

Acceptación del dolor crónico en pacientes con fibromialgia: adaptación del Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ) a una muestra española

Ana González Menéndez, Paula Fernández García e Iván Torres Viejo
Universidad de Oviedo

La aceptación del dolor comienza a erigirse como un factor influyente en la habilidad para restaurar el funcionamiento cotidiano en presencia de dolor crónico. El Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ) es, hasta la fecha, el único instrumento utilizado para evaluar la aceptación del dolor en personas con dolor crónico, y la versión de 20 ítems revisada por McCracken y colaboradores (2004) apoyó en distintos estudios sus propiedades psicométricas. Sin embargo, el instrumento nunca ha sido aplicado en nuestro país en personas con diagnóstico de fibromialgia. Con el objetivo de iniciar el proceso de adaptación del CPAQ en nuestro país, hemos trabajado con una muestra de 145 personas con diagnóstico de fibromialgia. Los resultados informaron que un instrumento formado por 15 ítems organizados en un modelo de dos factores es el que mejor se ajusta a los datos. Un segundo objetivo fue examinar las relaciones entre la aceptación del dolor aportada por el CPAQ y otros indicadores de ajuste al dolor. Los análisis de regresión mostraron relaciones fuertes con variables criterio tales como intensidad del dolor, ansiedad, depresión, etc., siendo la subescala implicación en las actividades la que más contribuyó en la predicción.

Acceptance of chronic pain in fibromyalgia patients: Adaptation of Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ) in a Spanish population. Acceptance of chronic pain appears as an important factor in the personal ability to restore functioning in the presence of chronic pain. The Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ) is currently the only instrument used to assess the acceptance of pain in people who suffer chronic pain. The revised 20-item version of McCracken and cols. (2004) showed satisfactory psychometric properties. Nevertheless, the CPAQ has not been used in Spain in fibromyalgia patients. The first goal of the study is to examine the Spanish translation of the CPAQ and assess its psychometric properties in a sample of 145 subjects with a diagnosis of fibromyalgia. The second purpose was to analyze the relationships between the CPAQ and other important measures of pain adjustment. Results of exploratory factor analysis indicated that the two-factor model, in a 15-item test, provided a good fit to the data in fibromyalgia patients. Regression analyses showed strong relations with criteria variables (pain intensity, anxiety, depression, etc.) though the subscale Activity Engagement contributed more than Pain Willingness to the prediction of criteria variables.

La mayor parte de los métodos utilizados para tratar el dolor crónico persiguen, en esencia, la reducción del dolor. Como consecuencia, los tratamientos diseñados con el propósito de mejorar el funcionamiento del paciente se apoyan implícitamente en la idea de que el retorno al funcionamiento cotidiano normal debería conducir también a la reducción del dolor. Es más, la derivación médica de pacientes con dolor crónico a los servicios psicológicos se produce, en general, con el fin de enseñar estrategias cognitivas y conductuales que reduzcan la experiencia dolorosa.

El control del dolor también es una característica presente y diseminada entre las personas con diagnóstico de fibromialgia (FBM) y entre sus terapeutas. El síndrome de fibromialgia se caracteriza por la presencia de dolor muscular generalizado y persistente durante al menos tres meses (Wolfe, Smythe, Yunus, Bennett, Bombardier y Goldenberg, 1990). Los pacientes diagnosticados informan de un número importante de otros síntomas, desde fatiga y rigidez, hasta alteraciones del sueño y depresión. La lucha encarnizada por controlar esas sensaciones y por mantener el dolor a raya se asocian, paradójicamente, a experiencias que generan más dolor y mayor malestar (McCracken, Eccleston y Bell, 2005), mientras que, de modo inverso, la aceptación del dolor crónico se ha visto relacionada con un funcionamiento de calidad en las esferas emocional, social y física de las personas afectadas (McCracken, 1998; McCracken y Eccleston, 2003). Los estudios de laboratorio avalan esta hipótesis. La mayor tolerancia al dolor se produce cuando la condición experimental se refiere a la aceptación del dolor y no

cuando se centra en su control (Gutiérrez, Luciano, Rodríguez y Fink, 2004; Hayes, Strosahl y Wilson, 1999).

Hasta la fecha, el Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ) (McCracken, Vowles y Eccleston, 2004) ha sido el principal instrumento utilizado para evaluar la aceptación del dolor en personas que experimentan dolor crónico. La primera versión del cuestionario constaba de 34 ítems, orientados a medir evitación emocional (Geiser, 1992). Revisiones posteriores observaron que una escala de 20 ítems organizados en una estructura factorial de dos factores sería un instrumento más apropiado (McCracken et al., 2004; Vowles, McCracken, McLeod y Eccleston, 2008). Estos factores fueron denominados «implicación en las actividades» (*activity engagement*) (IA) y «apertura al dolor» (*pain willingness*) (AD). Las mismas investigaciones también han analizado las relaciones entre aceptación al dolor y otras medidas de ajuste al mismo, y todas han concluido favorablemente acerca de la validez del cuestionario.

