

CAD-R. Cuestionario de afrontamiento al dolor crónico: análisis factorial confirmatorio. ¿Hay diferencias individuales en sexo, edad y tipo de dolor?

J. Soriano¹ y V. Monsalve²

¹*Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos. Universidad de Valencia.*

²*Unidad del Dolor. Consorcio Hospital General Universitario de Valencia. España*

Soriano J y Monsalve V. CAD-R. Cuestionario de afrontamiento al dolor crónico: análisis factorial confirmatorio. ¿Hay diferencias individuales en sexo, edad y tipo de dolor? Rev Soc Esp Dolor 2017;24(5):224-233.

ABSTRACT

Introduction: A review of the CAD-R (Cuestionario de afrontamiento al dolor reducido) (1) is presented in a sample of 4.389 patients diagnosed with chronic pain derived from a Spanish multicenter study (2).

Material and method: The factorial structure is analyzed by exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory (CFA), as well as reliability (internal consistency and test-retest at three months, the latter of which is 2.825 patients). Four models are tested proving that correlated first-order strategies are those that provide better adjustment indices.

Results: Both internal consistency and test-retest indices are acceptable.

Conclusion: CAD-R appears as an instrument that presents good reliability and a factorial structure of six first-order strategies.

Key words: CAD-R, coping, pain, assessment, CFA, individual differences.

RESUMEN

Introducción: Se presenta una revisión del CAD-R (Cuestionario de afrontamiento al dolor reducido) (1) en una muestra de

4.389 pacientes diagnosticados con dolor crónico derivada de un estudio multicéntrico de toda España (2).

Material y método: Se analiza la estructura factorial mediante análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), así como la fiabilidad (consistencia interna y test retest a los tres meses, esta última sobre 2.825 pacientes). Se ponen a prueba cuatro modelos constatando que las estrategias de primer orden correlacionadas son las que aportan mejores índices de ajuste.

Resultados: Tanto los índices de consistencia interna como los test-retest resultan aceptables.

Conclusiones: El CAD-R aparece como un instrumento que presenta una buena fiabilidad y una estructura factorial de seis estrategias de primer orden.

Palabras clave: CAD-R, afrontamiento, dolor, evaluación, AFC, diferencias individuales.

INTRODUCCIÓN

La característica de cronicidad de algunas enfermedades hacen de ellas un fenómeno complejo y de incierto pronóstico, lo que, en ocasiones, provoca que los tratamientos tengan un objetivo fundamentalmente paliativo. En el caso del dolor crónico el enfermo debe aprender a convivir y a superar los problemas personales que el dolor le pueda generar en su rutina diaria, lo cual supone tener en consideración la importancia que tienen los factores cognitivos y conductuales en la adaptación a la enfermedad (3), planteándose que la falta de ajuste no depende exclusivamente de la dimensión sensorial del dolor, sino del ámbito cognitivo-conductual y emocional de la persona (4,5).

En el ámbito psicológico hay dos puntos básicos en donde resulta muy útil la intervención: la valoración que el enfermo hace del dolor y las estrategias de afrontamiento que utiliza. En este segundo aspecto el psicólogo puede entrenar o enseñar al enfermo estrategias que le resulten más adaptativas (6).

Desde una perspectiva teórica, el afrontamiento se refiere a estrategias cambiantes en función de las circunstancias que dependen en gran medida de la valoración que el individuo realiza y que no forman parte de los recursos del individuo (7). Por ello no se consideran rasgos estables y fijos, y pueden ser modificadas y entrenadas. En términos generales el afrontamiento se ha planteado con una doble funcionalidad: la que intenta cambiar o alterar el problema y la que pretende alterar las repercusiones que tiene en el individuo sin que el problema, como tal, se modifique. Probablemente este último conjunto de estrategias son las más utilizadas especialmente cuando un problema no depende del individuo, como puede ser el caso de las enfermedades crónicas. Ello no implica que ambos tipos sean excluyentes. Todo lo contrario, las estrategias suelen apoyarse unas en otras de forma que el individuo pueda alcanzar la mejor adaptación al problema (8).

Existe cierta controversia sobre las variables diferenciales que afectan al afrontamiento del dolor, como pueden ser el sexo, la edad o el tipo de dolor.

El dolor crónico afecta más a las mujeres que a los hombres (9), planteándose que las mujeres utilizan más estrategias centradas en la emoción y los hombres más las centradas en el problema (10); pero también se afirma que utilizan más estrategias adaptativas por considerar que ejercen mayor control sobre la enfermedad (11), lo cual entraría en contradicción con el modelo básico de Lazarus y Folkman (1984), en donde se establece que la menor percepción de control se relaciona con una valoración secundaria menor (menos opciones de actuación) y mayor uso de estrategias centradas en la emoción. También hay trabajos que afirman que los hombres utilizan ante el dolor más estrategias centradas en la emoción que las mujeres (12), aunque hay estudios que indican lo contrario, observando que las mujeres utilizan más la distracción, reevaluación positiva o la religión (13), estrategias que se encuentran entre las centradas en la emoción.

En relación a la edad, desde la perspectiva de las neurociencias se produce un predominio del cerebro emocional en la adolescencia que cambia con la maduración hacia mayor dominancia del córtex prefrontal más relacionado con la toma de decisiones y la autorregulación (14). Esto se corresponde con un incremento de estrategias de afrontamiento adaptativas en las etapas tempranas de la adultez (15,16). Aunque algunos resultados suelen coincidir con estudios previos, otros obtienen los resultados contrarios apuntando a que las personas mayores suelen mostrar mayor interferencia percibiendo menor control sobre sus vidas (5).

