



Clínica y Salud

ISSN: 1130-5274

ISSN: 2174-0550

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid

Ramos, Juan M.; Rodríguez, Alberto; Sánchez, Aintzane; Mena, Ana  
Fusión Cognitiva en Trastornos de Personalidad: una  
Contribución a la Investigación sobre Mecanismos de Cambio  
Clínica y Salud, vol. 29, núm. 2, 2018, pp. 49-57  
Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid

DOI: <https://doi.org/10.5093/clysa2018a8>

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180655873001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEH  
redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc  
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso  
abierto

## Fusión Cognitiva en Trastornos de Personalidad: una Contribución a la Investigación sobre Mecanismos de Cambio

Juan M. Ramos, Alberto Rodríguez, Aintzane Sánchez y Ana Mena

Unidad de Trastornos de la Personalidad del Hospital Dr. R. Lafora, Madrid, España

### INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

#### Historia del artículo:

Recibido el 19 de enero de 2018  
Aceptado el 7 de febrero de 2018  
Online el 16 de mayo de 2018

#### Palabras clave:

Fusión cognitiva  
Trastorno de personalidad  
Cambio terapéutico

### R E S U M E N

Diversos abordajes terapéuticos para personas con trastorno de personalidad (TP) postulan diferentes mecanismos de cambio. Investigamos si el constructo *fusión cognitiva* (FC) es relevante en el cambio terapéutico detectado en un grupo de personas diagnosticadas de TP grave ( $N = 110$ ) tras 6 meses de intervención hospitalaria. Su nivel de FC es superior al de otras muestras publicadas ( $M = 38.5$ ,  $DT = 8.98$ ) y se asocia a mayor patología. Está relacionado con otros constructos como *pensamientos automáticos* ( $r = .529$ ;  $p < .01$ ) y actitudes disfuncionales ( $r = .368$ ,  $p < .01$ ). La FC se reduce tras el tratamiento ( $t = 4.897$ ,  $p = .000$ ,  $d = 0.65$ ), pero no se confirma el supuesto del efecto obstaculizador de la FC sobre el cambio sintomático en la depresión, la perturbación global o la gravedad del TP. Se discuten los hallazgos en el contexto del solapamiento de variables como posible explicación de la constatación de que diferentes terapias produzcan beneficios similares y como acicate para seguir construyendo una práctica terapéutica basada en la evidencia.

### Cognitive fusion in personality disorders: A contribution to research on mechanisms of change

### A B S T R A C T

Different therapeutic approaches for people with personality disorder (PD) hypothesize different mechanisms of change. We studied whether the *cognitive fusion* (FC) construct is relevant in the therapeutic change identified in a group of people diagnosed with severe PD ( $N = 110$ ) after 6 months of intervention. The FC level is higher than that of other published samples ( $M = 38.5$ ,  $SD = 8.98$ ) and is associated with a more serious pathology. FC is related to other constructs such as *automatic thoughts* ( $r = .529$ ,  $p < .01$ ) and *dysfunctional attitudes* ( $r = .368$ ,  $p < .01$ ). The FC level is reduced after treatment ( $t = 4.897$ ,  $p = .000$ ,  $d = 0.65$ ), but the hypothesized hindering effect of FC on the symptomatic change in depression, global disturbance, or severity of TP is not supported. The findings are discussed in the context of the overlapping of variables as a possible explanation for the observation that different therapies produce similar benefits and as an incentive to continue building an evidence-based therapeutic practice.

La búsqueda de los componentes que contribuyen a la eficacia en las intervenciones psicoterapéuticas tiene ya un recorrido amplio, como nos recuerda recientemente el trabajo de González-Blanch y Carral-Fernández (2017). A pesar del esfuerzo realizado, los resultados obtenidos hasta el presente no dejan de ser claramente insatisfactorios, puesto que las cifras de prevalencia de los llamados trastornos mentales siguen creciendo (Steel et al., 2014), los costes económicos relacionados se duplicaron en la Unión Europea a comienzos del nuevo siglo (Sobocki, Jönsson, Angst y Rehnberg, 2006) y siguen aumentando (Gustavsson et al., 2011), a la par que se acumula nuestro (des) conocimiento para hacerlos frente (Tortella-Feliu et al., 2016).

El campo de los trastornos de personalidad es un caso particular de desconocimiento. Pese a que los abordajes se sofistican y demuestran resultados que mejoran la no-intervención (Burgal Juanmartí y Pérez Lizeretti, 2017), los problemas siguen aún abiertos y discutidos, desde la conceptualización y el diagnóstico hasta la etiología, la comorbilidad, el curso evolutivo y, cómo no, la intervención recomendada (Bateman, Gunderson y Mulder, 2015; Biskin y Paris, 2012a, 2012b; Perris, 1999; Tyrer, Reed y Crawford, 2015).