El CPAQ nunca ha sido aplicado en nuestro país en personas con diagnóstico de fibromialgia. Así las cosas, el objetivo principal de esta investigación ha sido iniciar el proceso de adaptación del CPAQ (Balluerka, Gorostiaga, Alonso-Arbiol y Aramburu, 2007) en nuestro país. En primer lugar se realizó la traducción del mismo. Con posterioridad se administró a una muestra de personas con fibromialgia, se realizaron los estudios pertinentes para observar la idoneidad de los ítems y se estudiaron sus propiedades psicométricas. Con ánimo de obtener evidencias de validez externa convergente, se examinaron las relaciones entre las puntuaciones aportadas por el test y otros indicadores de funcionamiento físico y psicológico.

Método

Participantes

La muestra estuvo constituida por 145 personas con diagnóstico de fibromialgia procedentes de distintas asociaciones de enfermos del Principado de Asturias (n= 95) y de la Comunidad de Galicia (n= 50). Todos aceptaron colaborar voluntariamente en el estudio.

El rango de edad osciló entre los 21 y 68 años, con una media de 48 años y una desviación típica (D.T.) de 9.12. La mayoría eran mujeres (95.9%), casadas (81.4%) y con una historia de dolor crónico de 8.65 años (D.T.= 6.20). La muestra al completo seguía tratamiento con distintos tipos y dosis de analgésicos, del que afirmaron, en general, que no se había mostrado eficaz. El 75% presentaron niveles patológicos de ansiedad y depresión asociados al diagnóstico de FBM, aunque el insomnio y los problemas de concentración fueron referidos también por una buena proporción de sujetos. El 53.8% informó de problemas articulares concomitantes, entre otros, espondilitis, artritis, lumbalgias y/o cervicalgias.

Instrumentos

Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ) (McCracken et al., 2004). Cuestionario de 20 ítems que evalúa la aceptación del dolor. Con él se obtienen tres puntuaciones: una total, y otras dos para las subescalas *implicación en las actividades* (IA) y *apertura al dolor* (AD). La primera hace referencia al nivel o grado de paralización que el dolor produce en la vida de quien lo padece, mientras que la subescala AD se relaciona con la aceptación del dolor que no puede cambiarse o que se ha intentado modificar sin éxito.

Cuestionario Español de Impacto de la Fibromialgia (S-FIQ) (Burkhardt, Clark y Bennett, 1991), adaptación española de Monterde, Salvat, Montull y Fernández-Ballart (2004). Es un instrumento de 10 ítems específico para fibromialgia. Permite valorar la afectación de la enfermedad a nivel físico, psicológico y social.

Escala de Depresión y Ansiedad Hospitalaria (HAD) (Zigmond y Snaith, 1983). Escala de autovaloración que permite detectar estados de ansiedad y depresión al margen de la influencia de enfermedades físicas. Consta de dos subescalas compuestas por 7 ítems a los que se responde en un formato Likert (0-3).

Entrevista biográfica. Construimos una entrevista semiestructurada de 19 ítems para tomar información sobre distintos aspectos demográficos y aspectos relacionados con el dolor (intensidad e historia de dolor, tipo y dosis de medicación, etc.).

Procedimiento

El primer paso que hemos dado en el proceso de adaptación del CPAQ (McCracken et al., 2004) ha sido su traducción siguiendo las indicaciones de Hambleton Merenda y Spielberger (2005) y Muñiz y Hambleton (1996, 2000). Para llevarlo a cabo requerimos el apoyo de tres personas nativas bilingües. Una de ellas tradujo el test al español y otra volvió a traducir la versión del anterior al inglés. Con posterioridad una tercera persona comparó esta última versión con la original. Finalmente, tres expertos analizaron la formulación de cada uno de los ítems traducidos y, por consenso, reformularon algunos de ellos. La versión traducida del CPAQ puede verse en el Apéndice 1.

Tras un primer contacto con los responsables de las asociaciones de pacientes en donde se explicó detalladamente el objetivo del estudio, se formaron varios grupos de 15 personas y se fueron administrando los cuestionarios descritos. A todos los participantes se les preguntó acerca de la complejidad o dificultad de comprensión de los ítems del CPAQ, por si fuese necesario modificar la redacción de algunos de ellos. El resultado fue satisfactorio para todos los ítems en todos los participantes.

Análisis de datos

En primer lugar realizamos un estudio cuantitativo de los ítems examinando medias, desviaciones típicas, sesgo, curtosis, índices de homogeneidad y de discriminación. En función de los resultados anteriores tomamos la decisión acerca de si todos los ítems eran o no pertinentes para valorar la aceptación del dolor. Con posterioridad evaluamos la estructura interna del cuestionario mediante un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) teniendo en cuenta para la elección, tanto del método de extracción como de rotación de factores, tres aspectos: 1) que los datos se han recogido en una escala tipo Likert y por lo tanto son de naturaleza ordinal (partimos de matrices de correlación policóricas); 2) el resultado del estadístico de Mardia (1970) para poner a prueba la asunción de normalidad multivariada; y 3) la existencia de no correlación entre los componentes (en función de los resultados obtenidos por Vowles et al., 2008). Seguidamente evaluamos la consistencia interna del cuestionario mediante el coeficiente alpha para categorías ordinales (Elosúa y Zumbo, 2008), y finalizamos analizando la existencia de evidencias de validez convergente mediante un estudio de correlaciones y regresión múltiple. El análisis de los datos se ha llevado a cabo mediante el paquete estadístico SPSS 15.0 y el programa FACTOR (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006).