En cuanto a las diferencias del afrontamiento según el tipo de dolor, recientemente la literatura plantea que no son especialmente significativas, lo que implica que la intervención psicológica en este sentido depende de las estrategias de afrontamiento utilizadas y no del tipo de dolor (17).

Para la evaluación del afrontamiento en la enfermedad de dolor crónico existen diversos cuestionarios, aunque el más utilizado ha sido el Coping Strategies Questionnaire (CSQ) (18), el cual no ha estado exento de críticas debido a su estructura factorial y a la justificación teórica de algunas escalas (véase una revisión en Soriano y Monsalve, 1999) (19). Ello motivó el desarrollo de un cuestionario realizado exclusivamente con muestra española con la finalidad de superar algunas de estas críticas. El Cuestionario de Afrontamiento al Dolor (CAD) (20) se desarrolló inicialmente para superar algunas de estas limitaciones, proponiéndose posteriormente una versión reducida (CAD-R) en donde se planteaban además dos estrategias generales de segundo orden y se abordaba la validez de constructo (1).

El objetivo de este trabajo es realizar una revisión del cuestionario CAD-R con una muestra amplia derivada de un estudio multicéntrico de toda España, abordando especialmente su estructura y fiabilidad (consistencia interna y test retest), así como identificar la existencia de variables diferenciales y aportar datos que puedan utilizarse orientativamente como baremos derivados de una muestra amplia de pacientes españoles con diagnóstico de dolor crónico.

MATERIAL Y MÉTODO

Muestra y procedimiento

Se evaluó una muestra de 4.389 pacientes con diagnóstico de dolor crónico derivado de un estudio prospectivo de 150 Unidades de Dolor de toda España (2). Todos los sujetos de la muestra fueron evaluados en primera visita de manera consecutiva tras la firma del consentimiento informado, visita en la que se recogieron los datos demográficos, se realizó el diagnóstico del tipo de dolor, diferenciándose entre dolor neuropático, nociceptivo y mixto, siguiendo los criterios de la Asociación Internacional para el Estudio del Dolor (IASP) (21). En esta primera visita también se realizó la evaluación psicométrica basal con los instrumentos de medida posteriormente descritos. Se realizó una siguiente evaluación psicométrica a los tres meses de la primera visita. Los criterios de inclusión fueron tener diagnosticado dolor crónico, ser mayor de edad y haber cumplimentado el consentimiento informado. Se excluyeron aquellos pacientes con psicopatología grave activa. El estudio del que se derivaron los datos fue aprobado por el Comité de Investigación del Consorcio Hospital General Universitario de Valencia.

Instrumentos de medida

- *Afrontamiento*: CAD-R, cuestionario de afrontamiento al dolor crónico reducido (1). Se desarrolló a partir del cuestionario original CAD (20), que consistía en seis escalas distribuidas en 31 ítems. El CAD-R mantuvo las 6 escalas originales reduciendo su extensión a 24 ítems y añadiendo dos escalas generales de segundo orden. Se contesta en una escala Likert de 5 puntos (nunca = 1, siempre = 5). Las escalas de primer orden son religión (uso de creencias religiosas), catarsis (búsqueda de apoyo social emocional), distracción (evasión restando atención al dolor), autoafirmación (no desfallecimiento, darse ánimos), autocontrol mental (control mental del dolor) y búsqueda de información (asesoramiento, consultas sobre qué hacer). Las escalas de segundo orden se denominan estrategias activas (distracción, autocontrol mental, autoafirmación y búsqueda de información) y estrategias pasivas (religión y catarsis).
- *Intensidad del dolor*: la Escala Analógico Visual (EVA) (22) es un instrumento de medida validado para medir la intensidad del dolor (23). Consiste en una línea de 10 cm, donde el sujeto tiene que señalar la intensidad de su dolor en una escala de 0 a 10, representando el cero “nada de dolor” y el 10 “el peor dolor imaginable”.

Análisis estadísticos

Con la finalidad de determinar la estructura del cuestionario, se han realizado un análisis factorial exploratorio (AFE) y un análisis factorial confirmatorio (AFC). Para evitar sesgos de redundancia, la muestra total del estudio se ha aleatorizado dividiéndose en dos partes para su validación cruzada. La primera cohorte se ha utilizado para realizar el AFE y está compuesta por 2.159 pacientes, y la segunda cohorte ha sido utilizada para la elaboración del AFC y está compuesta por 2.230 pacientes.

El AFE se ha obtenido por el método de Componentes Principales siguiendo tres criterios de selección de factores: Kaiser (24), contraste de caída (25) y análisis paralelo (26). Se espera replicar la estructura de seis factores planteada inicialmente por los autores del cuestionario (1). La rotación utilizada ha sido oblicua (oblimin, $\delta = 0$). A partir de la matriz de correlación existente entre los factores se ha obtenido un segundo análisis de componentes principales utilizando los tres últimos criterios de selección indicados en el análisis de primer orden. En este caso la rotación ha sido ortogonal (varimax).

Se han realizado diversos AFC (máxima verosimilitud) con la finalidad de comprobar cuatro modelos: interacción entre todos los factores de primer orden, seis factores independientes de primer orden, dos factores de segundo orden según

indica el AFE y dos factores de segundo orden conforme se planteó en el trabajo original (1). Aunque existe una gran cantidad de índices de ajuste de los modelos, el más habitual es Chi cuadrado (χ^2), sin embargo se ve muy afectado por el tamaño de la muestra, especialmente si la muestra supera las 200 observaciones. En general, más que atender al nivel de significación es más importante examinar la magnitud, siendo los valores más pequeños los que indican un mejor ajuste. El índice NFI (Normed Fit Index) se utiliza para comparar el modelo teórico con el independiente. Un valor adecuado debe superar 0,90 (27). Suele utilizarse junto al índice RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), que indica la cantidad de varianza no explicada por el modelo atendiendo a los grados de libertad, unido al intervalo de confianza (CI), el cual se debe encontrar entre 0 y 0,05. Un valor de 0,01 indica un ajuste excelente (28). El índice TLI (Tucker-Lewis Index) incorpora los grados de libertad a los modelos teórico e independiente. Un valor adecuado debe ser $\geq 0,95$ (29). Dentro de los denominados índices del grado de parsimonia (30) se encuentra AIC (Akaike Information Criterion), que tiene en cuenta tanto la bondad de ajuste como el número de parámetros a estimar, debiendo ser lo más bajo posible e inferior al valor del modelo independiente que sirve de comparador.

