

EVALUANDO LAS CREENCIAS IRRACIONALES DE FORMA FIABLE Y RÁPIDA: REFINANDO Y ACORTANDO LA VERSIÓN EN ESPAÑOL DE LA “ESCALA DE ACTITUDES Y CREENCIAS”

Patricia Gual-Montolio¹, Verónica Martínez-Borba^{1,2}, Macarena Paredes-Mealla¹, Jorge Osma^{2,3} y Carlos Suso-Ribera^{1,4}

¹Universidad Jaime I; ²Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón; ³Universidad de Zaragoza; ⁴CIBER Fisiopatología Obesidad y Nutrición (CIBEROBn), Instituto Salud Carlos III (España)

Resumen

La “Escala de actitudes y creencias” (EAC) es una medida de creencias irracionales (CI) muy utilizada, pero con problemas psicométricos. Nuestro objetivo fue mejorar la calidad psicométrica de la versión española de la EAC. Se combinó la teoría clásica de los tests, teoría de respuesta al ítem y análisis factorial confirmatorio para obtener una versión corta de la escala utilizando dos muestras, una general ($n= 565$) y otra con dolor crónico ($n= 514$). Se realizaron correlaciones de Pearson con CI, personalidad y medidas de salud para investigar las fuentes de validez de constructo. Tras eliminar la mitad de los ítems (12), el ajuste factorial de la escala fue bueno (RMSEA < 0,08; CFI y TLI > 0,95). Las CI se asociaron con más neuroticismo ($0,21 \leq r \leq 0,61$; $p \leq 0,001$), peor salud mental ($-0,17 \leq r \leq -0,56$; $p \leq 0,001$), menor extraversión y responsabilidad ($-0,14 \leq r \leq -0,41$; $p \leq 0,01$). Estos resultados se replicaron en ambas muestras, pero las CI sólo se asociaron con una peor salud física en la muestra general. La versión española abreviada de la EAC es válida, fiable y puede administrarse rápidamente en entornos clínicos.

PALABRAS CLAVE: *escala de actitudes y creencias, terapia racional emotiva conductual, creencias irracionales, teoría de respuesta al ítem, teoría clásica de tests.*

Abstract

The Attitudes and Beliefs Scale (ABS) is a widely used measure of irrational beliefs (IBs) but has important psychometric problems. Our objective is to improve the psychometric quality of a Spanish version of the scale. Classical test theory, item response theory, and confirmatory factor analyses were combined to obtain a shorter version of the scale using 2 samples: one from the general population ($n= 565$) and another with chronic pain ($n= 514$). Pearson correlations were performed with IBs, personality and health measures to investigate sources of

Queremos agradecer a todos los participantes y profesionales que voluntariamente participaron en este estudio.

Correspondencia: Carlos Suso-Ribera, Av. Vicent Sos Baynat, s/n, 12071 Castellón de la Plana, Castellón (España). E-mail: susor@uji.es

construct validity. After eliminating half of the items (12), the factorial fit of the scale became very good (RMSEA < .08; CFI and TLI > .95). IBs were associated with more neuroticism ($.21 \leq r \leq .61, p \leq .001$) and poorer mental health ($-.17 \leq r \leq -.56, p \leq .001$), as well as a less extraversion and conscientiousness ($-.14 \leq r \leq -.41, p \leq .01$). These results were replicated in both samples, but IBs were only associated with poorer physical health in the general population sample. The shortened Spanish version of the ABS is a valid and reliable instrument that can be rapidly administered in clinical settings.

KEY WORDS: *attitudes and beliefs scale, rational emotional behavioral therapy, irrational beliefs, item response theory, classical test theory.*

Introducción

Según la terapia racional emotiva conductual (TREC), las creencias irracionales son actitudes rígidas, extremas e ilógicas que las personas sostienen fuertemente en relación a una situación dada, incluso cuando hay evidencia que las contradice (Ellis, 1995; Pérez-Acosta *et al.*, 2008). Las creencias irracionales se consideran factores de vulnerabilidad cognitiva asociados al desarrollo de malestar psicológico ante la presencia de situaciones negativas (David *et al.*, 2010). En concreto, cuando las metas, deseos o valores personales (G por sus siglas del inglés *Goals*) se ven entorpecidas por factores externos o por determinados eventos o situaciones (A por sus siglas del inglés *Activating event*), las creencias personales sobre uno mismo, los demás y el mundo (B por sus siglas del inglés *Beliefs*) se activan. Dependiendo de la naturaleza racional o irracional de tales creencias, las consecuencias emocionales y conductuales (C por sus siglas en inglés *Consequences*) se convierten en saludables o no saludables. Por ejemplo, cuando las personas sostienen creencias racionales (p. ej., “Desearía que la situación fuera más fácil, pero esto es sólo un deseo y no algo que puedo exigir”; “Puedo tolerar cuando las cosas no suceden según lo planeado”), tales creencias conducirían a consecuencias saludables, como la tristeza (a diferencia de la depresión) y la expresión asertiva de los propios sentimientos a otras personas significativas. Por el contrario, las creencias irracionales (p. ej., “Las cosas deberían ser más fáciles y no puedo soportar cuando las situaciones no ocurren como exijo”) darían lugar a reacciones poco saludables, como sentimientos de depresión e intentos de poner fin a tales sentimientos utilizando estrategias de afrontamiento desadaptativas (Turner, 2016).

Las creencias irracionales han recibido mucha atención en la investigación clínica (Vislá *et al.*, 2016; Rovira *et al.*, 2020) y se han asociado repetidamente a una amplia gama de problemas psicológicos, incluidos síntomas depresivos, de ansiedad y estrés (Belloch *et al.*, 2010; Chan y Sun, 2021; Duru y Balkis, 2022), así como a un mal funcionamiento físico y a una mala adaptación a condiciones médicas (p. ej., dolor crónico; Miró *et al.*, 2015; Morris *et al.*, 2017; Suso-Ribera, Camacho-Guerrero, *et al.*, 2019). Por ello, no es sorprendente que las creencias irracionales hayan estado en el centro de las intervenciones cognitivo-conductuales durante décadas (David *et al.*, 2010). Afortunadamente, las intervenciones psicológicas que utilizan orientaciones cognitivo conductuales, incluida la TREC,

son eficaces modificando las creencias irracionales (Turner, 2016) y los cambios en las creencias irracionales son, en parte, responsables de los beneficios de la psicoterapia en la sintomatología clínica (p. ej., depresión; Szentagotai *et al.*, 2008). Si bien la utilidad clínica de desafiar los pensamientos irracionales está bien fundamentada, los investigadores han expresado su preocupación sobre la fiabilidad de las medidas existentes para las creencias irracionales (David *et al.*, 2010; Hyland *et al.*, 2017), lo que, en última instancia, cuestionaría la credibilidad de los hallazgos clínicos que resultan de tales medidas.

Según la TREC, las creencias irracionales pueden ocurrir en forma de cuatro inferencias o procesos irracionales, a saber (a) exigencia (requisitos absolutos e inflexibles en forma de "debería" y "tengo que"); (b) catastrofismo, es decir, creer que no conseguir que se cumplan los deseos propios sería lo peor que podría ocurrir a uno; (c) baja tolerancia a la frustración (BTF), es decir, creer que es insoportable que se obstaculicen los propios deseos o demandas; y (d) autocondena, es decir, la autocrítica global sobre uno mismo, las otras personas y/o la vida (Lega y Ellis, 2001). Existe una serie de medidas de autoinforme para las creencias irracionales, como por ejemplo la "Escala de actitudes y creencias" (EAC) (*Attitudes and Beliefs Scale*; Burgess, 1986; DiGiuseppe *et al.*, 1988), el "Inventario de actitudes y creencias" (*Attitudes and Beliefs Inventory*; Burgess, 1990) o la "Encuesta de creencias personales" (*Survey of Personal Beliefs*; Demaria *et al.*, 1989), por nombrar algunos ejemplos. De estos, la EAC es el más popular, posiblemente debido a su fidelidad con la teoría de la TREC (David *et al.*, 2010). Sin embargo, la investigación hasta la fecha, en general, no ha logrado respaldar el uso de las medidas anteriores para las creencias irracionales, incluida la EAC, debido a un deficiente ajuste del modelo (es decir, la incapacidad para replicar la estructura de los cuatro factores) y validez de constructo (Artiran y DiGiuseppe, 2020; David *et al.*, 2010; Hyland *et al.*, 2017). En el contexto español, por ejemplo, la EAC fue adaptada pero no validada formalmente hace más de dos décadas (Caballo *et al.*, 1996) y estudios posteriores también identificaron problemas psicométricos con la escala, incluyendo la baja consistencia interna y la escasa validez discriminante (Ruiz-Rodríguez *et al.*, 2020; Suso-Ribera *et al.*, 2016).