Resultados

La media total del CPAQ fue 49.79 (D.T= 16.08). La media y D.T. de los ítems que componen la subescala IA fue 31.64 y 12.85, respectivamente, y de la subescala AD fue 18.79 (D.T= 8.91). Utilizando el estadístico de Kolmogorov-Smirnov comprobamos que las tres medidas se distribuían normalmente.

Nunnally y Bernstein (1995) recomiendan precaución con los ítems cuya media no esté cercana al punto medio de la escala y cuyas desviaciones típicas sean inferiores a 1, e instan a eliminar los ítems con fuerte sesgo y curtosis. En la tabla 1 observamos que no todos los ítems cumplen los requisitos anteriores, sin embargo, es destacable cómo el ítem 3 muestra la media y desviación típica más reducida de todos ellos y los índices de asimetría también más elevados.

Para examinar el poder discriminativo de los ítems tuvimos en cuenta que el CPAQ examina un único constructo definido con base en dos aspectos diferentes y fundamentales del mismo, IA y AD. Siguiendo las indicaciones de Whiteside y Lyman (2001), observamos el coeficiente de correlación corregido entre cada ítem y el total de la escala (ID) de modo independiente para cada aspecto

del constructo, y también su consistencia interna. En la tabla 1 (columna IDE) apreciamos cómo dos ítems del primer componente (IA) (3 y 5) y tres ítems del segundo (AD) (4, 16 y 20) muestran un valor bastante inferior a .25. El coeficiente alpha para el componente IA fue de .824 y para el componente AD fue de .753. La situación para estos ítems se agrava cuando observamos sus valores ID en el conjunto de la escala (columna IDT). Sin embargo, hay que tener en cuenta que son dos componentes independientes y distintos. También llevamos a cabo comparaciones de medias para todos los ítems entre los participantes que estaban situados por encima del percentil 75 (por encima de la puntuación 59) y por debajo del percentil 25 (por debajo de la puntuación 39) en la puntuación total del test. En la misma tabla apreciamos cómo las diferencias distan de resultar estadísticamente significativas para los ítems 16 y 20.

Siguiendo las indicaciones de Clark y Watson (2003) examinamos si los ítems de cada componente evalúan *ése* examinando la correlación media inter-ítem para cada componente de modo independiente en primer lugar, y posteriormente cruzando ambos. Esta observación nos aporta una visión de la homogeneidad de los

Tabla 1 Estadísticos descriptivos y análisis de componentes de la estructura interna del CPAQ de 20 ítems y CPAQ reducido a 15 ítems

Ítems	Muestra total 20 ítems (145 casos)										Muestra total 15 ítems (145 casos)					50% de la muestra total 15 ítems (72 casos)			
	M	DT	AS	CUR	IDT	IDE	t	gl	p	ít	F.I	F.II	h ²	IDTR	IDER	ít	F.I	F.II	h ²
1	4.73	1.59	-1.13	.226	.340	.433	-6.27	51.87	.000	6	.690	.631	.377	.480		6	.648	.656	
2	3.30	1.84	-.098	-.973	.461	.659	-8.16	77	.000	9	.686	.642	.470	.675		2	.631	.732	
3	.57	1.18	2.56	6.87	.125	.215	-2.18	44.19	.034	2	.661	.663				9	.625	.683	
5	2.65	2.19	.138	-1.45	.213	.284	-2.50	77	.014	12	.628	.590				12	.537	.598	
6	2.94	1.98	.039	-1.15	.548	.678	-10.38	77	.000	15	.522	.481	.582	.682		8	.489	.474	
8	2.85	2.13	.083	-1.42	.423	.513	-6.88	77	.000	8	.515	.406	.478	.540		15	.475	.552	
9	2.63	1.98	.172	-1.17	.599	.683	-11.45	77	.000	1	.441	.427	.628	.699		1	.428	.455	
10	2.62	2.10	.303	-1.18	.419	.428	-6.17	77	.000	19	.372	.209	.390	.382		19	.361	.347	
12	3.75	1.76	-.487	-.732	.417	.623	-6.36	75.06	.000	10	.348	.239	.444	.619		10	.311	.405	
15	2.71	2.04	.128	-1.25	.468	.491	-10.50	77	.000	13b	.653	.627	.564	.547		14b	.618	.552	
19	2.84	2.25	.097	-1.45	.405	.454	-5.72	77	.000	14b	.638	.580	.359	.402		13b	.607	.585	
4	1.60	1.82	.903	-.196	.298	.144	-4.15	65.51	.000	17b	.625	.438				17b	.598	.503	
7	2.70	2.04	.177	-1.17	.162	.413	-2.74	77	.008	18b	.497	.333	.122	.338		18b	.364	.335	
11	2.93	2.03	.125	-1.22	.341	.433	-5.72	77	.000	7b	.361	.274	.331	.366		11b	.283	.368	
13	2.18	1.88	.460	-.963	.184	.469	-3.16	77	.002	11b	.350	.320	.166	.537		7b	.275	.241	
14	1.86	1.74	.846	-.154	.402	.541	-5.31	61.94	.000					.381	.570				
16	1.92	2.07	.632	-1.03	.032	.241	-.88	77	.379										
17	1.51	1.59	1.16	.837	.142	.377	-1.73	77	.087					.144	.424				
18	1.83	1.77	.752	-.451	.323	.309	-5.15	62.09	.000					.328	.368				
20	1.59	1.98	.963	-.430	.010	.213	-.95	77	.341										
Auto-valor										3.48	2.63					3.20	2.39		
%σ ²										23.21	17.58					21.39	15.94		
%σ ² T										23.21	40.79					21.39	37.34		
Coef. alpha										.828	.759					.797	.728		