La fiabilidad se ha obtenido mediante dos procedimientos: consistencia interna (α de Cronbach) sobre la muestra total y test retest a los tres meses para determinar la estabilidad temporal sobre una parte de la muestra de pacientes ($n = 2.825$).

Se ha obtenido mediante la prueba t de student la comparación entre sexos, así como ANOVA (bonferroni) para la comparación entre los tres tipos de dolor y la categorización por edades (17-39, 40-49, 50-59, 60-64 y 65 o más años).

Se aportan las medidas de tendencia central y los percentiles para la muestra total, con diferencias de sexo, con diferentes tipos de dolor y con los cinco grupos de edad separadamente.

Los análisis se han realizado con los paquetes estadísticos SPSS 21 y AMOS 21.

RESULTADOS

Descriptivos

La muestra se compone de 4.389 pacientes con diagnóstico de dolor crónico. La media de edad es de 56,9 años (d.t. 14,6), siendo el 34,6 % hombres ($n = 1.518$), con un nivel de estudios de 13,6 % sin estudios ($n = 596$), 49,2 % con estudios primarios ($n = 2.169$), 27 % estudios medios ($n = 1.184$) y 10,2 % con estudios superiores ($n = 449$). La distribución del tipo de dolor fue del 39,5 % ($n = 1.734$) nociceptivo, 18,8 % ($n = 824$) neuropático y 41,7 % ($n = 1.831$) de tipo mixto. Las puntuaciones medias, desviaciones típicas y decatipos se encuentran en la Tabla I.

TABLA I
MEDIDAS DE TENDENCIA CENTRAL Y DECATIPOS. N = 4.389

	<i>Distracción</i>	<i>B. Inform.</i>	<i>Religión</i>	<i>Catarsis</i>	<i>Autoc. Mental</i>	<i>Autoafirm.</i>
Media	10,35	12,65	9,97	11,25	10,32	14,90
Desv. típ.	3,69	3,82	5,45	3,87	4,08	3,57
10	5	7	4	6	4	10
20	7	9	4	8	6	12
25	8	10	4	8	7	13
30	8	11	4	9	8	13
40	9	12	7	10	9	15
50	10	13	9	11	10	16
60	11	14	12	12	12	16
70	12	15	14	14	13	17
75	13	16	15	14	13	17
80	14	16	16	15	14	18
90	15	17	18	16	16	20

Análisis factorial exploratorio (AFE)

La muestra utilizada para la obtención del AFE fue de 2.159 pacientes (cohorte 1), con una media de edad de 57,24 (d.t. = 14.57), siendo el 66,6 mujeres (n = 1.438), con intensidad media de dolor EVA = 6,8, teniendo el 61,9 % estudios primarios (n = 1.337) y presentando dolor nociceptivo el 39,7 % (n = 858), neuropático el 18,7 % (n = 404) y dolor mixto el 41,5 % (n = 897).

En el AFE se obtiene un índice KMO de 0,861 claramente satisfactorio (24,31,32), así como el test de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 26367,928$; $gl = 276$; $p = 0,000$). Estos datos indican una buena adecuación muestral así como una adecuada matriz de correlaciones entre las variables.

El análisis paralelo indicó la retención de seis factores trabajando con el 95 % sobre eigenvalues aleatorios. Los otros dos criterios seguidos para la retención de factores también coinciden en seleccionar seis factores que explican el 68,37 % de la varianza.

Siguiendo las recomendaciones planteadas por Hair y cols. (31), el único ítem que presentaría problemas en relación a su comunalidad es el n° 13, aunque se encontraría próximo al valor de 0,5 que consideran los autores como aceptables (Tabla II).

El factor 1 agrupa los ítems pertenecientes a “búsqueda de información” ($\alpha = 0,79$), el factor 2 agrupa los ítems de “religión” ($\alpha = 0,95$), el factor 3 los ítems de “autoafirmación” ($\alpha = 0,83$), el factor 4 los pertenecientes a “autocontrol mental” ($\alpha = 0,83$), el factor 5 los pertenecientes a “catarsis” ($\alpha = 0,83$) y el factor 6 los pertenecientes a “distracción” ($\alpha = 0,72$). Todas las escalas (factores) presentan índices de consistencia interna de moderados a altos.

A partir de la matriz de correlaciones existente entre los factores se ha procedido a un nuevo análisis de segundo orden, siguiendo los mismos criterios que en el análisis anterior, utilizando la rotación ortogonal (varimax). Los tres criterios coinciden en la retención de dos factores. Los resultados se encuentran en la Tabla III.

Entre los índices de adecuación muestral el índice KMO = 0,640 se considera medio y Bartlett ($\chi^2 = 1129,891$; $gl = 15$; $p = 0,000$) sigue indicando que la matriz de correlaciones es adecuada. Los niveles de h^2 ya no se encuentran en niveles tan satisfactorios, aun cuando no están lejos de lo deseable y con los dos factores retenidos se explica el 51,63 % de la varianza.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

La segunda parte de la muestra que se utilizó para la elaboración del AFC fue de 2.230 pacientes (cohorte 2), con una media de edad de 56,57 (d.t. = 14,64), siendo el 64,3 % mujeres (n = 1.433), con intensidad media de dolor EVA de 6,9, teniendo el 63,6 % estudios primarios (n = 1.419) y presentando dolor nociceptivo el 39,3 % (n = 876), neuropático 18,8 % (n = 420) y dolor mixto 41,9 % (n = 934).