El debate sobre la eficacia de las psicoterapias sigue de actualidad (González-Blanch y Carral-Fernández, 2017), así como la indagación consecuente de los procesos de cambio (Mulder, Murray y Rucklidge,

Para citar este artículo: Ramos, J. M., Rodríguez, A., Sánchez, A. y Mena, A. (2018). Fusión cognitiva en trastornos de personalidad: una contribución a la investigación sobre mecanismos de cambio. *Clínica y Salud*, 29, 49-57. <https://doi.org/10.5093/clysa2018a8>

Correspondencia: [jmramos@cop.es](mailto:jmramos@cop.es) (J. M. Ramos).

2017; Wampold, 2015). Rosen y Davidson (2003) aconsejaban centrarse más en los mecanismos de acción con apoyo empírico que en la comparación de terapias de modo general y Clarkin y Levy (2006) llegaron a considerar que centrar la atención en los mecanismos de cambio podría convertirse en la próxima piedra angular del desarrollo de la investigación en psicoterapia. En esta lógica, diferentes abordajes bien establecidos para el tratamiento de las personas diagnosticadas de TP postulan diversos mecanismos de cambio, tales como el sistema de apego (Fonagy y Bateman, 2006), la función reflexiva (Levy et al., 2006), la desregulación emocional (Lynch, Chapman, Rosenthal, Kuo y Lineham, 2006), las creencias disfuncionales (Davidson et al. 2006), los esquemas tempranos (Kellogg y Young, 2006), la cognición social (Jennings, Hulbert, Jackson y Chanen, 2012) o la evitación experiencial (Iverson, Follette, Pistorello y Fruzzetti, 2012). El relativo desconocimiento de los mecanismos de cambio realmente efectivos que subyacen a las terapias que han demostrado ser exitosas en el tratamiento de personas con TP pone sobre la mesa el reto de seguir investigando, con el objetivo de ir perfilando un abordaje integrado en el que se combinen estrategias y técnicas que hayan demostrado con apoyo empírico que realmente funcionan (Dimaggio y Livesley, 2012).

Desde la perspectiva de la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT), el mecanismo crucial que subyace al sufrimiento humano y a la perturbación psicológica es la inflexibilidad cognitiva (Hayes, Strosahl y Wilson, 2011), entendida como la inhabilidad para modular la conducta en respuesta a contingencias directas; en otras palabras, “el modo como lenguaje y cognición interactúan con las contingencias directas dificultando el mantenimiento o el cambio de la conducta al servicio de fines deseados a largo plazo y personalmente valiosos” (Hayes, Luoma, Bond, Masuda y Lillis, 2006). La inflexibilidad cognitiva ha sido relacionada empíricamente con diversos trastornos (Ruiz, 2010), lo que permite una visión transdiagnóstica de su influencia. También ha sido descrita como resultado de varios subprocesos interrelacionados (Hayes et al., 2007), que pueden ser condensados en tres: fusión cognitiva, evitación experiencial y falta de claridad de valores (Ruiz y Odriozola-González, 2016).

La fusión cognitiva (FC) se define como la tendencia a creer el contenido literal del pensamiento y del sentimiento, la excesiva o impropia regulación de la conducta por procesos verbales (reglas), más que por las contingencias del entorno (Hayes et al., 2011). Esta excesiva identificación con el contenido literal de los pensamientos no permite la experiencia de “ser-en-el-presente”, sino que construye un mundo personal de experiencias del pasado o proyecciones de futuro dominado por el lenguaje. El rechazo a mantener contacto con experiencias privadas (pensamientos, sentimientos, recuerdos) es la base del llamado trastorno de evitación experiencial. Se asume que la fusión cognitiva interactúa con la evitación experiencial para producir inflexibilidad cognitiva.