Legenda: véase lectura de los ítems en el apéndice 1; M, D.T, AS y CUR= Media, desviación típica, asimetría y curtosis, respectivamente; t= t de Student; gl= Grados de libertad; p= Probabilidad asociada; IDT, IDE, IDTR, IDER, =Índice de Discriminación para el total de 20 ítems de la escala; para cada subescala de modo independiente; para el total de la escala formada por 15 ítems (una vez eliminados los ítems 3, 5 en la escala IA, y 4, 16 y 20 en AD) y para cada subescala de modo independiente eliminando los ítems anteriores; %σ² y %σ²T= porcentaje de varianza explicada por cada factor y por el conjunto de factores, respectivamente; Coef. alpha= Coeficiente de fiabilidad ordinal; F.I y F.II= componentes de estructura íntera (se han eliminado las cargas factoriales inferiores a .30) ; h²= comunalidad de los ítems

ítems. Advertimos que los ítems 3 y 5 manifestaron, o bien ausencia de correlación, o bien correlaciones muy débiles tanto con el resto de ítems de su componente como con los ítems del otro componente. Lo mismo sucedía con los ítems 4, 16 y 20. También observamos que las correlaciones entre ítems eran bastante superiores en el primer componente, aspecto que se manifiesta en la diferencia encontrada con respecto a su coeficiente alpha.

Dado que los resultados anteriores han puesto de manifiesto que los ítems 3, 5, 4b, 16b y 20b no son apropiados para captar diferencias entre los sujetos con respecto a los componentes de la aceptación del dolor en personas con fibromialgia, decidimos eliminarlos y proceder al estudio de la estructura interna del cuestionario con los 15 ítems restantes.

El examen de la distribución de los datos mediante el estadístico propuesto por Mardia (1970) puso de manifiesto que los datos se distribuían de modo simétrico pero con una curtosis muy elevada. Así las cosas, debido a la falta de distribución normal multivariada realizamos el AFE mediante la estimación robusta de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y rotación varimax. El procedimiento para determinar el número de componentes fue el análisis paralelo (Horn, 1965). La pertinencia de realizar el AFE fue avalada por el valor del determinante (0.02963), el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (0.8021) y el test de esfericidad de Bartlett (482.2, $p < 0.001$). A pesar de que tres factores no correlacionados (la correlación más elevada entre ellos fue 0.164) tendrían autovalores superiores a 1 (criterio de selección de factores de Kaiser, 1960) que explicarían el 43.56% de la varianza total (estando el último factor constituido por dos ítems 10 y 19), tanto el análisis paralelo como el examen del *scree plot* (Cattell, 1966) nos indicaban que dos eran los adecuados (Costello y Osborne, 2005, recomiendan no mantener factores con menos de 5 ítems). Los autovalores del primer y segundo factor fueron 3.48 y 2.63, que explicarían, respectivamente, un 23.21% y 17.58% de la varianza, siendo la varianza explicada conjuntamente por los dos de 40.79 (tabla 1). El primer factor estaría constituido por los ítems 1, 2, 6, 8, 9, 10, 12, 15 y 19, denominado *implicación en las actividades*. El segundo estaría constituido por los ítems 7, 11, 13, 14, 17 y 18, denominado *apertura al dolor*. La correlación entre ambos fue 0.073 y no estadísticamente significativa. Para esta solución factorial la media y la varianza de los residuales ajustados fue, respectivamente, 0.004 y 0.0029, el residuo cuadrático medio (RMSR) fue 0.0542 (criterio de Kelly= 0.0833) y el índice de simplicidad de Bentler (1977) fue 0.9833 (percentil 99), indicando todo ello que el modelo de dos componentes es adecuado. En la tabla 1 están expuestas las cargas factoriales y la comunalidad de los ítems.

Tabla 2
Correlaciones de Pearson entre las puntuaciones obtenidas con el CPAQ y otras variables clínicas

	Aceptación del dolor	Compromiso actividades	Apertura al dolor
Ansiedad	-.453**	-.402**	-.235**
Depresión	-.547**	-.563**	-.157
Dolor	-.289**	-.291**	-.096
Cansancio	-.207*	-.247**	-.004
Calidad de vida	-.413**	-.427**	-.127

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

Realizamos nuevamente el examen del poder discriminativo de los ítems observando el coeficiente de correlación corregido entre cada ítem y el total de la escala (tabla 1, columna IDER) y el coeficiente de fiabilidad alpha tanto para cada subescala como para el total del cuestionario. En la tabla 1 (columna IDER) se muestra cómo el ID de cada ítem dentro de su factor alcanza el valor deseado y, de los 15 ítems que ahora formarían el cuestionario, 9 de ellos experimentan un incremento. El coeficiente alpha también incrementa alcanzando valores de .828 y .754 en el primer y segundo factor, respectivamente. Si observamos el ID de los ítems en el conjunto de la escala (ahora 15 ítems) podemos advertir que ID en 7, 13 y 17 es inferior a .25, y aún así, el coeficiente alpha incrementa alcanzando el valor de .779. Esto muestra, de nuevo, que son dos componentes independientes, distintos y además más homogéneos entre sí.