No se encuentran diferencias significativas entre las dos cohortes (AFE y AFC) en edad, sexo, EVA, nivel de estudios y tipo de dolor (pruebas t y χ^2), por lo que se consideran equivalentes para comparar los dos tipos de análisis.

Se han probado cuatro modelos: 1) modelo total con los seis factores de primer orden interaccionando; 2) modelo con los seis factores de primer orden independientes; 3) modelo de segundo orden según indica el AFE realizado

TABLA II
 AFE. OBLIMIN (DELTA = 0). MATRIZ DE CONFIGURACIÓN. CORRELACIÓN ENTRE FACTORES.
 (AFC. CARGAS ESTANDARIZADAS MODELO 1)

	<i>I</i> <i>B. Inform.</i>	<i>II</i> <i>Religión</i>	<i>III</i> <i>Autoafirm.</i>	<i>IV</i> <i>Aut. Mental</i>	<i>V</i> <i>Catarsis</i>	<i>VI</i> <i>Distracción</i>	<i>h2</i>
2	0,834 (0,648)						0,630
8	0,792 (0,849)						0,694
14	0,723 (0,533)						0,573
20	0,700 (0,914)						0,663
21		-0,949 (0,933)					0,902
9		-0,946 (0,930)					0,893
3		-0,940 (0,924)					0,869
15		-0,905 (0,874)					0,840
24			0,857 (0,672)				0,728
18			0,855 (0,685)				0,723
12			0,775 (0,853)				0,646
6			0,624 (0,746)				0,573
23				-0,836 (0,846)			0,743
17				-0,829 (0,823)			0,708
11				-0,765 (0,709)			0,670
5				-0,764 (0,589)			0,560
16					-0,864 (0,812)		0,754
10					-0,854 (0,605)		0,703
22					-0,818 (0,823)		0,697
4					-0,637 (0,688)		0,540
1						0,780 (0,534)	0,608
7						0,723 (0,650)	0,646
19						0,722 (0,610)	0,593
13						0,611 (0,436)	0,454
<i>Eigen</i>	5,58	3,45	2,67	1,95	1,45	1,31	% 68,37
<i>Relig.</i>	-0,042						
<i>Autoaf</i>	-0,037	0,242					
<i>Autoc.</i>	-0,197	0,133	0,243				
<i>Catar.</i>	0,174	-0,082	-0,329	-0,210			
<i>Distr.</i>	0,335	-0,079	-0,069	-0,305	0,183		

Se han eliminado los valores inferiores a 0,3. I: búsqueda de información. II: religión. III: autoafirmación. IV: autocontrol mental. V: catarsis. VI: distracción.

en este estudio, y 4) modelo de segundo orden planteado en el trabajo inicial (1) (ver en Tabla IV).

Fiabilidad

Los índices de consistencia interna, calculados sobre la muestra total, han resultado satisfactorios: búsqueda de información ($\alpha = 0,79$), religión ($\alpha = 0,95$), autoafirmación ($\alpha = 0,83$), autocontrol mental ($\alpha = 0,83$), catarsis ($\alpha = 0,83$) y distracción ($\alpha = 0,72$). Todas las escalas presentan índices de consistencia interna de moderados a altos.

La estabilidad temporal a los tres meses se calcula sobre un total de 2.825 pacientes pertenecientes al total de la muestra del estudio: distracción ($r = 0,630$; $p = 0,000$), búsqueda de información ($r = 0,597$; $p = 0,000$), religión ($r = 0,790$; $p = 0,000$), catarsis ($r = 0,637$; $p = 0,000$), autocontrol ($r = 0,597$; $p = 0,000$) y autoafirmación ($r = 0,653$; $p = 0,000$). Todos ellos indican una correcta estabilidad temporal.

TABLA III
ANÁLISIS FACTORIAL SEGUNDO ORDEN,
VARIMAX

	I	II	h2
<i>Distracción</i>	0,784		0,617
<i>Búsqueda de Inform.</i>	0,761		0,583
<i>Autocontrol</i>	-0,530	0,401	0,442
<i>Autoafirmación</i>		0,819	0,672
<i>Religión</i>		0,611	0,376
<i>Catarsis</i>	0,320	-0,554	0,409
<i>Eigen</i>	1,58	1,52	
<i>% varianza</i>	26,33	25,29	51,63

Se han eliminado los valores inferiores a 0,3

Diferencias de medias

Se han calculado diferencias en las puntuaciones basales totales tanto entre hombres y mujeres como entre los tres tipos generales de dolor: nociceptivo, neuropático y mixto, así como entre diferentes intervalos de edad: 17-39; 40-49, 50-59, 60-64, 65 y más.

