eventos privados. Actuando de forma comprometida con los valores parentales y de la familia.

En cuanto a las puntuaciones medias, encontramos diferencias culturales entre la versión original y la adaptación

española, tanto en la escala global como en sus subescalas. Concretamente, la puntuación media de la escala global en población española es de 33,70 ($DT = 5,90$), mientras que en la muestra del estudio original es de 56,30 ($DT = 9,36$) (Greene et al., 2015), lo cual indica que la muestra original manifiesta una mayor inflexibilidad psicológica parental que la española. Esta diferencia se repite en las subescalas. Por otro lado, se encuentran diferencias estadísticamente significativas en la subescala Estar abierto entre los padres que tienen hijos entre 3 y 11 años, en los que se encuentra una mayor dificultad a esta disposición en padres con hijos entre 3 y 6 años. Estos resultados están en la misma línea de estudios anteriores que encuentran una mayor puntuación en inflexibilidad psicológica en padres con hijos menores de 12 años (Brassell et al., 2016).

Este estudio aporta un análisis de evidencias validez con variables relacionadas del que carecía el estudio de validación original. En este análisis encontramos que existe correlación significativa entre la inflexibilidad psicológica parental y la evitación experiencial, la tendencia a intentar suprimir o distraer pensamientos que producen malestar, la insatisfacción vital y mayores niveles de ansiedad. Las dificultades a mostrar una postura abierta y de aceptación, centrada en el presente y comprometida en relación a la parentalidad, también muestra correlaciones con la evitación, la supresión de pensamientos y la insatisfacción vital. No obstante, no se encuentra esta correlación entre las dificultades para tener una postura comprometida y los niveles de ansiedad, mientras que esta correlación sí se encuentra en los otros dos factores. Resultados similares aparecen en estudios que relacionan la parentalidad inflexible con mayores niveles de ansiedad, estrés y evitación de pensamientos negativos (Emerson et al., 2019). En este sentido, la segunda hipótesis del estudio se cumple parcialmente, dado que no se encuentra una correlación con la variable de depresión.

Este estudio presenta una serie de limitaciones. En primer lugar, se trata de un estudio con diseño transversal, lo que dificulta interpretaciones de causalidad. Por otro lado, la muestra compuesta mayoritariamente por mujeres y el tipo de muestreo empleado dificulta la generalización de los resultados. La administración del cuestionario se hizo de manera autoaplicada y en diferentes formatos (papel y online) lo que puede afectar a la varianza de error. Asimismo, no se han empleado variables de control de la deseabilidad social o interferencia en la respuesta. Aunque el instrumento está diseñado para su aplicación en Psicología Clínica, no se ha empleado muestra clínica en la validación; futuros estudios deberían probar el ajuste del instrumento en muestra clínica.

En conclusión, el presente estudio aporta la validación en población española de un instrumento fiable, válido y útil para medir flexibilidad psicológica parental, esto es, las habilidades para estar en contacto en plena conciencia y con una disposición de apertura con respecto a los eventos privados (emociones, pensamientos, sensaciones, etc.) que producen malestar respecto a las interacciones y la crianza de los hijos, mientras se actúa o cambia el comportamiento en dirección a los valores personales. Además, mide este aspecto desde tres procesos interrelacionados (estar abierto, centrado y comprometido), subdivididos en seis procesos (aceptación, estar presente, defusión cognitiva, yo como contexto, acciones comprometidas y valores) que ha-

bitualmente se aplican en las terapias de tercera generación, especialmente en ACT. El instrumento muestra buenos índices de ajuste en la estructura factorial. Además, los resultados muestran índices de consistencia aceptable para la puntuación global, y moderados para las subescalas. Desde nuestro conocimiento, este es el primer instrumento validado en población española que evalúa la flexibilidad psicológica en padres.

Financiación

El presente estudio se ha realizado gracias a un contrato predoctoral para investigadores en formación del Plan Propio de Investigación de la Universidad de Almería del que es beneficiario el primer autor. Esta investigación cuenta con la financiación de la Universidad de Almería, la Consejería de Economía, Conocimiento, Empresas y Universidad de la Junta de Andalucía y el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER) (UAL18-HUM-D017-B1).

Apéndice 1 Versión española del Parental Acceptance Questionnaire (6-PAQ).