Resta señalar que el CPAQ reducido a 15 ítems muestra en los participantes una media de 41.44 (D.T.= 14.39). La media y D.T. de los ítems que componen la subescala IA fue 28.41 (D.T.= 11.76) y de la subescala AD fue 113.03 (D.T.= 7.024). Utilizando el estadístico de Kolmogorov-Smirnov comprobamos que las tres medidas se distribuían de modo normal.

Con ánimo de observar la estabilidad de la estructura interna del cuestionario, dado que carecemos de otra muestra de participantes con dolor crónico, extrajimos de la muestra total una muestra aleatoria del 50% de los casos (72) y comprobamos cómo la estructura interna del CPAQ con 15 ítems se mantiene, alcanzando el porcentaje de varianza explicada por los dos factores el 37.34%, siendo RMSR= .0496 (criterio de Kelly= 0.1187), el índice de simplicidad de Bentler (1977) 0.96 (percentil 97), lo cual indica que el modelo de dos componentes es adecuado. En este caso los coeficientes de fiabilidad alpha fueron .797 y .728 para el primer y segundo componente, respectivamente.

Con ánimo de obtener de evidencias de validez convergente estudiamos la relación entre las tres puntuaciones que ofrece el CPAQ, total, IA y AD, y algunas medidas de ajuste al dolor mediante el examen de las correlaciones de Pearson y el análisis de

Tabla 3
Resultados obtenidos mediante la técnica de análisis de regresión múltiple

Variable dependiente	Predictores	R^2_{yp}	\tilde{R}^2_{yp}	Beta	Sig.
<i>Dolor</i>	Aceptación del dolor	.084	.077		
	Implicación en actividades			-.291	.001
	Apertura al dolor			-.078	ns
<i>Cansancio</i>	Aceptación del dolor	.061	.054		
	Implicación en actividades			-.247	.004
	Apertura al dolor			-.012	ns
<i>Calidad de vida</i>	Aceptación del dolor	.176	.170		
	Implicación en actividades			-.419	.000
	Apertura al dolor			-.102	ns
<i>Ansiedad</i>	Aceptación del dolor	.206	.194		
	Implicación en actividades			-.389	.000
	Apertura al dolor			-.211	.007
<i>Depresión</i>	Aceptación del dolor	.317	.312		
	Implicación en actividades			-.563	.000
	Apertura al dolor			-.122	ns

R^2_{yp} = coeficiente de determinación; \tilde{R}^2_{yp} = coeficiente de determinación ajustado; Sig= probabilidad asociada asumiendo verdadera la hipótesis nula

regresión múltiple. En general, estos resultados mostraron correlaciones negativas estadísticamente significativas entre las tres puntuaciones de aceptación del dolor y las puntuaciones registradas en las escalas de ansiedad, depresión e impacto de la fibromialgia sobre la calidad de vida, y también con las estimaciones de dolor y cansancio experimentado por los afectados (tabla 2).

Los análisis de regresión múltiple pusieron de manifiesto que la subescala IA fue una adecuada variable predictora de las cinco variables criterio estudiadas, es decir, de los niveles de dolor, cansancio, calidad de vida, ansiedad y depresión informados por la muestra de personas con FBM. Por el contrario, la subescala AD solo contribuye parcialmente en la predicción de la ansiedad informada por la muestra (tabla 3).

Discusión y conclusiones

Uno de los objetivos del estudio fue analizar las propiedades psicométricas del CPAQ y examinar los componentes de la aceptación del dolor en personas con fibromialgia que sufren dolor crónico.

El instrumento, inicialmente desarrollado por Geiser (1992), se fundamentaba en una medida general de aceptación y evitación experiencial denominada Cuestionario de Evitación y Acción (AAQ) (Hayes et al., 2004), y estaba compuesto por 34 ítems organizados en una estructura factorial de cuatro factores. Los datos iniciales registrados por el CPAQ indicaron una adecuada consistencia interna y correlaciones esperadas con medidas de funcionamiento físico y de malestar psicológico (Geiser, 1992). Análisis posteriores del cuestionario que evaluaron su contenido y dimensionalidad determinaron que una escala de 20 ítems con una solución de dos factores independientes sería un instrumento más apropiado (McCracken et al., 2004; Vowles et al., 2008). Estos factores fueron denominados *implicación en las actividades* y *apertura al dolor*, y los datos de consistencia interna hallados mediante el alpha de Cronbach (1951) .82 para el primer factor, y .78 para el segundo.

El análisis de la aceptación del dolor medido con el CPAQ en pacientes con fibromialgia realizado en este estudio mostró que algunos de los ítems del CPAQ probablemente son más útiles que otros. Por un lado, los estudios descriptivos de homogeneidad y discriminación informaron que únicamente 15 de los 20 ítems del cuestionario eran significativamente homogéneos y por tanto suficientes para predecir la interferencia del control emocional. De otra parte, los exámenes de su estructura interna y de fiabilidad también sugieren que nos encontramos ante un instrumento que puede utilizarse con suficientes garantías de fiabilidad en personas con características similares a las de la muestra de nuestra investigación.