- *Diferencias entre hombres y mujeres:* el grupo de los hombres está compuesto por 1.518 pacientes con una media de edad de 5,64 años (d.t. 14,09). Las mujeres son 2.871 pacientes con una media de edad de 57,56 años (d.t. 14,84). De las seis estrategias aparecen diferencias en tres de ellas, siendo en los tres casos las mujeres las que puntúan más alto: distracción ($M = 11,44$; $t = -2,882$; $p = 0,004$; $d = -0,09$); religión ($M = 10,8$; $t = -14,133$; $p = 0,000$; $d = -0,45$) y catarsis ($M = 11,44$; $t = -4,389$; $p = 0,000$; $d = -0,13$). No obstante destacar que el tamaño del efecto de las diferencias es escaso salvo en religión que resulta intermedio.
- *Diferencias de medias en relación al tipo de dolor:* como se indicó la muestra se divide en tres tipos de dolor: nociceptivo ($n = 1.734$; 39,5 %), neuropático ($n = 824$; 18,8 %) y mixto ($n = 1.831$; 41,7 %). Las comparaciones entre los tres tipos de dolor se realizaron mediante un análisis de varianza (Bonferroni). En la estrategia de distracción aparecen diferencias entre el tipo neuropático y mixto ($F = 59891,234$; $p = 0,019$; neuropático $M = 10,07$, d.t. = 3,64, mixto $M = 10,51$, d.t. = 3,58; $p = 0,016$; $d = -0,12$). La estrategia de búsqueda de información encuentra diferencias entre el tipo de dolor nociceptivo y mixto y entre neuropático y mixto ($F = 64141,355$; $p = 0,000$; nociceptivo $M = 12,34$, d.t. = 3,98, mixto $M = 13,18$, d.t. = 3,62; $p = 0,000$; $d = -0,22$; neuropático $M = 12,15$, d.t. =

TABLA IV
AFC. CUATRO MODELOS

	<i>Mod. 1: interacción entre todos los factores</i>	<i>Mod. 2: seis factores independientes</i>	<i>Mod. 3: segundo orden AFE: 1. B. Inf., distracc., autoc. 2. Religión, catarsis, autoafirmación</i>	<i>Mod. 4: segundo orden original: 1. Religión, catarsis 2. B. Inform., autoc., distracc., autoafirm.</i>
χ^2 ; p (df)	970,456; $p = 0,000$ (225)	2770,976; $p = 0,000$ (245)	1489,979; $p = 0,000$ (234)	1504,813; $p = 0,000$ (233)
<i>CFI</i>	0,972	0,907	0,954	0,953
<i>TLI</i>	0,966	0,895	0,945	0,944
<i>AGFI</i>	0,953	0,875	0,931	0,930
<i>RMSEA</i> (90 % CI)	0,039 (0,036, 0,041)	0,068 (0,066, 0,070)	0,049 (0,0347, 0,051)	0,049 (0,047, 0,052)
<i>AIC</i> (<i>Indep. Model</i>)	1120,456 (27428,824)	2880,976 (27428,824)	1621,979 (27428,824)	1638,813 (27428,824)

3,8, mixto $M = 13,18$, d.t. = 3,62; $p = 0,000$; $d = -0,27$). La estrategia de religión muestra diferencias entre el dolor nociceptivo y el neuropático y entre el nociceptivo y el mixto ($F = 130341,536$, $p = 0,013$; nociceptivo $M = 9,68$, $p = 0,039$; d.t. = 5,51; neuropático $M = 10,13$, d.t. = 5,55; $d = -0,10$; mixto $M = 10,13$, d.t. = 5,33; $p = 0,044$; $d = -0,08$). En catarsis hay diferencias entre dolor nociceptivo y mixto y neuropático y mixto ($F = 65683,741$; $p = 0,000$; nociceptivo $M = 9,68$, d.t. = 5,51; mixto $M = 9,13$, d.t. = 5,34; $p = 0,000$; $d = -0,08$; neuropático $M = 10,25$, d.t. = 5,55; $p = 0,20$; $d = 0,20$). La estrategia de autocontrol mental presenta diferencias entre dolor nociceptivo y mixto y entre neuropático y mixto ($F = 73269,546$; $p = 0,000$; nociceptivo $M = 10,97$, d.t. = 4,26; mixto $M = 10,73$, d.t. = 3,81; $p = 0,000$; $d = 0,05$; neuropático $M = 10,00$, d.t. = 4,22; $p = 0,000$; $d = -0,18$). Por último, la estrategia de autoafirmación difiere entre dolor nociceptivo y mixto ($F = 55943,700$; $p = 0,001$; nociceptivo $M = 15,14$, d.t. = 3,59; mixto $M = 14,71$, d.t. = 3,53; $p = 0,001$; $d = 0,12$). Puede observarse que, pese a existir diferencias significativas entre los tres tipos de dolor, el tamaño del efecto resulta muy bajo.

- Las diferencias de edad se han establecido para cinco grupos 17 a 39 años ($n = 574$; 13,1 %), 40 a 49 años ($n = 860$, 19,6 %), 50 a 59 años ($n = 1.061$; 24,2 %), 60 a 64 años ($n = 464$; 10,6 %) y 65 años o más ($n = 1.430$, 32,6 %). Tras la realización del ANOVA los resultados muestran que existen diferencias en las seis estrategias de afrontamiento, teniendo en cuenta los cinco grupos de edad. Distracción ($F = 9,583$; $p = 0,000$), búsqueda de información ($F = 9,361$; $p = 0,000$), religión ($F = 84,538$; $p = 0,000$), catarsis ($F = 16,248$; $p = 0,000$), autocontrol mental ($F = 2,439$; $p = 0,045$) y autoafirmación ($F = 20,124$; $p = 0,000$). En general la estrategia de distracción la utiliza más el grupo de edad de 40 a 49 años ($M = 10,85$), así como la de autoafirmación, la búsqueda de información el grupo más joven y las estrategias de religión, catarsis y autocontrol mental el grupo de más edad. El contraste de Bonferroni arroja múltiples diferencias entre las franjas de edades que no se reproducen por ser excesivamente extensas, ya que casi la totalidad muestra diferencias significativas entre los grupos y a través de las seis escalas ($p < 0,01$), pero con tamaños del efecto reducidos. No obstante, debemos indicar que donde aparecen las diferencias más notables es en el uso de la estrategia de religión, siendo el grupo más joven el que menor uso de ella hace ($M = 7,66$) y va incrementándose hasta el grupo más mayor ($M = 11,83$), con tamaños del efecto que se incrementan desde $d = -0,24$ hasta $d = -0,82$. Entre el resto de estrategias la diferencia mayor se sitúa en la estrategia de autoafirmación

entre el grupo de 40 a 49 años ($M = 15,41$) y el grupo de 65 años o más ($M = 14,24$) con $d = 0,33$. El resto de diferencias entre los diferentes grupos y estrategias utilizadas se encuentra por debajo de estos valores, considerándolos bajos y/o poco destacables.