Sin una medida adecuada de creencias irracionales que sea consistente con la teoría TREC, los avances en el conocimiento científico de las CI y las conclusiones clínicas derivadas de su evaluación serán ambas cuestionables. Se han realizado intentos para mejorar las propiedades psicométricas de la EAC acortando la escala (es decir, eliminando los ítems problemáticos) y los resultados han sido prometedores (Hyland *et al.*, 2017; Owings *et al.*, 2013). Tales reducciones también hacen que la EAC sea más práctica en la atención rutinaria al reducir su tiempo de administración. El presente estudio tiene como objetivo contribuir a la literatura sobre la evaluación de las creencias irracionales. En particular, pretendemos obtener una medida breve, coherente con la teoría y psicométricamente sólida de la EAC para ser utilizada en la población española. Al hacerlo, seguiremos los pasos recomendados para reducir los cuestionarios (Goetz *et al.*, 2013) y combinaremos la teoría clásica de los tests (TCT) y la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). Para fines de fiabilidad y generalización, realizaremos los análisis por separado en dos muestras (una muestra de la población general y una

muestra de personas con dolor crónico). Con base en intentos similares anteriores para reducir la longitud de la EAC, esperamos obtener una versión española de la EAC que sea corta y psicométricamente sólida. Específicamente, anticipamos que la solución de cuatro factores de la EAC breve basada en la teoría TREC (es decir, exigencia, catastrofismo, BTF y autocondena) tendrá un ajuste adecuado. También planteamos la hipótesis de que las fuentes de evidencia de validez revelarán una buena validez de constructo de la EAC en forma de asociaciones positivas y moderadas entre las creencias irracionales, neuroticismo (Samar *et al.*, 2013) y malestar emocional (Víslá *et al.*, 2016), así como correlaciones positivas, pero más leves con la discapacidad física (Suso-Ribera *et al.*, 2016).

Método

Participantes

El estudio incluyó dos muestras de tamaño similar (tabla 1). En el estudio 1, participaron 565 personas de la población general con edades comprendidas entre los 18 y los 93 años ($M= 43,91$; $DT= 19,03$; 61,6% mujeres). Se trataba de trabajadores en activo (50,5%), estudiantes universitarios (19,6%), jubilados (17,9%) y personas desempleadas (11,9%). La mayoría de los participantes estaban casados (53%) en el momento de la evaluación. El resto de los participantes estaban en pareja (15,2%), solteros (14%), viudos (14,5%) o separados/divorciados (3,4%). En cuanto a su nivel educativo, el 27,7% tenía estudios secundarios, el 25,5% estudiaba en la universidad, el 24,5% tenía estudios primarios y el 22,3% tenía estudios técnicos.

Tabla 1
Características sociodemográficas de las muestras

Variabes	Muestra general ($n_1= 565$)	Muestra dolor crónico ($n_2= 514$)
Edad (años): M (DT)	43,91 (19,03)	58,99 (15,05)
Sexo (%)		
Hombres	38,4	36,1
Mujeres	61,6	63,9
Nivel educativo (%)		
Primaria	24,5	13,6
Secundaria	27,7	41,7
Técnico	22,3	18,4
Universitario	25,5	26,3
Nivel ocupacional		
Trabajando	50,5	29,7
Desempleado/jubilado/baja por enfermedad	29,9	69,9
Estudiante	19,6	0,4
Estado civil		
Casado/en una relación estable	68,2	60,2
Soltero/separado/divorciado/viudo	31,8	39,8

En el estudio 2, la muestra incluyó a 514 participantes (63,9% mujeres) con dolor crónico que acudieron a la Clínica del Dolor del Hospital Vall d'Hebron (Barcelona, España). La edad de los participantes osciló entre 18 y 89 años con una media de edad de 58,99 años ($DT= 15,05$). La mayoría de los participantes no estaba trabajando en el momento de la evaluación. En concreto, el 54,6% de los pacientes estaban jubilados y el 15,5% en paro. Sólo el 29,7% de ellos eran trabajadores activos y una pequeña proporción de ellos eran estudiantes (0,4%). La mayoría de los participantes estaban casados (60,1%). Los demás participantes eran solteros (12,8%), viudos (15%) o separados/divorciados (12%). En cuanto a su nivel educativo, parte de la muestra solo había concluido estudios de educación primaria (13,6%). El resto de los participantes tenían estudios secundarios completos (41,7%), educación universitaria (26,3%) o estudios técnicos (18,4%). Los principales diagnósticos de dolor incluyeron dolor musculoesquelético en la parte baja de la espalda y el cuello.

Instrumentos

- a) "Escala de actitudes y creencias" (*Attitudes and Beliefs Scale*, Burgess, 1986; DiGiuseppe et al., 1988), adaptación española (EAC) de Caballo et al. (1996). La EAC tiene 24 creencias irracionales agrupadas en cuatro procesos (exigencia, catastrofismo, BTF y autocondena). En la EAC, se solicita a los participantes que califiquen su grado de acuerdo en una serie de afirmaciones utilizando una escala tipo Likert de 5 puntos que van desde 0 "totalmente en desacuerdo" hasta 4 "totalmente de acuerdo". Las puntuaciones más altas reflejan un pensamiento más irracional. La consistencia interna de la versión reducida de la EAC obtenida en este estudio fue buena para ambas muestras en los cuatro procesos ($0,67 \leq \alpha \leq 0,88$).
- b) "Inventario NEO-cinco factores" (*NEO-Five Factor Inventory*, NEO-FFI; Costa y McCrae, 1992), versión en español de Solé i Fontova (2006). El NEO-FFI evalúa el modelo de personalidad de cinco factores (neuroticismo, extraversión, apertura a la experiencia, amabilidad y responsabilidad) con 60 ítems. Los participantes responden a una escala Likert de 5 puntos que van desde muy en desacuerdo (0) hasta muy de acuerdo (4). Cada dimensión de personalidad puede obtener valores de entre 0 y 60 puntos. Puntuaciones más altas indican un mayor neuroticismo, extraversión, apertura, amabilidad o responsabilidad, según la dimensión correspondiente. La consistencia interna de las dimensiones de personalidad en el presente estudio fue buena para ambas muestras ($0,68 \leq \alpha \leq 0,86$).
- c) "Cuestionario de salud SF-36, versión breve" (*Short Form-36 Health Survey*, SF-36; Ware y Sherbourne, 1992), versión en español de Alonso et al. (1998). El cuestionario SF-36 evalúa la salud física y mental, incluye ocho dimensiones de salud (funcionamiento físico, rol físico, dolor corporal, salud general, vitalidad, funcionamiento social, rol emocional y salud mental) que se agrupan en dos compuestos de puntuaciones de salud física (SF) y salud mental (SM). Los compuestos tienen un rango de 0-100. Las puntuaciones más altas representan una mejor salud. Las dimensiones de salud se evalúan utilizando

escalas de tipo Likert, pero en cada caso varía el número de puntos de respuesta y el texto de cada opción de respuesta. Los niveles de consistencia interna de SF y SM en el presente estudio fueron buenos en ambas muestras ($0,75 \leq \alpha \leq 0,96$).

Procedimiento

Los participantes del estudio 1 fueron reclutados en la Universidad de Barcelona, a través de carteles publicitarios y utilizando redes sociales. Cuando los participantes no pudieron completar el protocolo de evaluación en la universidad, nos contactaron por correo o por teléfono y les enviamos un sobre con franqueo pagado con el protocolo completo para que lo pudieran completar en casa. También se utilizó un muestreo de bola de nieve y todos los participantes podían solicitar sobres con franqueo pagado con el protocolo completo para que sus familiares y amigos pudieran participar.

Por su parte, los participantes del estudio 2 completaron los cuestionarios en la clínica el día de su primera cita.

En ambas muestras, el protocolo de evaluación incluía una explicación del estudio, sus procedimientos y riesgos, la información de contacto del investigador principal (C.S.-R.), un formulario de consentimiento informado y los cuestionarios. La evaluación tardó aproximadamente 20 minutos en completarse y no hubo compensación económica por participar. Los comités de ética del Hospital Vall d'Hebron y de la Universidad de Barcelona aprobaron el estudio y sus procedimientos.

Los criterios de elegibilidad para los estudios 1 y 2 incluyeron (1) tener al menos 18 años de edad y (2) ser capaz de leer en español. Para el estudio 2, un criterio adicional fue que los participantes hubieran experimentado dolor crónico desde hacía al menos 6 meses y que estuvieran siendo atendidos en la Clínica del Dolor del Hospital Vall d'Hebron (Barcelona, España).

Análisis de datos

REDUCCIÓN DE LA ESCALA Y SELECCIÓN DE ÍTEMS

Para acortar un cuestionario, es necesario reducir el número de ítems conservando o mejorando sus propiedades psicométricas. Para ello, seguiremos las recomendaciones realizadas en investigaciones anteriores (Goetz *et al.*, 2013). Primero, informaremos la validez de la escala original (EAC). A continuación, al reducir la escala, tendremos en cuenta el modelo conceptual (es decir, la estructura de cuatro factores con exigencia, catastrofismo, BTF y autocondena) y trataremos de preservar la validez de contenido (es decir, ítems que reflejen bien el constructo irracional). Finalmente, intentaremos mejorar o al menos preservar las propiedades psicométricas originales, documentar las razones de la selección de ítems y validar los hallazgos en dos muestras independientes. Como las escalas de varios ítems superan claramente las escalas compuestas por un único ítem (Diamantopoulos *et al.*, 2012) y se necesita un mínimo de tres ítems para cada

constructo o factor para demostrar una consistencia interna satisfactoria (Froman, 2001; Raubenheimer, 2004), intentaremos obtener una versión de 12 ítems de la EAC (4 factores x 3 ítems).