También hemos comprobado que los 15 ítems seleccionados alcanzaron una comunalidad adecuada para un modelo factorial de tres factores, el último de ellos constituido únicamente por los ítems 10 y 19. Ambos ítems habían sido aceptados por McCracken (1999) como componentes del primer factor y su descripción se ajusta, por lo demás, al contenido y significado de la subescala IA. Por esta razón teórica, y por razones estadísticas, a saber, porque la proporción de varianza explicada por el tercer factor fue pequeña, porque los criterios del Scree-Plot y de análisis paralelo sugerían que dos factores serían los adecuados, y porque expertos en la técnica del análisis factorial (Costello y Osborne, 2005) aconsejan no mantener factores que tengan menos de cinco ítems, hemos optado por mantenerlos dentro del primer factor, y concluir que una solución de dos factores independientes es el modelo que mejor se ajusta a los datos, del mismo modo que Vowles et al. (2008).

En definitiva, podemos afirmar que la aceptación del dolor crónico evaluada por el CPAQ es un proceso conductual formado por dos componentes, uno denominado *implicación en las actividades* y otro *apertura al dolor*. Como sus nombres sugieren, el primero hace referencia a la implicación, dirección y compromiso con actividades de la vida cotidiana (sociales, laborales, familiares, etc.) independientemente del dolor sentido. Este componente conductual estaría formado por los ítems 1, 2, 6, 8, 9, 10, 12, 15 y 19. El segundo componente de la aceptación, la *apertura al dolor*, se relaciona con la *aceptación experiencial* del dolor o con la disponibilidad al mismo sin intentar modificarlo, y estaría formado por los ítems 7, 11, 13, 14, 17 y 18 del cuestionario de McCracken et al. (2004).

El estudio de las correlaciones y los análisis de regresión múltiple posteriores han mostrado la importancia de la aceptación del dolor en personas con diagnóstico de fibromialgia, así como su papel en la predicción de los síntomas definitorios y secundarios del síndrome. Por un lado se ha visto que la aceptación de la experiencia dolorosa se asocia a menos dolor, cansancio, ansiedad y depresión. Las personas que mostraron una aceptación mayor informaron de una calidad de vida menos afectada y de un ajuste psicológico mejor que los sujetos con mayor evitación o, si se prefiere, con niveles menores de aceptación del dolor. Las mismas asociaciones han sido observadas también en pacientes con dolor de espalda (Mason, Mathias y Skevington, 2008), con artritis reumatoidea (Kratz, Davis y Zautra, 2007), y con otros tipos de dolor crónico de naturaleza variada (Esteve, Ramírez-Maestre y López-Martínez, 2007; Vowles et al., 2008).

Los resultados observados en el análisis de la regresión son también reveladores. La subescala del CPAQ (IA) fue predictora de los niveles de dolor, cansancio, ansiedad, depresión e impacto de la enfermedad sobre la calidad de vida. Sin embargo, y aunque el dolor y el cansancio pueden considerarse síntomas definitorios de la fibromialgia, la proporción de varianza explicada por el modelo fue pequeña. Por el contrario, en el caso de las variables depresión, ansiedad y calidad de vida, la varianza explicada fue superior, llegando a predecir entre el 20 y el 30% de la misma.

Recientes estudios han apoyado la utilidad de los componentes del CPAQ en la predicción de los niveles de dolor, de ansiedad y de depresión de pacientes con dolor crónico (Mason et al., 2008; McCracken y Eccleston, 2003; McCracken y Yang, 2006; Nilges, Koster y Schmidt, 2007). Sin embargo, aún existe cierta controversia sobre si las subescalas que conforman el instrumento contribuyen significativamente a la medida del constructo (Nicholas y Asghari, 2006). En nuestro estudio hemos observado una contribución diferencial muy clara entre ambas. Así, mientras la subescala IA constituyó un predictor significativo de todas las variables de funcionamiento, también se ha observado el fallo de la *apertura al dolor* en la predicción de los niveles de dolor, cansancio, depresión y calidad de vida de la muestra. Estos datos concuerdan con estudios de validación del CPAQ en otros países (Wicksell et al., 2008) e indican que la escala más orientada conductualmente, *implicación en las actividades*, es la que presenta relaciones más estrechas con las variables que explican el malestar y la calidad de vida. También, y como ya sugirieron Nicholas y Asghari (2006), es posible que algunos de los ítems que conforman la *implicación en las actividades* reflejen las ideas que subyacen al concepto de *apertura al dolor*, algo que indicaría que los ítems del CPAQ son más complejos de lo que las etiquetas de la escala global y subescalas sugieren (Wicksell et al., 2008).