DISCUSIÓN

En la década de los años 80, especialmente a partir del clásico trabajo de Lazarus y Folkman de 1984 (7), se produjo un gran interés por el estudio del afrontamiento, lo que a su vez provocó la aparición de instrumentos de medida que pretendían determinar cuáles pudieran ser las estrategias de afrontamiento más nucleares. Ello implicó un enfoque derivado del planteamiento interindividual que, aunque no permitió establecer los “porqués”, sí que supuso en alguna medida un intento de determinar los “cuáles” y en menor grado los “cuántos”, por seguir enfoques de corte transaccional. Cuestionarios clásicos como WCS (33), COPE (34) o CSI (35), entre otros, supusieron posiciones sobre si el afrontamiento consistía en 8, 16 o 3 estrategias, discusión que tiene su correspondencia en la problemática de las dimensiones clásicas de personalidad (o temperamento según autores). Cuando se intentó aplicar los cuestionarios generales a problemas concretos, especialmente a enfermedades crónicas como pueda ser el dolor, entre otras, los resultados no fueron todo lo satisfactorios que se esperaba (36), dando paso así al desarrollo de instrumentos que permitieran un mejor abordaje de la problemática del enfermo en función de su enfermedad.

Concretamente en la enfermedad de dolor crónico en trabajos previos se estudió la estructura factorial exploratoria y la validez de constructo del CAD-R (1), pero dicha estructura no se había confirmado con una muestra amplia.

En este trabajo se ha replicado desde la perspectiva exploratoria los seis factores propuestos en los trabajos iniciales (20,1), explicándose algo más del 68 % de la varianza, lo cual apunta a la estabilidad estructural. Sin lugar a dudas el peor ítem es el nº 13 (*intento recrear mentalmente un paisaje*), perteneciente a la escala de distracción. Probablemente el error del ítem esté en la puntualización de un elemento como es un paisaje, pues anula las preferencias del paciente sobre formas alternativas de distracción cognitiva (situaciones placenteras, música, lectura, TV, etc.). No obstante hay que indicar que el ítem carga satisfactoriamente en la escala y discrimina perfectamente con el resto, pero su varianza común es más baja que la del resto ($h^2 = 0,454$), aspecto considerado como problemático por algunos autores (31).

El hecho de dividir la muestra en dos partes aleatorias y sin diferencias existentes entre ambas en sexo, nivel de estudios o tipo de dolor, aporta fiabilidad y consistencia a los resultados (validación cruzada), especialmente para

evitar las tautologías derivadas de utilizar la misma muestra para los dos tipos de análisis: AFE y AFC. En este sentido, el AFC ha permitido someter a confirmación los resultados obtenidos en el AFE utilizando la segunda cohorte. Es importante indicar que se han comprobado cuatro modelos: el primero, derivado de los resultados del AFE (seis factores relacionados); el segundo modelo que plantea la independencia de los seis factores; el tercero, derivado del segundo orden del AFE consistente en dos factores (el primero agrupando las estrategias de búsqueda de información, distracción y autocontrol y el segundo agrupando las estrategias de catarsis, religión y autoafirmación) y el cuarto modelo consistente en los factores de segundo orden planteados en el trabajo original (20) en el que se hablaba de estrategias activas (búsqueda de información, distracción, autocontrol mental y autoafirmación) y estrategias pasivas (religión y catarsis). Los resultados obtenidos indican que, aunque con pequeñas diferencias, el modelo de factores relacionados de primer orden es el que mejor ajuste presenta, siendo el peor el de factores independientes y quedando los dos de segundo orden a niveles intermedios. Las diferencias entre los dos modelos contrastados de segundo orden no son muy grandes en cuanto a su nivel de ajuste, aunque sí en relación al contenido, dejando claro que dichos factores de segundo orden fluctúan entre las muestras y, en particular, los obtenidos en este trabajo no resultan claramente interpretables desde el punto de vista teórico. Así pues, queda claro que los factores de primer orden resultan más parsimoniosos que cuando se plantean factores de segundo orden.

En las polémicas clásicas de la psicología de la personalidad el sentido común indicaba que resultaba improbable que el individuo actuase cognitivamente sin interacciones entre sus pensamientos (valoraciones, tendencias, circunstancias situacionales, etc.). Por otra parte, dicha relación (correlación) o interdependencia de constructos no parece apoyar de forma inequívoca una estructura jerárquica de factores o dimensiones de orden superior. Evidentemente este resultado está estrictamente circunscrito a este cuestionario y no quiere decir que el afrontamiento necesariamente tenga que considerarse de forma lineal o agrupada en un único estrato, en el sentido en el que Carrol distinguía entre estratos y niveles factoriales (37).

Por todo ello, y a partir de los resultados obtenidos, consideramos que resulta más adecuado trabajar con los factores de primer orden relacionados, los cuales han obtenido índices de fiabilidad claramente satisfactorios, tanto de consistencia interna como a nivel de estabilidad a los tres meses, siendo unos mejores y otros peores que los obtenidos en el trabajo original, pero todos ellos aceptables (1).