La teoría clásica de los tests (TCT) y la teoría de respuesta a ítems (TRI) son dos de los enfoques más comunes para la selección y reducción de ítems (Jin *et al.*, 2018). Según la TCT, cada encuestado tiene una puntuación total verdadera, T (variable latente), y cada ítem es representativo de la puntuación T . Por otro lado, la TRI asume la unidimensionalidad del rasgo latente de una medida y la interdependencia de todos los ítems. Mientras que la TCT evalúa la dificultad y la discriminación a nivel de ítem y la fiabilidad a nivel de la medida total, la TRI estima el rendimiento (es decir, niveles de discriminación, dificultad y de información) de cada ítem mediante el uso de un conjunto de modelos de regresión logística. La TRI supera las deficiencias de la TCT, pero requiere tamaños de muestra más grandes para ajustarse al modelo (Finch y Bolin, 2017; Toland, 2014). Además de la TCT y la TRI, realizaremos un análisis factorial confirmatorio (AFC) para validar el ajuste de la versión breve de la EAC. Se utilizarán dos muestras para propósitos de fiabilidad y generalización. Debido a que la estructura factorial de la EAC está bien fundamentada en la teoría TREC, se prefiere un AFC sobre un análisis factorial exploratorio (AFE) basado en recomendaciones previas sobre el refinamiento de cuestionarios (Goetz *et al.*, 2013). Por lo tanto, en este estudio realizaremos un AFC de la versión original y reducida en español de la EAC para investigar y comparar su ajuste.

REDUCCIÓN DE ÍTEMS BASADA EN TCT

Con base en la TCT, primero usamos estadísticos descriptivos (es decir, medias y desviación típica) para eliminar ítems con puntajes poco claros, ambiguos o extremos porque proporcionan poca información útil o son demasiado complicados de interpretar (Streiner *et al.*, 2015). Para definir el punto de corte para la eliminación de ítems, seguimos las recomendaciones de investigaciones anteriores y seleccionamos la opción de puntaje más bajo más el 20% del rango de puntuación y la opción de puntuación más alta menos el 20% de la puntuación (Jin *et al.*, 2018). En la EAC, las puntuaciones tienen un rango de 4 puntos de 1 (valor más bajo) a 5 (valor más alto). Por lo tanto, las puntuaciones medias de los ítems inferiores a 1,8 o superiores a 4,2 se consideraron extremas. De nuevo, de acuerdo con investigaciones anteriores (Jin *et al.*, 2018), las desviaciones típicas inferiores a $1/6$ del rango de puntuación (es decir, $1/6 \cdot 4 = 0,67$) también se consideraron inadecuadas debido a la poca variabilidad en las respuestas. Los ítems que cumplían con estos criterios de exclusión o tenían valores perdidos superiores al 10% eran candidatos para la eliminación.

Además, examinamos la fiabilidad mediante consistencia interna (correlación ítem-total y alfa de Cronbach) de las cuatro escalas para examinar los ítems a nivel de dominio. Se prefieren las correlaciones corregidas más grandes entre ítem y total. Una correlación por debajo de 0,3 indica una mala asociación con la escala y sugiere que el ítem debe ser eliminado.

REDUCCIÓN DE ÍTEMS BASADA EN TRI

La TRI es una forma más moderna de evaluar la relación entre ítems (es decir, las manifestaciones observadas) y las variables de rasgo latentes (constructo latente; Finch y Bolin, 2017; Toland, 2014). El análisis paramétrico de la TRI se basa en cuatro supuestos, a saber, unidimensionalidad, independencia local, forma funcional y distribución normal de la variable latente (Toland, 2014).

Existen varios modelos de TRI según las respuestas a los ítems (dicotómicos o politómicos). Dado que la EAC utiliza una escala tipo Likert politómica, implementaremos el modelo unidimensional paramétrico aplicable a las respuestas de ítems tipo Likert, conocido como modelo de respuesta graduada (en inglés, *graded response model*, GRM). El GRM es una extensión del modelo logístico de dos parámetros (2PL) desarrollado para respuestas de ítems dicotómicos (Toland, 2014). Incorpora valores de parámetros de discriminación individual (estimaciones) para cada ítem y expresa la comparación de las opciones de respuesta del ítem en términos de la probabilidad de que un individuo seleccione una opción de respuesta particular o una más alta, versus responder con una opción más baja (Finch y Bolin, 2017).

En la TRI, la estimación del parámetro es específica a los encuestados (parámetro de persona) y estima el rasgo latente que mide la escala (p. ej., irracionalidad). Los ítems con poca discriminación (aquellos que no diferencian efectivamente a los encuestados con niveles más altos o más bajos del rasgo) son asignados automáticamente con ponderaciones de estimación bajas (Owings *et al.*, 2013). Los parámetros del ítem incluyen la dificultad en la escala de rasgos latentes (b), la capacidad de diferenciar entre individuos con diferentes niveles del constructo (discriminación del ítem, a) y, en algunos casos, la probabilidad de que un individuo apoye el ítem debido al azar (c). Los modelos politómicos de TRI se caracterizan por parámetros de ubicación de ítems múltiples, conocidos como umbrales, que corresponden a intersecciones de diferentes opciones de respuesta en la escala de rasgos latentes (nivel de irracionalidad necesario para tener la misma probabilidad de elegir responder por encima de un umbral determinado).

El GRM estima un parámetro de pendiente único para cada ítem en las categorías de respuesta ordinal junto con múltiples umbrales entre categorías (p. ej., b_1 a b_3) para ítems que tienen más de dos categorías. Debido a que cada ítem de la escala EAC tiene cinco categorías de respuesta ordenadas, hay $5-1=4$ parámetros de umbral y un único parámetro de pendiente para estimar para cada ítem.

Para realizar la TRI sin violar sus supuestos (p. ej., unidimensionalidad), realizamos un análisis por separado para cada uno de los cuatro factores. El GRM forma cada ítem con su propio parámetro de discriminación y un conjunto de parámetros que identifican los límites entre las opciones ordenadas utilizando un enfoque de regresión logística. La "información" (fiabilidad) que cada ítem aporta al factor se evaluará con las funciones de información de ítems en los GRMs ajustados. Los mejores ítems son aquellos que proporcionan una mayor cantidad de información. Los ítems con una estimación de discriminación por debajo de 1,0

y la información del ítem por debajo de 0,5 serán candidatos para la eliminación (Owings *et al.*, 2013).

EVALUACIÓN FINAL DEL AJUSTE DE LA ESTRUCTURA FACTORIAL Y LAS FUENTES DE EVIDENCIA DE LA VALIDEZ DE CONSTRUCTO

Como paso final, evaluamos y comparamos el ajuste de las dos versiones del cuestionario (completa y abreviada) por medio de un AFC. El ajuste del modelo se evaluó mediante el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI) y el error cuadrático medio (RMSEA). El CFI y el TLI indican un ajuste excelente cuando los valores están por encima de 0,95. Las puntuaciones RMSEA inferiores a 0,08 indican un buen ajuste (Schreiber *et al.*, 2006). Además, exploramos fuentes de evidencia de validez de la versión corta. En particular, realizamos correlaciones de Pearson con las medidas de personalidad y salud.

Resultados

Los resultados del análisis de ítems basados en la TCT y la TRI en las dos muestras de estudio (muestra general y personas con dolor crónico) se muestran en la tabla 2, donde todas las infracciones se han puesto en cursiva para mayor claridad. Las escalas de exigencia y autocondena fueron las más problemáticas, generalmente debido a respuestas extremas (efecto techo para la exigencia y efecto suelo para autocondena) o bajos índices de discriminación ($< 1,0$). Tras una inspección de los resultados en ambas muestras, eliminamos los ítems 13, 25 y 33 de la escala de exigencia; los ítems 14, 18 y 22 de la escala de catastrofismo; los ítems 3, 7 y 43 de la escala de BTF; y los ítems 4, 40 y 48 de la escala de autocondena. Esto se hizo después de un consenso entre todos los autores del estudio. En el proceso de eliminación se consideró tanto la presencia de puntuaciones extremas (TCT) como la pobre discriminación (TRI). El único caso en el que esto generó conflicto fue al elegir entre el ítem 21 ("A veces necesito estar relajado") y el ítem 25 ("Necesito gustar a otras personas") de la escala de exigencia. El ítem 21 se sesgó negativamente en ambas muestras, pero su índice de discriminación fue mejor que el del ítem 25 en la muestra de dolor crónico, el cual estaba claramente por debajo del punto de corte establecido. De hecho, si se seleccionaba el ítem 25, el ajuste del modelo de cuatro factores de la escala reducida en la muestra de dolor crónico empeoraba significativamente ($\chi^2= 316,19$; $g/ = 48$; $p < 0,001$; RMSEA= 0,107; IC 95%= [0,096; 0,118]; CFI= 0,946; TLI= 0,926) en comparación al modelo con el ítem 21 ($\chi^2= 181,96$; $g/ = 48$; $p < 0,001$; RMSEA= 0,075; IC 95%= [0,064; 0,087]; CFI= 0,972; TLI= 0,962). El ajuste de la solución de cuatro factores con el ítem 21 también fue muy bueno en la muestra general ($\chi^2= 141,95$; $g/ = 48$; $p < 0,001$; RMSEA= 0,059; IC 95%= [0,048; 0,070]; CFI= 0,990; TLI= 0,986). Por lo tanto, eliminamos el ítem 25 y mantuvimos el ítem 21. La eliminación de los ítems restantes de la escala fue más sencilla y se enfatizó la inclusión de ítems con índices de discriminación adecuados ($> 1,0$ y cuanto mayor sea mejor), patrones de respuesta no extremos (puntuaciones medias $< 0,8$ o $> 3,2$) y la suficiente variabilidad en las respuestas ($DT > 0,67$).