Lea cuidadosamente cada una de las siguientes afirmaciones. A continuación, elija la respuesta o la descripción que mejor describa sus pensamientos, sentimientos o estilo de interactuar con su hijo. Ninguna de las cosas que se dicen es verdadera ni falsa, sencillamente, usted estará más de acuerdo con unas cosas que con otras. Sus respuestas deben reflejar sus sentimientos y reacciones más consistentes que han estado presentes en los últimos meses.

1 = *Muy desacuerdo/nunca*; 2 = *Desacuerdo/poco frecuente*; 3 = *De acuerdo/con frecuencia*; 4 = *Muy de acuerdo/siempre*

1. Soy constante en la manera de educar a mis hijos
2. Prefiero ceder en algo con mi hijo antes de que monte una escena en público
3. Me molesto si las cosas no salen a mi manera cuando me relaciono con mi hijo
4. Tengo claros mis valores relacionados con la forma de educar a mis hijos
5. Si alguien me critica como padre/madre, debe ser que soy un mal padre/madre
6. Siento que mi mente está en otro sitio cuando estoy jugando con mi hijo
7. Cuando mi hijo se comporta mal, me siento atrapado en mis emociones en lugar de tratar su comportamiento
8. Mis acciones como padre/madre son coherentes con mis valores
9. Tengo pensamientos negativos sobre mí mismo cuando mi hijo se porta mal
10. Es difícil iniciar o mantener una rutina porque no quiero enfrentarme a las reacciones de mi hijo
11. Cuando mi manera de educar no funciona como esperaba me siento un fracasado
12. Evito llevar a mi hijo a las tiendas por miedo a su comportamiento
13. Soy capaz de sacrificar mi comodidad por una disciplina efectiva

14. Soy un mal padre/madre cuando mi hijo se porta mal
15. Suelo planificar mi día y pensar en las cosas que tengo que hacer mientras paso tiempo con mi hijo
16. Tengo claros valores como padre/madre que guían mi interacción con mi hijo