Y es que el control del dolor a través de cualquier estrategia es útil, adaptativo y necesario, siempre y cuando pueda lograrse, y lo es también cuando conduce a mejorías globales y a largo plazo en el funcionamiento personal. Sin embargo, los esfuerzos infructuosos por controlarlo se vuelven problemáticos si terminan dominando la vida del paciente, si derivan en problemas añadidos e indeseados y si separan al individuo de las cosas que tienen importancia en su vida (amigos, familia, trabajo...). Desafortunadamente, ni la cultura ni nuestra propia historia con el dolor nos preparan para convivir con el síntoma. La mayoría aprendemos que la presencia de dolor señala la necesidad de consultar al médico y que el hacerlo así probablemente aliviará el dolor. Esta fórmula no siempre encaja bien con la realidad del dolor crónico, y como resultado, la lucha encarnizada por evitarlo organiza y satura la agenda de quien lo sufre hasta el punto en que otras cosas con valor acaban por sacrificarse. La forma de experimentar estos eventos privados como lo que realmente son pasaría, irremediamente, por dismantelar los contextos socio-verbales que fomentan estas luchas (Hayes et al., 1999) y por alterar las clases de regulación verbal inefectivas a través de actuaciones ajustadas a valores personales (Luciano y Hayes, 2001). El concepto contemporáneo de *aceptación del dolor*

procede de una aproximación conductual radical que sugiere un proceso activo. Requiere que un individuo se mantenga en funcionamiento y participe en actividades agradables de la vida diaria incluso mientras continúa experimentando sensaciones dolorosas. Aunque en una sociedad como la nuestra los tratamientos basados en la aceptación son todavía contra-intuitivos, los investigadores de este estudio ya han iniciado una investigación en estos términos para pacientes con fibromialgia.

Los resultados obtenidos en esta investigación no están exentos de limitaciones. Así, los datos manejados por el estudio fueron recogidos por medio de instrumentos de autoinforme. Es posible que los vínculos observados entre aceptación y ajuste al dolor y a otros síntomas de fibromialgia sean, por tanto, más ambiguos que determinantes, pues ni el análisis de las correlaciones ni los llevados a cabo con la técnica de regresión permiten dilucidar si la aceptación conduce a un descenso en los síntomas de la fibromialgia, o *viceversa*. Sin embargo, y a pesar de esto, las consistentes relaciones observadas entre aceptación del dolor y otras medidas de funcionamiento avalan los beneficios de la *aceptación experiencial* en pacientes con fibromialgia que sufren dolor crónico.

Apéndice 1 Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ) McCracken et al. (2004)						
0 Nunca es cierto	1 Muy raramente es cierto	2 Raramente es cierto	3 A veces es cierto	4 A menudo es cierto	5 Casi siempre es cierto	6 Siempre es cierto
1. Sigo viviendo a pesar del nivel del dolor que tengo... 2. Mi vida va bien, aunque tengo dolor crónico... 3. Es bueno experimentar dolor... 4. Sacrificaría con gusto cosas importantes de mi vida para controlar mejor el dolor... 5. No es necesario para mí controlar el dolor para manejar mi vida bien... 6. Aunque las cosas han cambiando, vivo una vida normal a pesar de mi dolor crónico... 7. Necesito concentrarme en deshacerme del dolor... 8. Hago muchas actividades cuando siento dolor... 9. Llevo una vida completa aunque tengo dolor crónico... 10. Controlar mi dolor es menos importante que otras metas de mi vida... 11. Mis pensamientos y sentimientos sobre el dolor deben cambiar antes de que yo pueda dar pasos importantes en mi vida... 12. A pesar del dolor, ahora mi vida sigue su curso... 13. Mantener el nivel de dolor controlado es prioritario cuando hago algo... 14. Antes de hacer algún plan serio, tengo que conseguir controlar el dolor... 15. Cuando mi dolor aumenta, todavía puedo encargarme de mis responsabilidades... 16. Tendré un mejor control sobre mi vida si puedo controlar mis pensamientos negativos sobre el dolor... 17. Evito las situaciones en las que el dolor pueda aumentar... 18. Mis preocupaciones y miedos sobre lo que me causará el dolor son realistas... 19. Es un alivio darme cuenta de que no tengo que cambiar mi dolor para continuar con mi vida... 20. Tengo que luchar por hacer cosas cuando tengo dolor...						
Puntuaciones CPAQ (McCracken et al., 20004): <i>Implicación en las actividades</i> : suma de los ítems 1, 2, 3, 5, 6, 8, 9, 10, 12, 15, 19 <i>Apertura al dolor</i> : transformación de los ítems inversos en directos: 4, 7, 11, 13, 14, 16, 17, 18, 20 y suma <i>CPAQ Total</i> : implicación en las actividades + apertura al dolor						
Puntuaciones CPAQ en pacientes con fibromialgia: <i>Implicación en las actividades</i> : suma de los ítems 1, 2, 6, 8, 9, 10, 12, 15, 19 <i>Apertura al dolor</i> : transformación de los ítems inversos en directos: 7, 11, 13, 14, 17 y 18 y suma <i>CPAQ Total</i> : implicación en las actividades + apertura al dolor						