Tabla 2
Reducción de ítems basada en la teoría clásica de los tests y la teoría de respuesta al ítem en las dos muestras de estudio

Ítem	Muestra 1. General (n= 565)										Muestra 2. Dolor crónico (n= 514)									
	Reducción de ítems basada en TCT					Reducción de ítems basada en TRI					Reducción de ítems basada en TCT					Reducción de ítems basada en TRI				
	Paso 1. Análisis a nivel de ítem		Paso 2. Consistencia interna			Paso 3. Respuesta al ítem					Paso 1. Análisis a nivel de ítem		Paso 2. Consistencia interna			Paso 3. Respuesta al ítem				
	M ^a	DT ^b	r _{1c} ^c	α (si se elimina)	a ^d	b1	b2	b3	b4	M ^a	DT ^b	r _{1c} ^c	α (si se elimina)	a ^b	b1	b2	b3	b4		
Exigencia																				
13 ^{d,h}	1,95	1,32	0,53	0,70	0,96	-0,45	-0,62	0,04	1,63	1,95	1,33	0,43	0,62	0,47	0,57	-1,19	0,28	0,92		
17 ^e	3,20	0,87	0,52	0,70	1,20	-2,00	-2,81	-2,05	0,28	3,25	0,96	0,41	0,62	1,06	-1,54	-2,49	-1,57	-0,33		
21 ^{a,d,e,h}	3,37	0,85	0,43	0,72	0,76	-1,02	-1,99	-2,02	-0,39	3,51	0,78	0,30	0,65	0,73	-0,96	-2,42	-1,78	-0,91		
25 ^h	2,01	1,24	0,55	0,69	1,11	-1,06	-0,62	-0,03	2,15	2,14	1,29	0,49	0,59	0,60	-0,11	-1,09	0,23	0,78		
29	2,90	1,01	0,53	0,69	1,14	-1,67	-2,18	-1,34	0,82	3,06	1,02	0,47	0,59	1,22	-1,72	-2,25	-1,67	0,30		
33 ^{a,d,e,h}	3,48	0,76	0,36	0,74	0,64	-2,85	-1,44	-1,90	-0,70	3,55	0,74	0,31	0,65	0,82	-0,66	-3,25	-1,90	-0,98		
Catastrofismo																				
14	1,72	1,36	0,67	0,86	1,14	-0,54	0,29	-0,12	1,97	2,07	1,41	0,67	0,83	1,12	-0,59	-0,22	-0,45	1,30		
18 ^h	2,04	1,31	0,65	0,87	1,07	-0,87	-0,39	-0,10	1,56	2,39	1,38	0,62	0,84	0,97	-0,88	-0,42	-0,65	0,66		
22	1,32	1,25	0,65	0,87	1,17	-0,21	0,44	1,08	2,08	1,53	1,31	0,61	0,84	1,01	-0,02	-0,23	0,87	1,61		
26	2,01	1,27	0,72	0,86	1,85	-1,83	-0,31	-0,21	2,94	2,26	1,37	0,67	0,83	1,30	-0,88	-0,50	-0,88	1,54		
30	1,92	1,30	0,70	0,86	1,66	-1,28	-0,32	0,02	2,63	2,19	1,35	0,69	0,83	1,46	-1,04	-0,73	-0,45	1,68		
34	1,54	1,26	0,74	0,85	2,21	-0,87	-0,05	1,23	4,21	1,58	1,31	0,66	0,84	1,27	-0,22	-0,23	0,66	2,39		
BTF																				
3 ^{d,h}	2,60	1,13	0,51	0,84	0,76	-1,52	-0,60	-1,13	1,16	2,79	1,22	0,43	0,81	0,57	-0,78	-0,33	-1,38	0,32		
7 ^{d,h}	1,62	1,27	0,60	0,82	0,95	-0,57	0,17	0,33	2,05	1,73	1,34	0,56	0,78	0,87	-0,17	-0,24	0,24	1,53		
11	2,00	1,28	0,70	0,80	1,49	-1,64	-0,09	-0,25	2,40	2,22	1,32	0,65	0,76	1,26	-1,23	-0,51	-0,52	1,52		
39	1,97	1,36	0,64	0,82	1,13	-0,86	-0,17	-0,07	1,43	2,40	1,36	0,60	0,77	1,02	-1,08	-0,46	-0,62	0,66		
43 ^h	1,06	1,16	0,59	0,83	1,10	0,19	0,76	1,25	2,63	1,31	1,28	0,54	0,78	0,84	0,26	-0,01	1,16	1,30		
47	1,65	1,33	0,70	0,80	1,64	-0,82	0,26	0,30	2,89	1,95	1,44	0,62	0,77	1,08	-0,57	0,12	-0,34	1,14		
Autocodena																				
4 ^{a,d,h}	0,78	1,11	0,52	0,73	0,88	1,08	0,90	0,83	2,85	0,89	1,21	0,44	0,75	0,56	1,05	0,42	0,98	0,89		
8 ^h	1,35	1,37	0,60	0,71	1,13	0,16	0,89	0,05	2,21	1,64	1,50	0,56	0,72	0,91	0,11	0,57	-0,28	1,06		
12 ^h	1,11	1,28	0,58	0,71	1,11	0,30	1,09	0,70	2,04	1,40	1,43	0,58	0,71	0,98	0,21	0,84	0,01	1,37		
40 ^{a,d,h}	0,59	1,12	0,34	0,77	0,43	1,59	0,95	1,08	-0,34	0,71	1,25	0,37	0,76	0,43	1,52	0,97	0,71	-0,36		
44 ^a	0,70	1,12	0,56	0,72	1,13	1,22	1,56	1,18	2,01	0,85	1,27	0,61	0,71	1,11	1,23	1,13	0,88	1,71		
48 ^{a,d,h}	0,68	1,10	0,47	0,74	0,75	1,17	1,35	0,61	1,58	1,18	1,34	0,49	0,74	0,54	0,44	0,87	0,17	1,09		

Mot. TCT= teoría clásica de los tests; TRI= teoría de respuesta al ítem; BTF= baja tolerancia a la frustración; a= parámetro de pendiente (discriminación) del ítem; b= parámetro de umbral (dificultad) del ítem.
^aPuntuaciones medias < 0,8 o > 3,2; ^bDT< 0,67; ^ccoeficiente de correlación total ítem corregido < 0,03; ^ddiscriminación < 1. Los puntos de corte son los recomendados en el estudio de Jin et al. (2018). Todas las transgresiones están en cursiva (ítems eliminados). Los ítems retenidos están en negra.

La tabla 3 muestra los resultados del AFC con las dos muestras (general y dolor crónico) y tanto con la escala original (24 ítems irracionales) como con la versión reducida de 12 ítems. Los índices de ajuste absoluto e incremental estuvieron entre buenos y excelentes en la versión reducida en ambas muestras (RMSEA < 0,08 y CFI y TLI > 0,95). Esto sugiere un ajuste adecuado de los datos a la solución de cuatro factores cuando usamos nuestra versión reducida de la escala. Por el contrario, los índices de ajuste indicaron un ajuste deficiente de los datos a la solución de cuatro factores al usar la escala original con 24 creencias irracionales.

Tabla 3

Resultados del análisis factorial confirmatorio con la escala original y la versión reducida (solo ítems irracionales) para cada una de las dos muestras del estudio

Muestra	Escala	χ^2	p	RMSEA	IC 95%	CFI	TLI
General	Original	2003,75	< 0,001	0,112	0,108, 0,117	0,916	0,905
	Versión corta	141,95	< 0,001	0,059	0,048, 0,070	0,990	0,986
Dolor crónico	Original	1808,13	< 0,001	0,114	0,109, 0,119	0,865	0,849
	Versión corta	181,96	< 0,001	0,075	0,064, 0,087	0,972	0,962

Nota: RMSEA= error cuadrático medio de aproximación; CFI= índice de ajuste comparativo; TLI= índice Tucker-Lewis.

Los resultados del análisis de fuentes de evidencia de validez se informan en la tabla 4. También indicamos las estimaciones de consistencia interna para todas las variables del estudio. Los análisis se realizan por separado para ambas muestras para explorar si los resultados fueron consistentes entre las muestras. Las intercorrelaciones con las dos muestras por separado evidenciaron correlaciones de pequeñas a moderadas entre la escala de exigencia y las inferencias restantes (catastrofismo, BTF y autocondena; $0,10 \leq r \leq 0,24$; $p \leq 0,05$). Las tres inferencias (catastrofismo, BTF y autocondena) correlacionaron de forma entre moderada y fuerte ($0,56 \leq r \leq 0,69$; $p \leq 0,001$).

En cuanto a la personalidad, el neuroticismo se relacionó positivamente con el pensamiento irracional ($0,21 \leq r \leq 0,61$; $p \leq 0,001$). Estas asociaciones fueron más fuertes para las tres inferencias ($0,49 \leq r \leq 0,61$; $p \leq 0,001$). Al contrario que el neuroticismo, la extraversión y la responsabilidad estaban inversamente relacionadas con el pensamiento irracional. Nuevamente, las asociaciones fueron más fuertes para las tres inferencias ($-0,14 \leq r \leq -0,41$; $p \leq 0,01$) en comparación con la escala de exigencia ($< 0,01 \leq r \leq -0,12$). La apertura a la experiencia y la amabilidad generalmente no estaban relacionadas o estaban muy levemente relacionadas con las creencias irracionales.