Muchos autores demandaban unos baremos que, según el modelo teórico seguido, no tenían demasiado sentido. Si se trataba de un enfoque teórico transaccional, es decir, no fijo y más centrado en el proceso, no tenía sentido el

hablar de baremos (estables) de las estrategias de afrontamiento. De hecho, y traicionando a la teoría, si obtenemos las medias de actuación transituacionales (que apunta a una medida de rasgo), las diferencias individuales que aparecían entre sexo o tipo de dolor eran pequeñas y con poca varianza en juego, lo cual apuntaba al carácter situacional o interactivo del planteamiento teórico sobre el que se desarrolló el cuestionario.

No obstante, en este trabajo se ha repetido el análisis de dichas diferencias a partir de una muestra amplia obtenida de 150 centros de toda España, con la finalidad de aportar datos que pudieran generalizarse y no circunscribirse exclusivamente al ámbito más local. Los resultados en relación al sexo de los pacientes indican que pese a aparecer diferencias significativas el tamaño del efecto de dichas diferencias es pequeño con la excepción de la estrategia de religión en la que las mujeres puntúan más alto que los hombres, al igual que aparece en otras investigaciones (13) y contrariamente en lo que aparece en otras en donde las mujeres utilizan más estrategias centradas en el problema (12). Aunque puedan parecer resultados contradictorios se trata de diferencias culturales en los que, muy probablemente, ciertas variables mediadoras se encuentren a la base de la explicación de las aparentes contradicciones. Una posible explicación es que el resultado pueda deberse al número de personas de la muestra con edades avanzadas frente al de personas más jóvenes ya que estudios más centrados en la adolescencia y más centrados en las diferencias de género (que no en el sexo), encuentran resultados algo diferentes (38). En nuestro caso no hemos trabajado este intervalo de edad.

Un aspecto que queremos destacar es que muchos trabajos solo informan de la significación estadística, pero no se hace referencia al tamaño del efecto. Teniendo en cuenta que la significación está relacionada con el tamaño de la muestra en muchas ocasiones las diferencias aunque fiables son mínimas, es decir, estadísticamente significativas pero con muy poca importancia (39).

Cuando abordamos las diferencias entre los distintos tipos de dolor los resultados son semejantes, es decir, aparecen diferencias con significación estadística pero la magnitud de dichas diferencias es pequeña. Puede decirse de forma resumida que los pacientes con un diagnóstico de dolor de tipo mixto utilizan más la distracción y la búsqueda de información, los que tienen un diagnóstico de dolor neuropático emplean más las estrategias de religión, catarsis y autocontrol mental y los pacientes con dolor nociceptivo puntúan más alto en las estrategias de autocontrol mental y autoafirmación. No obstante dichas diferencias no aparecen entre los tres tipos de dolor a través de las seis estrategias (solo entre algunos de ellos) como ya se ha indicado en los resultados. De nuevo insistir en que el tamaño del efecto de dichas diferencias es muy bajo, lo que apunta a dudar sobre si es interesante tener en cuenta,

especialmente desde un punto de vista de diagnóstico e intervención.

Algo parecido sucede cuando comparamos el uso de las estrategias de afrontamiento a través de la edad donde solo la estrategia de religión merece una consideración por ser la que mayor diferencia arroja al comparar el grupo más joven con el más viejo, siendo este último el que puntúa más alto. Chan y cols. indican que conforme se incrementa la edad las estrategias de afrontamiento centradas tanto en la emoción como en el problema se ven reducidas (3), pero en nuestro caso no ha sido así. También destacar la escasa influencia de diferencias como son el sexo de los pacientes y el tipo de dolor que padecen, aspectos que ya han ido apareciendo en trabajos anteriores con muestras más reducidas (40).

Como conclusión, y por todo lo expuesto el CAD-R, se revela como un cuestionario para la evaluación del afrontamiento con una estructura estable de seis estrategias de primer orden que interaccionan entre sí y que resultan coherentes con el modelo teórico seguido desde su elaboración inicial, confirmándose también la fiabilidad de dicha estructura. Destacar que las variables diferenciales de edad, sexo y tipo de dolor no han resultado trascendentes en el uso de las estrategias de afrontamiento.

Los datos utilizados en este trabajo se derivan del estudio EMPATIA, cuyo promotor es Mundipharma Pharmaceuticals S. L.

CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

BIBLIOGRAFÍA

- Soriano J, Monsalve V. Validación del cuestionario de afrontamiento al dolor crónico reducido (CAD-R). *Rev Soc Esp Dolor* 2004; 11(7):407-14.
- Cánovas L, Carrascosa A, Monsalve V, Soriano J, García M, Fernández M. Empatía médico-paciente: Un factor relacionado con el alivio del dolor y la calidad de vida de los pacientes con dolor crónico. XII Congreso Nacional de la Sociedad Española del Dolor & XIII Reunión Iberoamericana del Dolor; 2015.
- Chan S, Hadjistavropoulos T, Carleton R, Hadjistavropoulos H. Predicting adjustment to chronic pain in older adults. *Canadian Journal of Behavioral Science* 2012;44:192-9.
- Melzack R, Casey K. Sensory, motivational and central control determinants of pain. En: Kenshalo D. *The skin senses*. 1st ed. Florida: Carles C. Thomas; 1968. p. 423-39.
- Turk D, Okifuji A, Scharff L. Chronic pain in depression: role of perceived impact and perceived control in different age cohorts. *Pain* 1995;61(1):93-101.
- Monsalve V. El papel del psicólogo dentro de un equipo multidisciplinar para el tratamiento del dolor. *Boletín de Psicología* 1998;58:49-59.
- Lazarus RS, Folkman S. *Stress, appraisal and coping*. Nueva York: Springe; 1984.
- Folkman S. The case for positive emotions in the stress process. *Anxiety, Stress, and Coping* 2008;21(1):3-14.
- Dueñas M, Salazar A, Ojeda B, Fernandez-Palacin F, Micó J, Torres L, et al. A Nationwide Study of Chronic Pain Prevalence in the General Spanish Population: Identifying Clinical Subgroups Through Cluster Analysis. *Pain Med* 2015; 16(14):811-22. DOI: 10.1111/pme.12640.
- Ptacek J, Smith R, Dodge K. Gender differences in coping with stress: when stressor and appraisals do not differ. *Personality and Social Psychology Bulletin* 1994;20:421-30.
- Kelly M, Serika S, Battista D, Brown C. The relationship between beliefs about depression and coping strategies: Gender differences. *Br J Clin Psychol* 2007;46(Pt 3):315-32.
- Keefe F, Affleck G, France C, Emery C, Waters S, Caldwell D, et al. Gender differences in pain, coping, and mood in individuals having osteoarthritis knee pain: a within-day analysis. *Pain* 2004;110(3):571-7.
- Gemmell L, Terhorst L, Jhamb M, Unruh M, Myaskovsky L, Kester L, et al. Gender and racial differences in stress, coping, and health-related quality of life in chronic kidney disease. *J Pain Symptom Manage* 2016;52(6):806-12. DOI: 10.1016/j.jpainsymman.2016.05.029.
- Steinber I. A dual systems model of adolescent risk-taking. *Dev Psychobiology* 2010;52(3):216-24. DOI: 10.1002/dev.20445.
- Amirkhan J, Auyeung B. Coping with stress across the lifespan: absolute vs. relative changes in strategy. *J Applied Develop Psychol* 2007;28:298-317.
- Wingo A, Baldessarini R, Windle M. Coping styles: longitudinal development from ages 17 to 33 and association with psychiatric disorders. *Psychiatry Res* 2015;225(3):299-304. DOI: 10.1016/j.psychres.2014.12.021.
- Baastrup S, Schultz, R, Brødsgaard I, Moore R, Jensen TS, Vase Toft L, et al. A comparison of coping strategies in patients with fibromyalgia, chronic neuropathic pain, and pain-free controls. *Scand J Psychol* 2016;57(6):516-22. DOI: 10.1111/sjop.12325.
- Rosenstiel A, Keefe F. The use of coping strategies in chronic low back pain: relationships to patient characteristics and current adjustment. *Pain* 1983;17(1):33-44.
- Soriano J, Monsalve V. Valoración, afrontamiento y emoción en pacientes con dolor crónico. *Boletín de Psicología* 1999;62:43-64.
- Soriano J, Monsalve V. CAD: Cuestionario de afrontamiento ante el dolor crónico. *Rev Soc Esp Dolor* 2002;9(7):13-22.
- Merskey H, Bogduk N. *Classification of Chronic Pain*. Seattle: IASP PRESS; 1994. p. 39-59.
- Scott J, Huskisson EC. Graphic representation of pain. *Pain* 1976;2(2):175-84.
- Carlsson AM. Assessment of Chronic Pain I. Aspects of the Reliability and Validity of the Visual Analog Scale. *Pain* 1983;16(1):87-101.
- Kaiser HF. The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement* 1960;20:141-51.
- Cattell RB. The scree test for the number of factors. *Multivariate Behav Res* 1966;1(2):245-76. DOI: 10.1207/s15327906mbr0102_10.
- Horn JL. A rationale and test for the number of factors in a factor analysis. *Psychometrika* 1965; 30:179-185.
- Bentler P. On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychol Bull* 1992;112(3):400-4.

28. MacCallum R, Browne M, Sugawara H. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods* 1996;1:130-49.
29. Hu L, Bentler P. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 1999;6:(1)1-55.
30. Ullman JD. Structural Equation Modelling. En: Tabachnick y Fidell: *Using Multivariate Statistics Using Multivariate Statistics*. 3ª edición. Nueva York: Harper Collins; 1996. p. 709-812.
31. Hair JF, Anderson RE, Tatham RL, Black WC. *Multivariate data analysis*. New York: Prentice Hall International; 1999.
32. Tabachnick BG, Fidell, LS. *Using Multivariate Statistics*. 3ª edición. Nueva York: Harper Collins; 1996.
33. Folkman S, Lazarus R. An analysis of coping middle-aged community sample. *Journal of Health and Social Behavior* 1980;21(3):219-39.
34. Carver C, Scheier M. Self-consciousness, expectancies, and the coping process. En: Field T, McCab P, Schneiderman N. (eds.) *Stress and Coping*. Hillsdale, NJ: Earlbaum; 1985. p. 305-30.
35. Amirkhan J. A factor analytically derived measure of coping: The Coping Strategy Indicator. *Journal of Personality and Social Psychology* 1990;59(5):1066-74.
36. Turner J, Clancy S, Vitaliano P. Relationships of stress, appraisal, and coping in chronic low back pain. *Behav Res Ther* 1987;25(4):281-8.
37. Carrol J. The three-stratum theory of cognitive abilities. En Flanagan D, Genshaft J, Harrison P. (Eds.). *Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues*. Nueva York: The Guilford Press; 1997. p. 122-30.
38. Vierhaus M, Lohaus A, Schmitz A. Sex, gender, coping, and self-efficacy: mediation of sex differences in pain perception in children and adolescents. *Eur J Pain* 2011;15(6):621.e1-8. DOI: 10.1016/j.ejpain.2010.11.003.
39. Frías D. *Técnica estadística y diseño de investigación*. Valencia: Palmero Ediciones; 2011.
40. Keogh E, Denford S. Sex differences in perception of pain coping strategy usage. *Eur J Pain* 2009;13(6):629-34. DOI: 10.1016/j.ejpain.2008.07.002.