Referencias

- Balluerka, N., Gorostiaga, A., Alonso-Arbiol, I., y Aramburu, M. (2007). La adaptación de instrumentos de medida de unas culturas a otras: una perspectiva práctica. *Psicothema*, *19*(1), 124-133.
- Bentler, P.M. (1977). Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*, *59*, 567-579.
- Burckhardt, C.S., Clark, S.R., y Bennet, R.M. (1991). The fibromyalgia impact questionnaire: Development and validation. *Journal of Rheumatology*, *18*, 728-733.
- Cattell, R.B. (1966). *Handbook of Multivariate Experimental Psychology*. Chicago: Rand McNally.
- Clark, L.A., y Watson, D. (2003). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. En A.E. Kazdin (Ed.): *Methodological issues & strategies in clinical research* (3ª ed.) (pp. 207-231). Washington: APA.
- Costello, A.B., y Osborne, J.B. Best practices in exploratory factor analysis: Tour recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research and Evaluation*, *10*(7), 1-9.
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and internal structure of test. *Psychometrika*, *16*, 296-334.
- Elosúa, P., y Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta ordenada [Reliability coefficients for ordinal response scales]. *Psicothema*, *20*, 896-901.
- Esteve, R., Ramírez, C., y López, A.E. (2007). Adjustment to chronic pain: The role of pain acceptance, coping strategies and pain-related cognitions. *Annals of Behavioural Medicine*, *33*, 1-10.
- Geiser, D.S. (1992). A comparison of acceptance focused and control-focused psychological treatments in a chronic pain treatment center. *Unpublished Doctoral Dissertation*. University of Nevada-Reno.
- Gutiérrez-Martínez, O., Luciano-Soriano, C., Rodríguez-Valverde, M., y Fink, B.C. (2004). Comparison between an acceptance-based and a cognitive-control-based protocol for coping with pain. *Behavior Therapy*, *35*, 767-783.
- Hambleton, R.K., Merenda, P.F., & Spielberger, C.D. (2005). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hayes, S.C., Strosahl, K., y Wilson K.G. (1999). *Acceptance and Commitment Therapy. An experiential approach to behavior change*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S.C., Strosahl, K.D., Wilson, D.G., Bissett, R.T., Pistorello, J., Toarmino, D., et al. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record*, *54*, 553-578.
- Horn, J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, *30*, 179-185.
- Kaiser, F.F. (1966). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, *20*, 141-151.
- Kratz, A.L., Davis, M.C., y Zautra, A.J. (2007). Pain acceptance moderates the relation between pain and negative affect in female osteoarthritis and fibromyalgia patients. *Annals of Behavioral Medicine*, *33*, 291-301.
- Lorenzo-Seva, U., y Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods, Instruments and Computers*, *38*, 88-91.
- Luciano, M.C., y Hayes, S.C. (2001). Trastorno de evitación experiencial. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *1*, 109-157.
- Mardia, K.V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, *57*, 519-530.
- Mason, V.L., Mathias, B., y Skevington, S.M. (2008). Accepting low back pain. Is it related to good quality of life? *The Clinical Journal of Pain*, *24*, 22-29.
- McCracken, L.M. (1998). Learning to live with the pain: acceptance of pain predicts adjustment in persons with chronic pain. *Pain*, *74*, 21-27.
- McCracken, L.M. (1999). Behavioral constituents of chronic pain acceptance: Results from factor analysis of the Chronic Pain Acceptance Questionnaire. *Journal of Back and Musculoskeletal Rehabilitation*, *13*, 93-100.
- McCracken, L.M., y Eccleston, C. (2003). Coping or acceptance: What to do about chronic pain? Component analysis and a revised assessment method. *Pain*, *105*, 197-204.
- McCracken, L.M., Vowles, K.E., y Eccleston, C. (2004). Acceptance of chronic pain: Component analysis and a revised assessment method. *Pain*, *107*, 159-166.
- McCracken, L.M., Eccleston C., y Bell, L. (2005). Clinical assessment of behavioral coping: Results from a brief inventory. *European Journal of Pain*, *9*, 69-78.
- McCracken, L.M., y Yang, S.Y. (2006). The role of values in a contextual cognitive-behavioral approach to chronic pain. *Pain*, *123*, 137-145.
- Monterde, S., Salvat, I., Montull, S., y Fernández-Ballart, J. (2004). Validación de la versión española del Fibromyalgia Impact Questionnaire. *Revista Española de Reumatología*, *31*, 507-513.
- Muñiz, J., y Hambleton, R.K. (1996). Directrices para la traducción y adaptación de los test. *Papeles del Psicólogo*, *66*, 63-70.
- Nicholas, M.K., y Asghari, A. (2007). Response to letter by McCracken et al. (2006). *Pain*, *128*, 284-285.
- Nilges, P., Koster, B., y Schmidt, C.O. (2007). Pain acceptance-concept and validation of a German version of the Chronic pain Acceptance Questionnaire. *Schmerz*, *21*, 57-67.
- Nunnally, J.C., y Bernstein, I.J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- Vowles, K.E., McCracken, L.M., McLeod, C., y Eccleston, C. (2008). The Chronic Pain Acceptance Questionnaire: Confirmatory factor analysis and identification of patient subgroups. *Pain*, *140*, 284-291.
- Wicksell, R.K., Olsson, G.L., y Melin, L. (in press). The Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ)-further validation including a confirmatory factor analysis and a comparison with the Tampa Scale of Kinesiophobia. *European Journal of Pain*.
- Whiteside, S.P., y Lynam, D.R. (2001). The five factor model and impulsivity: Using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences*, *30*, 669-689.
- Wolfe, F., Smythe, H.A., Yunus, M.B., Bennett, R.M., Bombardier, C., y Goldenberg, D.L. (1990). The American College of Rheumatology 1990 criteria for the classification of fibromyalgia: Report of the multi-center criteria committee. *Arthritis and Rheumatism*, *33*, 160-172.
- Zigmond, A.S., y Snaith, R.P. (1983). The Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinava*, *67*, 361-370.