Finalmente, las creencias irracionales, especialmente las tres inferencias, tuvieron asociaciones negativas entre pequeñas y moderadas con la salud mental tanto en la muestra general como en personas con dolor crónico ($-0,17 \leq r \leq -0,56$; $p \leq 0,001$). El tamaño de la correlación entre las creencias irracionales y la salud mental fue más fuerte para la autocondena ($-0,50 \leq r \leq -0,57$; $p \leq 0,001$) y la BTF ($-0,46 \leq r \leq -0,47$; $p \leq 0,001$). El neuroticismo tuvo asociaciones negativas comparables (ligeramente más fuertes) con la salud mental ($-0,56 \leq r \leq -0,57$; $p \leq$

Tabla 4
Estimaciones de consistencia interna e intercorrelaciones entre variables de estudio (fuentes de evidencia de validez)

Variables	α de Cronbach M. General / Dolor	Intercorrelaciones de Pearson (muestra general por encima de la diagonal / dolor crónico por debajo de la diagonal)																		
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11								
Creencias irracionales																				
1. Exigencia	0,63 / 0,57	--	0,40***	0,44***	0,24*	0,30***	<0,01	0,13*	-0,01	-0,05	0,08	-0,27***								
2. Catastrofismo	0,86 / 0,80	0,31***	--	0,67***	0,56***	0,49***	-0,14**	0,08	-0,13*	-0,21***	0,08	-0,43***								
3. BTF	0,80 / 0,75	0,35***	0,69***	--	0,66***	0,61***	-0,31***	-0,05	-0,12*	-0,26***	-0,27***	-0,46***								
4. Autocondena	0,71 / 0,72	0,10*	0,55***	0,57***	--	0,60***	-0,31***	-0,08	-0,09	-0,27***	-0,29***	-0,56***								
Personalidad																				
5. Neuroticismo	0,86 / 0,84	0,21***	0,49***	0,55***	0,57***	--	-0,36***	-0,01	-0,18***	-0,40***	-0,35***	-0,56***								
6. Extraversión	0,83 / 0,82	-0,12**	-0,25***	-0,28***	-0,31***	-0,40***	--	0,28***	0,09	0,20***	0,16**	0,24***								
7. Apertura	0,79 / 0,72	-0,01	-0,03	-0,06	-0,03	-0,07	0,27***	--	-0,07	0,06	0,22***	0,04								
8. Amabilidad	0,68 / 0,70	0,06	-0,09*	-0,11*	-0,12*	-0,27***	0,25***	0,03	--	0,15**	-0,12*	0,11*								
9. Responsabilidad	0,80 / 0,81	0,08	-0,31***	-0,32***	-0,41***	-0,42***	0,42***	0,08	0,26***	--	0,12*	0,23***								
CV relacionada con salud																				
10. Salud física	0,87-0,96 / 0,75-0,90	0,05	0,08	0,09	0,07	0,08	0,03	0,09	-0,09	0,01	--	-0,14*								
11. Salud mental	0,89-0,92 / 0,79-0,92	-0,17***	-0,42***	-0,47***	-0,50***	-0,57***	0,29***	0,09	0,12**	0,29***	-0,13**	--								

Notas: BTF= Baja tolerancia a la frustración; CV= Calidad de vida; M = muestra. Las estimaciones de consistencia interna para la Salud física corresponden a Funcionamiento físico. Rol físico. Dolor corporal y Salud general. Las estimaciones de consistencia interna para la Salud mental corresponden a Vitalidad, Funcionamiento social, Rol emocional y Salud mental. *p< 0,05; **p< 0,01; ***p< 0,001.

0,001). La extraversión y la responsabilidad se asociaron positivamente con el estado de salud mental en ambas muestras ($0,23 \leq r \leq 0,29$; $p \leq 0,001$).

A diferencia de hallazgos anteriores, la asociación entre las creencias irracionales y el estado de salud física difirió entre las muestras. Específicamente, las creencias irracionales no estaban relacionadas con el estado físico en la muestra de dolor crónico. Por el contrario, la BTF y la autocondena se asociaron con una peor salud física en la muestra general ($-0,27 \leq r \leq -0,29$; $p \leq 0,001$). De manera similar, la personalidad no se asoció con el estado de salud física en la muestra de dolor crónico. Sin embargo, el neuroticismo se asoció con una peor salud física en la muestra general ($r = -0,35$; $p < 0,001$). Los factores de personalidad restantes se asociaron de manera más modesta, pero significativa, con el estado de salud física, ya sea positivamente (extraversión, apertura y responsabilidad) o negativamente (amabilidad).

Tabla 5
Diferencia de medias en las variables estudiadas

Variables	Rango	Muestra general (n= 565)	Dolor crónico (n= 514)	t (p)	d de Cohen
		M (DT)	M (DT)		
Creencias irracionales					
1. Exigencia	0-12	9,47 (2,07)	9,81 (2,07)	-2,61 (0,009)	0,16
2. Catastrofismo	0-12	5,47 (3,39)	6,04 (3,39)	-2,70 (0,007)	0,17
3. BTF	0-12	5,62 (3,35)	6,56 (3,38)	-4,54 (<0,001)	0,28
4. Autocondena	0-12	3,15 (3,00)	3,87 (3,37)	-3,63 (<0,001)	0,23
Personalidad					
5. Neuroticismo	0-48	20,82 (8,67)	24,86 (8,93)	-6,59 (<0,001)	0,46
6. Extraversión	0-48	27,86 (7,58)	26,08 (8,00)	3,29 (0,001)	0,23
7. Apertura	0-48	25,46 (7,37)	23,07 (6,69)	4,93 (<0,001)	0,34
8. Amabilidad	0-48	30,97 (5,87)	31,84 (6,15)	-2,08 (0,037)	0,15
9. Responsabilidad	0-48	32,17 (6,56)	31,02 (7,23)	2,38 (0,017)	0,17
CV relacionada salud					
10. Salud física	0-100	46,11 (12,05)	27,55 (7,91)	26,16 (<0,001)	1,82
11. Salud mental	0-100	44,45 (12,49)	39,17 (13,31)	5,57 (<0,001)	0,41

Nota: BTF= Baja tolerancia a la frustración; CV= Calidad de vida.

Como paso final, comparamos las medias de las variables de estudio entre las dos muestras (tabla 5). En general, los resultados mostraron un pensamiento más irracional en la muestra con dolor crónico, pero las diferencias fueron generalmente pequeñas ($d < 0,30$). También se revelaron diferencias para todas las dimensiones de personalidad, especialmente en neuroticismo ($t = -6,59$; $p < 0,001$; $d = 0,46$) y apertura ($t = 4,93$; $p < 0,001$; $d = 0,34$). Los encuestados de la muestra general presentaron menor neuroticismo y mayor apertura a la experiencia que las personas con dolor crónico. Estas diferencias tuvieron un tamaño entre pequeño y moderado. En cuanto al estado de salud, el bienestar mental también fue peor en las personas con dolor crónico ($t = 5,57$; $p < 0,001$; $d = 0,41$). Sin embargo, la diferencia más notable fue en el estado de salud física, donde las personas con

dolor crónico indicaron que tenían mucha más discapacidad física que las personas de la muestra general ($t= 26,16$; $p < 0,001$; $d= 1,82$).

Discusión

Las creencias irracionales se han asociado consistentemente con el deterioro psicológico (es decir, síntomas de depresión, ansiedad y estrés) y físico (es decir, discapacidad en personas con dolor crónico) (Chan y Sun, 2021; Hyland *et al.*, 2014; Morris *et al.*, 2017). Afortunadamente, la terapia psicológica, en particular, la terapia cognitivo-conductual puede ayudar a debatir las creencias irracionales y adoptar formas de pensamiento más racionales (Turner, 2016). Para ello, se necesitan medidas válidas y fiables de creencias irracionales para evaluar el estado inicial de los pacientes antes de proponer un tratamiento, así como para controlar los cambios individuales en las creencias irracionales durante el mismo. La EAC es un instrumento ampliamente utilizado para evaluar creencias irracionales (David *et al.*, 2010). Sin embargo, todavía existen ciertas preocupaciones con respecto a su estructura factorial, longitud, validez discriminante y consistencia interna (Artiran y DiGiuseppe, 2020; Hyland *et al.*, 2017; Ruiz-Rodríguez *et al.*, 2020). Así, el objetivo principal del presente estudio fue validar una versión reducida de la EAC española en dos muestras diferentes. Siguiendo tanto la TCT como la TRI, obtuvimos una versión corta y psicométricamente sólida de la EAC con una reducción significativa de ítems (de 24 a 12 creencias irracionales). Al hacerlo, también mejoramos claramente el ajuste de la estructura de cuatro factores de la EAC (es decir, exigencia, catastrofismo, BTF y autocondena) que es consistente con la TREC. Además, la versión corta de la EAC obtuvo excelentes resultados de validez de constructo en dos muestras diferentes.