Referencias

- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G. y Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *56*, 893-897.
- Beck, A. T., Steer, R. A. y Brown, G. K. (1996). *BDI-II. Beck Depression Inventory- Second Edition. Manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Biglan, A., Gau, J. M., Jones, L. B., Hinds, E., Rusby, J. C., Cody, C. y Sprague, J. (2015). The role of experiential avoidance in the relationship between family conflict and depression among early adolescents. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *4*, 30-36. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2014.12.001>
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Genuole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T. y 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*, 676-688. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
- Brassell, A. A., Rosenberg, E., Parent, J., Rough, J. N., Fondacaro, K. y Seehuus, M. (2016). Parent's psychological flexibility: Associations with parenting and child psychosocial well-being. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *5*, 111-120. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2016.03.001>
- Brown, F. L., Whittingham, K. y Sofronoff, K. (2015). Parental Experiential Avoidance as a Potential Mechanism of Change in a Parenting Intervention for Parents of Children With Pediatric Acquired Brain Injury. *Journal of Pediatric Psychology*, *40*, 464-474.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York, NY: Guilford Press.
- Burke, K. y Moore, S. (2015). Development of the Parental Psychological Flexibility Questionnaire. *Child Psychiatry y Human Development*, *46*, 548-557. <https://doi.org/10.1007/s10578-014-0495-x>
- Cheron, D. M., Ehrenreich, J. T. y Pincus, D. B. (2009). Assessment of Parental Experiential Avoidance in a Clinical Sample of Children with Anxiety Disorders. *Child Psychiatry and Human Development*, *40*, 383-403. <https://doi.org/10.1007/s10578-009-0135-z>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Nueva York, NY: Lawrence Erlbaum Associates.
- Diener E., Emmons R., Larsen R. J., y Griffin S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, *49*, 71-75. http://dx.doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Emerson, L. M., Ogielka, C. y Rowse, G. (2019). The role of experiential avoidance and parental control in the association between parent and child anxiety. *Frontiers in Psychology*, *10*, 262. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00262>
- González Rodríguez, M., Avero Delgado, P., Rovella, A. T. y León, R. C. (2008). Structural Validity and Reliability of the Spanish Version of the White Bear Suppression Inventory (WBSI) in a Sample of the General Spanish Population. *The Spanish Journal of Psychology*, *11*, 650-659. <https://doi.org/10.1017/s1138741600004650>
- Gootzeit, J. (2014). *ACT process measures: Specificity and incremental value*. Iowa: University of Iowa.
- Greene, R. L., Field, C. E., Fargo, J. D. y Twohig, M. P. (2015). Development and validation of the parental acceptance questionnaire (6-PAQ). *Journal of Contextual Behavioral Science*, *4*, 170-175. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2015.05.003>
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. En R. K. Hambleton, P. F. Merenda y C. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Londres: Psychology Press.
- Harris, R. (2019). *ACT Made Simple: An easy-to-read primer on acceptance and commitment therapy*. Oakland, CA: Nuw Harbinger.
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A. y Lillis, J. (2006). Acceptance and Commitment Therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, *44*, 1-25. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006>
- Hayes, S., Strosahl, K. y Wilson, K. (2012). *Acceptance and commitment therapy: The process and practice of mindful change*. Nueva York, NY: Guilford Press.
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A. y Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, *14*, 6-23. <https://doi.org/10.1037/a0014694>
- Kashdan, T. B. y Rottenberg, J. (2010). Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. *Clinical Psychology Review*, *30*, 865-878. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.03.001>
- Kuba, K., Weißflog, G., Götze, H., García-Torres, F., Mehnert, A. y Esser, P. (2019). The relationship between acceptance, fatigue, and subjective cognitive impairment in hematologic cancer survivors. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *19*, 97-106.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Magán, I., Sanz, J. y García-Vera, M. P. (2008). Psychometric Properties of a Spanish Version of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in General Population. *The Spanish Journal of Psychology*, *11*, 626-640. <https://doi.org/10.1017/s1138741600004637>
- Muñiz, J. (2018). *Introducción a la psicometría*. Madrid: Pirámide.
- Muñiz, J. y Fonseca-Pedrero, E. (2019). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*, *31*, 7-16. doi: 10.7334/psicothema.2018.291
- Ong, C. W., Lee, E. B., Levin, M. E. y Twohig, M. P. (2019). A review of AAQ variants and other context-specific measures of psychological flexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *12*, 329-346. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2019.02.007>
- Pagnini, F., Cavallera, C., Rovaris, M., Mendozzi, L., Molinari, E., Phillips, D. y Langer, E. (2019). Longitudinal associations between mindfulness and well-being in people with multiple sclerosis. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *19*, 22-30. doi:10.1016/j.ijchp.2018.11.003
- Ruiz, F. J., Langer Herrera, A. I., Luciano, C., Cangas, A. J. y Beltran, I. (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: The Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire-II. *Psicothema*, *25*, 123-129. <https://doi.org/10.7334/psicothema2011.239>
- Sanz, J., Perdigón, A. L. y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 2. Propiedades psicométricas en población general. *Clínica y Salud*, *14*, 249-281.
- Vázquez, C., Duque, A. y Hervás, G. (2013). Satisfaction with life scale in a representative sample of Spanish adults: Validation and normative data. *Spanish Journal of Psychology*, *16*, 1-15. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.82>
- Vowles, K. E., Sowden, G. y Ashworth, J. (2014). A Comprehensive Examination of the Model Underlying Acceptance and Commitment Therapy for Chronic Pain. *Behavior Therapy*, *45*, 390-401. <https://doi.org/10.1016/J.BETH.2013.12.009>
- Wersebe, H., Lieb, R., Meyer, A. H., Hofer, P. y Gloster, A. T. (2018). Relación entre estrés, bienestar y flexibilidad psicológica durante una intervención de autoayuda de Terapia de Aceptación y Compromiso. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *18*, 60-68. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2017.09.002>
- Wegner, D. M., y Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*, *62*, 615-640.
- Whittingham, K. y Coyne, L. W. (2019). *Acceptance and commitment therapy: The clinician's guide for supporting parents*. Londres: Academic Press.
- Williams, K. E., Ciarrochi, J. y Heaven, P. C. L. (2012). Inflexible Parents, Inflexible Kids: A 6-Year Longitudinal Study of Parenting Style and the Development of Psychological Flexibility in Adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, *41*, 1053-1066. <https://doi.org/10.1007/s10964-012-9744-0>