Lucena-Santos, Carvalho, Pinto-Gouveia, Gillanders y Silva-Oliveira (2017) acaban de recoger estudios empíricos que muestran que la fusión cognitiva está asociada a la ansiedad (Herzberg et al., 2012), a la depresión (Dinis, Carvalho, Pinto-Gouveia y Estanqueiro, 2015; Gillanders et al., 2014), al estrés laboral, *burnout* y pobre calidad de vida (Gillanders et al., 2014) y a problemas de la conducta alimentaria (Trindade y Ferreira, 2014). Romero-Moreno, Márquez-González, Losada, Gillanders y Fernández-Fernández (2014) encuentran que la fusión cognitiva se relaciona con la rumiación y evitación experiencial en un grupo de cuidadores de familiares con demencia, así como con una mayor intensidad de síntomas de ansiedad y culpa. Bardeen y Fergus (2016), por su parte, con una muestra de población general de 955 personas reclutadas vía internet, hallan que un elevado nivel de fusión cognitiva en personas con alto grado de evitación experiencial está asociado con una perturbación mayor en ansiedad, depresión, estrés y estrés postraumático. Hapenny y Fergus (2017) hallan una asociación entre estos mismos procesos y la inadecuación social percibida dolorosamente. En pacientes con esquizofrenia, Gaudiano y Herbert (2006) prueban que el nivel de fusión cognitiva de la persona modula el impacto de los pensamientos disfuncionales en los trastornos emocionales y en la calidad de vida.

También en el área de los trastornos de personalidad contamos con investigaciones desde esta perspectiva. Clarke, Kingston, James, Bolanderston y Remington (2014), por ejemplo, mostraron las ventajas de una intervención con ACT frente a otra con terapia cognitivo conductual tradicional (CBT) para pacientes “resistentes al tratamiento” (pacientes con problemas clínicos crónicos y trastornos de personalidad asociados). El diagnóstico de un trastorno de personalidad asociado a cualquier otro diagnóstico hace que éste sea más resistente al tratamiento (Gunderson et al., 2014; Tyrer, 2015). Gratz, Tull y Gunderson (2008) observaron que la evitación experiencial predecía la gravedad de los síntomas de TLP, incluso controlando otros rasgos asentados asociados con el TLP, como la impulsividad o la intensidad afectiva.

El objetivo de la ACT es propiciar un cambio por medio de la aceptación que produzca mayor flexibilidad psicológica. A diferencia del abordaje tradicional cognitivo, en el que el contenido y la frecuencia de los pensamientos disfuncionales son el foco de la intervención (mediante la reestructuración, por ejemplo), este abordaje contextual de tercera generación (Hayes, 2004) pretende evidenciar la relación desadaptativa que la persona mantiene con sus propios pensamientos. Trata de lograr una “defusión” mediante intervenciones que escindan pensamientos de acciones, de manera que el individuo consiga establecer una distancia psicológica entre él y sus pensamientos, creencias, recuerdos y narrativas (Gillanders et al., 2014).

Morfología y contenido de los pensamientos, por un lado, y función de los mismos, por otro, son así postulados como constructos diferentes, aunque relacionados. Cristea, Montgomery, Szamoskozi y David (2013) estudian la imbricación entre las creencias irracionales (constructo clave de la terapia racional emotiva), las actitudes disfuncionales (concepto clave de la terapia cognitiva) y la inflexibilidad cognitiva y evitación experiencial (elementos clave de la ACT), concluyendo que no debe desestimarse la relación entre los constructos, que ha de generar propuestas de nuevos modelos de terapia cognitivo-conductual. Ruiz y Odriozola-González (2016) muestran el papel mediador y moderador de la fusión cognitiva en el efecto que ejercen las actitudes disfuncionales en los pensamientos automáticos que se producen poco antes de la sintomatología depresiva.

Cuando el objetivo central de la terapia cognitiva tradicional, que es el cambio de pensamientos disfuncionales, no se logra en algunos pacientes, por ejemplo, ante situaciones adversas inmodificables, como el diagnóstico de un familiar o difícilmente modificables, como determinadas convicciones personales (Losada et al., 2015), la propuesta de aceptación de lo adverso (objetivo de la ACT) permite descentrarse de la búsqueda improductiva del cese del malestar para concentrar los recursos propios en la consecución de valores personales. El potencial terapéutico de este enfoque y la capacidad descriptiva de este constructo estimula su investigación en un área de la patología tradicionalmente “resistente” a los abordajes convencionales, como los trastornos de personalidad, en el intento de avanzar en la identificación de mecanismos que promuevan un cambio terapéutico más eficiente.

El objetivo de la presente investigación es dilucidar el mecanismo de fusión cognitiva en un grupo de personas con TP grave (“resistentes al tratamiento”), planteando las siguientes hipótesis: (1) el nivel de fusión cognitiva en pacientes con TP grave es superior al de otros grupos diagnósticos, (2) la fusión cognitiva está relacionada con pensamientos automáticos y esquemas disfuncionales, (3) está asociada a una mayor perturbación clínica, (4) dificulta el cambio clínico tras seis meses de intervención y (5) mejora tras la intervención.