En las últimas décadas, ha habido un mayor interés en el desarrollo y validación de escalas breves que puedan ser más fáciles y rápidas de administrar (Kemper *et al.*, 2019). El uso de estas medidas breves puede reducir la carga de evaluación en entornos clínicos aplicados y también en contextos de investigación (tanto para pacientes como para profesionales) en términos de tiempo y costes relacionados (Kemper *et al.*, 2019). Las escalas abreviadas reducen la fatiga y reacciones negativas de los estudios empíricos y mejoran las tasas de participación en los estudios de investigación (Credé *et al.*, 2012; Edwards *et al.*, 2004). En el contexto de las creencias irracionales, varios autores han intentado reducir el número de ítems de la EAC (Hyland *et al.*, 2017; Lindner *et al.*, 1999). La presente investigación representa un nuevo intento de obtener una versión reducida y psicométricamente sólida de la EAC y es el primer intento formal de validar y reducir la escala en español. Según lo recomendado recientemente por la Asociación Americana de Psicología (Asociación Americana de Psicología, 2020), la EAC breve propuesta en este trabajo es consistente con la base teórica de la TREC. La solución de cuatro factores de la EAC española breve se ha probado mediante un AFC y se ha obtenido un ajuste del modelo muy bueno. De hecho, el ajuste del modelo de la versión corta de la EAC superó claramente al del original con todos los ítems. En última instancia, esto significa que la versión corta de la EAC permite la evaluación fiable de los cuatro procesos descritos en el modelo teórico de la

TREC con solo 12 ítems irracionales, lo que hace que la escala reducida sea una herramienta más factible para la práctica habitual.

Desde el desarrollo inicial de la EAC, se han realizado diferentes esfuerzos para explorar las propiedades psicométricas de la escala. Incluso en la primera versión completa, se evidenció una pobre validez discriminante (Ruiz-Rodríguez *et al.*, 2020; Suso-Ribera *et al.*, 2016). Esto puede indicar que los ítems no distinguen a las personas con creencias irracionales desadaptativas y esto puede ser problemático porque los puntajes de las pruebas psicológicas generalmente se usan para brindar retroalimentación a los pacientes sobre su estado psicológico y para hacer recomendaciones terapéuticas (p. ej., continuar con un conjunto de evaluaciones más específicas para completar el diagnóstico, comenzar una terapia psicológica, consultar a un especialista, etc.; Asociación Americana de Psicología, 2020). Los instrumentos que no diferencian entre personas con creencias irracionales problemáticas y no problemáticas pueden llevar a recomendaciones inadecuadas y, por lo tanto, a un manejo inadecuado del sufrimiento de los pacientes. Para superar este problema, se han eliminado de la escala los ítems con bajos índices de discriminación. En nuestro estudio, las cuestiones más problemáticas con respecto a los índices de discriminación surgieron en las subescalas de exigencia y autocondena. Específicamente, hubo poca o ninguna diferencia entre los participantes con puntajes altos y bajos en las exigencias (p. ej., "Necesito gustar a los demás", "Es esencial gustar a algunas personas" y "A veces es esencial estar relajado") y en los ítems de autocondena (p. ej., "A veces, cuando no le gusto a la gente, creo que soy una mala persona", "Si no les gusto a algunas personas, eso significa que soy una mala persona" y "Nunca estaré relajado"). Se ha sugerido que las recomendaciones derivadas de la administración de la escala deben ser justas y minimizar sesgos (Asociación Americana de Psicología, 2020), por lo que se deben realizar esfuerzos futuros para desarrollar ítems que no conduzcan a respuestas extremas y proporcionen una amplia variabilidad en las respuestas. En este trabajo, después de eliminar los ítems problemáticos, la escala corta quedó compuesta por ítems con altos índices de discriminación, patrones de respuesta no extremos y variabilidad en las respuestas.

Otra desventaja encontrada en la literatura es la baja consistencia interna informada al utilizar la EAC (Ruiz-Rodríguez *et al.*, 2020; Suso-Ribera *et al.*, 2016). Para explorar la consistencia interna de nuestra versión reducida, se calcularon las correlaciones entre ítems (fiabilidad a nivel de subescala) y las intercorrelaciones entre subescalas (fiabilidad a nivel de cuestionario). Primero, para explorar las correlaciones entre ítems, se calcularon las alfas de Cronbach para cada subescala de creencias irracionales (exigencia, catastrofismo, BTF y autocondena). Nuestros resultados indicaron estimaciones de consistencia interna entre aceptables y buenas en ambas muestras. La escala de exigencia obtuvo los valores más bajos de consistencia interna. Estos resultados también fueron respaldados por las intercorrelaciones, ya que la escala de exigencia obtuvo las asociaciones más modestas (correlaciones de pequeñas-moderadas) con el resto de creencias irracionales. Según la TREC, el perfil irracional puede ser homogéneo (es decir, irracionalidad general) o heterogéneo en contenido (es decir, irracional sólo en algunos dominios; David, 2003). Nuestros resultados apoyan esta idea. La

exigencia parece ser una subescala heterogénea que incluye una gran variedad de contenidos. Por tanto, las personas pueden manifestar necesidad de aprobación (“Debo ser amado por los demás”), pero no necesidades de comodidad (“Debo tener una vida placentera y cómoda la mayor parte del tiempo”), lo que compromete la consistencia interna de la subescala. Por el contrario, las personas con puntajes altos en catastrofismo, BTF y autocondena parecen obtener puntajes altos en todos los ítems, independientemente del contenido (aprobación, perfeccionismo y comodidad), lo que respalda aún más la homogeneidad de las tres inferencias (Duru y Balkis, 2022). Futuros estudios deberían probar si esto se debe a la diferenciación teórica entre inferencias y exigencias o si los ítems en la subescala de exigencia no están adecuadamente formulados y deberían ser reescritos.

Además de las correlaciones entre ítems discutidas en las líneas anteriores, también se investigaron los resultados de consistencia interna (a nivel de cuestionario). Específicamente, las intercorrelaciones entre las subescalas de la EAC mostraron que las tres inferencias irracionales (catastrofismo, BTF y autocondena) estaban asociadas de forma moderado a fuerte. Estos resultados proporcionan información útil y confirman que, contrariamente a la versión completa de la EAC (Suso-Ribera *et al.*, 2016), la versión abreviada tiene una consistencia interna adecuada, como lo demuestran las correlaciones entre las subescalas correlacionadas en la dirección esperada de irracionalidad.

Para probar la validez de constructo de la EAC, se calcularon asociaciones bivariadas con constructos relacionados (es decir, personalidad y salud). De acuerdo con investigaciones anteriores (Samar *et al.*, 2013; Suso-Ribera, Martínez-Borba, *et al.*, 2019), nuestros resultados mostraron que las personas con creencias irracionales más arraigadas también presentan mayor neuroticismo y menores puntajes de extraversión y responsabilidad. Las asociaciones más fuertes se encontraron con el neuroticismo. También congruente con estudios anteriores (Samar *et al.*, 2013; Suso-Ribera, Martínez-Borba, *et al.*, 2019), las asociaciones entre las creencias irracionales y la apertura y la amabilidad fueron insignificantes en nuestro estudio. Se ha sugerido que los rasgos de personalidad pueden ser útiles en contextos clínicos ya que pueden ayudar a los profesionales a conceptualizar casos de terapia y proponer una intervención adecuada (Osma *et al.*, 2021; Samar *et al.*, 2013). También es razonable pensar que se necesitan instrumentos que permitan evaluar la evolución de los pacientes a lo largo de las intervenciones psicológicas. Si bien se reconoce el papel del neuroticismo en el bienestar, especialmente en la práctica clínica, también es necesario evaluar constructos que son más modificables y próximos a la conducta final, como las creencias irracionales. Por ejemplo, las creencias irracionales se han relacionado con comportamientos de salud en el contexto de la pandemia de COVID-19 (Teovanovic *et al.*, 2021). Estudios previos también revelaron que las creencias irracionales aportan una validez incremental sobre la personalidad en la predicción de la satisfacción con la vida (Sporrle *et al.*, 2010). Se deben realizar esfuerzos futuros para confirmar aún más el papel mediador de las creencias irracionales en las intervenciones psicológicas y verificar si los cambios en el neuroticismo durante

la terapia cognitivo-conductual (Osma *et al.*, 2021) se explican parcial o totalmente por cambios en las creencias irracionales.

Las creencias irracionales están en el centro de las intervenciones cognitivo-conductuales (David *et al.*, 2010). Por lo tanto, es crucial contar con una escala breve, coherente con la teoría, que se aplique fácilmente en la práctica clínica. Los hallazgos de nuestro estudio son consistentes con los resultados informados por autores anteriores (Chan y Sun, 2021; Hyland *et al.*, 2014), donde se revela una relación entre las creencias irracionales y una peor salud mental (en ambas muestras). Curiosamente, surgieron diferencias entre las muestras en la relación entre las creencias irracionales y la salud física. En personas con dolor crónico, la relación entre las creencias irracionales y la salud física no fue significativa, mientras que, en la muestra general, el pensamiento irracional se asoció con una peor salud física. Esta diferencia puede explicarse por el hecho de que, en personas con buena salud, donde es probable que el dolor sea menos intenso, las creencias irracionales pueden tener más espacio para influir en la funcionalidad. Por el contrario, cuando el estado de salud es menos favorable y las personas experimentan un dolor intenso (muestra de personas con dolor crónico), puede haber menos espacio para las variables psicológicas (es decir, exigencia, catastrofismo, BTF; Suso-Ribera *et al.*, 2017). Esto nos lleva a pensar que, si queremos mejorar la capacidad funcional de las personas, especialmente de las personas sanas (es decir, la prevención), el catastrofismo, la BTF y la autocondena pueden ser objetivos importantes. Un claro ejemplo de ello es la aplicación de la TREC en deportistas (Tingaz, 2020), donde los terapeutas debaten las creencias irracionales para aumentar el rendimiento y el bienestar (Madera *et al.*, 2018).

Una fortaleza importante del estudio fue la inclusión de dos muestras. Ambas tenían una distribución óptima con respecto al sexo, lo que corresponde a la distribución esperada [ambos a nivel poblacional (Instituto Nacional de Estadística, 2021) y en pacientes con dolor crónico (Racine *et al.*, 2015)]. También tuvimos una amplia distribución de edad, que va desde 18 a 93 años en la muestra general y de 18 a 89 años en personas con dolor crónico, lo que es favorable para fines de generalización. Finalmente y a diferencia de muchos otros estudios de validación, las muestras utilizadas en la presente investigación no solo incluían estudiantes universitarios y participantes altamente alfabetizados (Duru y Balkis, 2022; Hyland *et al.*, 2017). Esta inclusión de diferentes grupos laborales (p. ej., trabajadores activos, jubilados y desempleados) con un nivel educativo muy variado es favorable para la generalización de los hallazgos.

Un hallazgo importante fue que los resultados presentados anteriormente se replicaron en dos muestras diferentes. Después de los análisis con la TCT y la TRI, un resultado alentador fue que el conjunto de ítems que funcionaban mal fue generalmente comparable en la muestra general y en personas con dolor crónico. Además, también es positivo que el ajuste del modelo de la versión corta de la EAC española mejoró en ambas muestras. La Asociación Americana de Psicología (Asociación Americana de Psicología, 2020) recientemente recomendó que los instrumentos deben validarse y probarse en diferentes muestras, especialmente cuando éstos se utilizan en poblaciones que pueden diferir de aquellas en las que se desarrolló originalmente la prueba. La replicación de nuestros resultados en dos

muestras diferentes respalda la estabilidad y replicabilidad de la estructura factorial encontrada en este estudio. Según nuestros resultados, la versión reducida de la EAC podría ser utilizada en un amplio rango de poblaciones, desde individuos de la muestra general hasta muestras más específicas, como las personas con dolor crónico.

Este estudio no está exento de ciertas limitaciones. Por ejemplo, debido a la naturaleza transversal del estudio, no podemos establecer relaciones causales entre las variables (p. ej., la dirección de los efectos entre el pensamiento irracional y la salud mental y física o la existencia de una tercera variable explicativa). Además, falta información clínica en nuestras muestras, como una entrevista diagnóstica exhaustiva para investigar la existencia de psicopatología. Por lo tanto, la aplicabilidad de los hallazgos para poblaciones específicas, como personas con depresión mayor o trastornos de ansiedad, no está clara. Una limitación final se refiere a la fiabilidad de los datos de autoinforme. Incluir información más objetiva, como datos sobre el rendimiento físico utilizando biosensores o dispositivos portátiles (Colombo *et al.*, 2020), habría proporcionado evidencia adicional sobre la validez de la versión abreviada en español de la EAC.

En conclusión, el desarrollo de una medida breve y psicométricamente robusta de las creencias irracionales en español es necesario tanto para fines clínicos como de investigación. Para la práctica clínica, se recomienda encarecidamente la monitorización rutinaria de los resultados durante todo el proceso terapéutico (p. ej., entre sesiones), especialmente para los pacientes que no responden como se espera a la terapia (Gual-Montolio *et al.*, 2020). En entornos de investigación, también es preferible el uso de medidas breves para facilitar la evaluación ecológica momentánea, que consiste en la evaluación de individuos en un entorno naturalista y en tiempo real, en lugar de utilizar autoinformes retrospectivos de papel y lápiz (Colombo *et al.*, 2020). Por lo tanto, el uso de la versión corta en español de la EAC facilitará la evaluación repetida de creencias irracionales en entornos clínicos y de investigación, manteniendo al mínimo la carga de evaluación en los pacientes. Para reducir también la carga del evaluador, los investigadores están incorporando cada vez más aplicaciones móviles para la monitorización frecuente (Colombo *et al.*, 2020). Debido a que esta evaluación intensiva también requiere evaluaciones cortas para reducir la carga de los participantes debido a su naturaleza recurrente, la presente versión breve en español de la EAC también podría ser beneficiosa para los profesionales interesados en evaluar las creencias irracionales a través de aplicaciones móviles.

Referencias

- Alonso, J., Regidor, E., Barrio, G., Prieto, L., Rodrigues, C., de la Fuente, L., Rodriguez, C., de la Fuente, L., Rodrigues, C. y de la Fuente, L. (1998). Valores poblacionales de referencia de la versión española del Cuestionario de Salud SF-36. *Medicina Clínica*, 111(11), 410-416.
- American Psychological Association (2020). *APA guidelines for psychological assessment and evaluation*. Washington, DC: Autor.
- Artiran, M. y DiGiuseppe, R. (2020). A Turkish translation of a measure of irrational and rational beliefs: reliability, validity studies and confirmation of the four cognitive

- processes model. *Journal of Rational - Emotive and Cognitive - Behavior Therapy*, 38(3), 369-398. doi: 10.1007/s10942-020-00340-9
- Belloch, A., Morillo, C., Luciano, J., García-Soriano, G., Cabedo, E. y Carrió, C. (2010). Dysfunctional belief domains related to obsessive-compulsive disorder: a further examination of their dimensionality and specificity. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 376-388. doi: 10.1017/S1138741600003930
- Burgess, P. (1986). *Belief systems and emotional disturbance: evaluation of the rational emotive model* [tesis doctoral no publicada]. Universidad de Melbourne, Australia.
- Burgess, P. M. (1990). Toward resolution of conceptual issues in the assessment of belief systems in rational-emotive therapy. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, 4(2), 171-184.
- Caballo, V. E., Lega, L. I. y González, S. (1996, noviembre). *A factor analysis of a back translated Spanish version of the Scale of Attitudes and Beliefs (SAB)*. [Póster]. 30th Annual Convention of the Association for Advancement of Behavior Therapy, Nueva York, NY, Estados Unidos.
- Chan, H. W. Q., & Sun, C. F. R. (2021). Irrational beliefs, depression, anxiety, and stress among university students in Hong Kong. *Journal of American College Health*, 69(8), 827-841. doi: 10.1080/07448481.2019.1710516
- Colombo, D., Suso-Ribera, C., Fernández-Álvarez, J., Cipresso, P., García-Palacios, A., Riva, G. y Botella, C. (2020). Technology based ecological momentary assessment in clinical psychology. *Reference Module in Neuroscience and Biobehavioral Psychology*, 1-15. doi: 10.1016/b978-0-12-818697-8.00003-0
- Costa, P. T. y McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual*. Odesa: Psychological Assessment Resources.
- Credé, M., Harms, P., Niehorster, S. y Gaye-Valentine, A. (2012). An evaluation of the consequences of using short measures of the Big Five personality traits. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(4), 874-888. doi: 10.1037/a0027403
- David, D. (2003). Rational Emotive Behavior Therapy (REBT): the view of a cognitive psychologist. En W. Dryden (dir.), *Rational emotive behaviour therapy: theoretical developments* (pp. 130-159). Nueva York, NY: Brunner-Routledge.
- David, D., Lynn, S. J. y Ellis, A. (2010). *Rational and Irrational beliefs*. Nueva York, NY: Oxford University Press.
- Demaria, T. P., Kassinove, H. y Dill, C. A. (1989). Psychometric properties of the Survey of Personal Beliefs: a rational-emotive measure of irrational thinking. *Journal of Personality Assessment*, 53(2), 329-341. doi: 10.1207/s15327752jpa5302_10
- Diamantopoulos, A., Sarstedt, M., Fuchs, C., Wilczynski, P. y Kaiser, S. (2012). Guidelines for choosing between multi-item and single-item scales for construct measurement: a predictive validity perspective. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(3), 434-449. doi: 10.1007/s11747-011-0300-3
- DiGiuseppe, R., Leaf, R., Exner, T., & Robin, M. V. (1988, septiembre). *The development of a measure of rational/irrational thinking* [Póster]. World Congress of Behavior, Edinburgo, Escocia.
- Duru, E. y Balkis, M. (2022). Childhood trauma, depressive symptoms and rational/irrational beliefs: a moderated mediation model. *Current Psychology*, 41(10), 7258-7270. doi: 10.1007/s12144-020-01282-2
- Edwards, P., Roberts, I., Sandercock, P. y Frost, C. (2004). Follow-up by mail in clinical trials: does questionnaire length matter? *Controlled Clinical Trials*, 25(1), 31-52. doi: 10.1016/j.cct.2003.08.013
- Ellis, A. (1995). Changing rational-emotive therapy (RET) to rational emotive behavior therapy (REBT). *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 13(2), 85-

89. doi: 10.1007/BF02354453
- Froman, R. D. (2001). Elements to consider in planning the use of factor analysis elements to consider in planning the use of factor analysis. *Southern Online Journal of Nursing Research*, 2(5), 1-22.
- Goetz, C., Coste, J., Lemetayer, F., Rat, A. C., Montel, S., Recchia, S., Debouverie, M., Pouchot, J., Spitz, E. y Guillemin, F. (2013). Item reduction based on rigorous methodological guidelines is necessary to maintain validity when shortening composite measurement scales. *Journal of Clinical Epidemiology*, 66(7), 710-718. doi: 10.1016/j.jclinepi.2012.12.015
- Gual-Montolio, P., Martínez-Borba, V., Bretón-López, J. M., Osma, J. y Suso-Ribera, C. (2020). How Are information and communication technologies supporting routine outcome monitoring and measurement-based care in psychotherapy? A systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(9), 3170. doi: 10.3390/ijerph17093170
- Holmes, W. y Bolin, J. (2017). Brief review of latent variable modeling in Mplus. In *Multilevel modeling using Mplus* (pp. 171-233). Boca Raton, FL: Chapman and Hall/CRC.
- Hyland, P., Fox, R., Treacy, G., Maguire, P., Boduszek, D. y Vallières, F. (2017). Assessing the factorial validity of the Attitudes and Belief Scale 2-Abbreviated Version: a call for the development a gold standard method of measuring rational and irrational beliefs. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 35(2), 111-124. doi: 10.1007/s10942-016-0243-1
- Hyland, P., Shevlin, M., Adamson, G. y Boduszek, D. (2014). Modeling the structure of the Attitudes and Belief Scale 2 using CFA and Bifactor approaches: toward the development of an abbreviated version. *Cognitive Behaviour Therapy*, 43(1), 60-71. doi: 10.1080/16506073.2013.777467
- Instituto Nacional de Estadística (2021). *Estadística del padrón continuo 2021*. https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177012&menu=ultiDatos&idp=1254734710990
- Jin, X., Liu, G. G., Gerstein, H. C., Levine, M. A. H., Steeves, K., Guan, H., Li, H. y Xie, F. (2018). Item reduction and validation of the Chinese version of Diabetes Quality-of-Life measure (DQOL). *Health and Quality of Life Outcomes*, 16(1), 78. doi: 10.1186/s12955-018-0905-z
- Kemper, C. J., Trapp, S., Kathmann, N., Samuel, D. B. y Ziegler, M. (2019). Short versus long scales in clinical assessment: exploring the trade-off between resources saved and psychometric quality lost using two measures of obsessive-compulsive symptoms. *Assessment*, 26(5), 767-782. doi: 10.1177/1073191118810057
- Lega, L. I. y Ellis, A. (2001). Rational emotive behavior therapy (REBT) in the new millenium: a cross-cultural approach. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 19(4), 201-222. doi: 10.1023/A:1012537814117
- Lindner, H., Kirkby, R., Wetheim, E. y Birch, P. (1999). A Brief assessment of irrational thinking: the Shortened General Attitude and Belief Scale. *Cognitive Therapy and Research*, 23(6), 651-663.
- Miró, J., Queral, R. y Nolla, M. (2015). Pain-related attitudes and functioning in elderly primary care patients. *The Spanish Journal of Psychology*, 17, E104. doi: 10.1017/sjp.2014.103
- Morris, R., Tod, D. y Eubank, M. (2017). "It's the end of the world as we know it (and I feel fine)": the use of rational emotive behavior therapy (REBT) to increase function and reduce irrational beliefs of an injured athlete. In *Rational Emotive Behavior Therapy in Sport and Exercise* (pp. 220-229). Londres: Routledge. doi: 10.4324/9781315541808
- Osma, J., Peris-Baquero, O., Suso-Ribera, C., Sauer-Zavala, S. y Barlow, D. H. (2021). Predicting and moderating the response to the unified protocol: do baseline

- personality and affective profiles matter? *Cognitive Therapy and Research*, 45(4), 817-830.
- Owings, L. R., Thorpe, G. L., Mcmillan, E. S., Burrows, R. D., Sigmon, S. T. y Alley, D. C. (2013). Scaling irrational beliefs in the General Attitude and Belief Scale: an analysis using item response theory methodology. *SAGE Open*, 3(2), 1. doi: 10.1177/2158244013484156
- Pérez-Acosta, A. M., Rodríguez-Sánchez, A. y Vargas, M. C. (2008). Albert Ellis (1913-2007): pionero de los modelos mediacionales de intervención. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 16(2), 341-348.
- Racine, M., Castarlenas, E., de la Vega, R., Tome-Pires, C., Sole, E., Miro, J., Jensen, M. P., Moulin, D. E. y Nielson, W. R. (2015). Sex differences in psychological response to pain in patients with fibromyalgia syndrome. *Clinical Journal of Pain*, 31(5), 425-432. doi: 10.1097/ajp.0000000000000132
- Raubenheimer, J. (2004). An item selection procedure to maximise scale reliability and validity. *SA Journal of Industrial Psychology*, 30(4), 59-64. doi: 10.4102/sajip.v30i4.168
- Rovira, M., Lega, L., Suso-Ribera, C. y Orue, I. (2020). Creencias irracionales en mujeres españolas sobre el rol femenino tradicional. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 28(2), 265-291
- Ruiz-Rodríguez, J., Suso-Ribera, C. y Sorribes-Vall, F. (2020). Development and psychometric properties of a new measure of irrational thinking: the Scale of Irrational Contents and Styles-Basics (SICS-B). *Journal of Rational - Emotive and Cognitive - Behavior Therapy*, 38(4), 498-521. doi: 10.1007/s10942-020-00348-1
- Samar, S. M., Walton, K. E. y McDermut, W. (2013). Personality traits predict irrational beliefs. *Journal of Rational - Emotive and Cognitive - Behavior Therapy*, 31(4), 231-242. doi: 10.1007/s10942-013-0172-1
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A. y King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. doi: 10.3200/JOER.99.6.323-338
- Solé i Fontova, M. D. (2006). *Validació i estandarització espanyola del NEO-PI-R, NEO-FFI, NEO-FFI-R i escales de Schinka, en mostres universitàries i població general*. [Tesis doctoral, Universidad de Lérida, España]. <http://www.tdx.cat/handle/10803/8294>
- Spörrle, M., Strobel, M. y Tumasjan, A. (2010). On the incremental validity of irrational beliefs to predict subjective well-being while controlling for personality factors. *Psicothema*, 22(4), 543-548.
- Streiner, D. L., Norman, G. R. y Cairney, J. (2015). *Health Measurement Scales* (Vol. 1). Nueva York, NY: Oxford University Press.
- Suso-Ribera, C., Camacho-Guerrero, L., Osma, J., Suso-Vergara, S. y Gallardo-Pujol, D. (2019). A reduction in pain intensity is more strongly associated with improved physical functioning in frustration tolerant individuals: a longitudinal moderation study in chronic pain patients. *Frontiers in Psychology*, 10, 907. doi: 10.3389/fpsyg.2019.00907
- Suso-Ribera, C., García-Palacios, A., Botella, C. y Ribera-Canudas, M. V. (2017). Pain catastrophizing and its relationship with health outcomes: does pain intensity matter? *Pain Research and Management*, 2017, 9762864. doi: 10.1155/2017/9762864
- Suso-Ribera, C., Jornet-Gibert, M., Ribera Canudas, M. V., McCracken, L. M., Maydeu-Olivares, A. y Gallardo-Pujol, D. (2016). There's more than catastrophizing in chronic pain: low frustration tolerance and self-downing also predict mental health in chronic pain patients. *Journal of Clinical Psychology in Medical Settings*, 23(2), 192-206. doi: 10.1007/s10880-016-9454-y
- Suso-Ribera, C., Martínez-Borba, V., Martín-Brufau, R., Suso-Vergara, S. y García-Palacios, A. (2019). Individual differences and health in chronic pain: are sex-differences

- relevant? *Health and Quality of Life Outcomes*, 17(1), 128. doi: 10.1186/s12955-019-1182-1
- Szentagotai, A., David, D., Lupu, V. y Cosman, D. (2008). Rational emotive behavior therapy versus cognitive therapy versus pharmacotherapy in the treatment of major depressive disorder: mechanisms of change analysis. *Psychotherapy*, 45(4), 523-538. doi: 10.1037/a0014332
- Teovanović, P., Lukić, P., Zupan, Z., Lazić, A., Ninković, M. y Žeželj, I. (2021). Irrational beliefs differentially predict adherence to guidelines and pseudoscientific practices during the COVID-19 pandemic. *Applied Cognitive Psychology*, 35(2), 486-496. doi: 10.1002/acp.3770
- Tingaz, E. O. (2020). The mediating role of mindfulness in the relationship between the cognitive flexibility and irrational performance beliefs of university student-athletes. *Current Psychology*, 39(4), 1208-1214. doi: 10.1007/s12144-020-00891-1
- Toland, M. D. (2014). Practical guide to conducting an item response theory analysis. *Journal of Early Adolescence*, 34(1), 120-151. doi: 10.1177/0272431613511332
- Turner, M. J. (2016). Rational emotive behavior therapy (REBT), irrational and rational beliefs, and the mental health of athletes. *Frontiers in Psychology*, 7, 1423. doi: 10.3389/fpsyg.2016.01423
- Víslá, A., Flückiger, C., Grosse Holtforth, M. y David, D. (2016). Irrational beliefs and psychological distress: a meta-analysis. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 85(1), 8-15. doi: 10.1159/000441231
- Ware, J. y Sherbourne, C. (1992). The MOS 36-item Short-Form Health Survey (SF-36). I. Conceptual framework and item selection. *Medical Care*, 30(6), 473-483.
- Wood, A. G., Barker, J. B., Turner, M. J. y Sheffield, D. (2018). Examining the effects of rational emotive behavior therapy on performance outcomes in elite paralympic athletes. *Scandinavian Journal of Medicine and Science in Sports*, 28, 329-339. doi: 10.1111/sms.12926

RECIBIDO: 12 de agosto de 2021

ACEPTADO: 28 de octubre de 2021