## Método

### Participantes

Participaron en el estudio pacientes ingresados sucesivamente entre el mes de mayo de 2014 y noviembre de 2017 en la unidad de trastornos de personalidad (UTP) del Hospital Dr. R. Lafora (Madrid), tras

un proceso de cribado diagnóstico y motivacional efectuado por un profesional procedente de un centro de salud mental (CSM) de la Comunidad de Madrid, por un comité de expertos de la Oficina Regional de Coordinación de Salud Mental (ORCSM) y por los profesionales de la propia UTP. A todos les caracteriza una historia de intentos autolíticos graves, polimedicación, utilización frecuente de recursos de salud mental (urgencias, ingresos hospitalarios breves, consultas ambulatorias), relaciones familiares difíciles, inactividad laboral, dependencia de subsidios y ayudas sociales, además de un bloqueo sostenido en el progreso terapéutico ambulatorio (resistencia al tratamiento). Estas características los adscriben a un estado patológico mental grave (Slade, Powell, Rosen y Strathdee, 2000). En la **Tabla 1** se presentan características demográficas y clínicas de la muestra.

Tras la firma de un contrato terapéutico, participan voluntariamente en un programa de intervención de 6 meses de duración inspirado en la metodología de comunidad terapéutica (Comas, 2010; Haigh y den Hartog, 2012), que integra intervenciones individuales (medicación, psicoterapia, asesoramiento), actividades grupales sucesivas de amplio espectro (psicoeducativas, asamblearias, propulsoras de aceptación, integración, mentalización, autodirección y capacitación para el afrontamiento) y sesiones familiares, en una labor interprofesional (facultativos, enfermería, terapia ocupacional y trabajo social) a partir de un plan terapéutico individual diseñado en equipo, desarrollado mediante una evaluación continuada e inserto en la red de recursos de salud mental de la Comunidad de Madrid. No se detalla aquí más el programa de intervención por no ser objetivo de la investigación. Forma parte del programa la evaluación psicométrica mediante una batería de cuestionarios de autoinforme que el paciente libremente consiente, cediendo los datos, de la que seleccionamos los instrumentos utilizados en esta investigación, aprobada por la comisión de investigación del H. Dr. R. Lafora. Se excluye de los análisis a aquellos participantes que no cumplimentaron completa y debidamente todos los instrumentos utilizados, por lo que, de la muestra de 128 ingresados, incluimos en el estudio 110.

## Instrumentos

**Cuestionario de Fusión Cognitiva** (*Cognitive Fusion Questionnaire* - CFQ; Gillanders et al., 2014), versión española de Romero-Moreno et al. (2014). Escala de 7 afirmaciones puntuadas de 1 (*nunca*) a 7 (*siempre*) en una escala de tipo Likert. Las puntuaciones más altas reflejan mayor fusión cognitiva. Posee una estructura unifactorial, adecuada fiabilidad ( $\alpha$  de Cronbach entre .87 y .93 según diferentes muestras), estabilidad temporal y validez convergente, divergente y discriminante, así como sensibilidad al cambio tras el tratamiento.

**Escala de Actitudes Disfuncionales** (*Dysfunctional Attitude Scales* - DAS; Weissman y Beck, 1978), versión de D. Burns adaptada al castellano por Bas y Andrés (1999). Es una medida de esquemas cognitivos que consta de 35 frases puntuadas entre -2 (*muy de acuerdo*) y +2 (*muy en desacuerdo*). La suma total abarca de -70 a +70; en nuestros análisis cambiamos el signo para que una mayor puntuación indique mayor disfuncionalidad. La versión original presenta adecuada consistencia interna ( $\alpha = .89-.92$ ) y fiabilidad test-retest (.84) (Oliver y Baumgart, 1985; Sanz y Vázquez, 1994; Weissman, 1979; Weissman y Beck, 1978).

**Cuestionario de Pensamientos Automáticos** (*Automatic Thoughts Questionnaire* - ATQ; Hollon y Kendall, 1980), versión española de Cano-García y Rodríguez-Franco (2002). Es una lista de 30 ítems puntuados de 1 (*nunca*) a 5 (*siempre*), indicando mayor frecuencia de pensamientos negativos a mayor puntuación (entre 30 y 150). La consistencia interna ( $\alpha$ ) original es de .96.

**Cuestionario de 90 Síntomas** (*90 Symptoms Checklist-Revised* - SCL90-R; Derogatis, 1992), versión en español de González de Rivera (2002). Se puntúa de 0 a 4 hasta qué punto uno se siente molesto con

cada síntoma. Tiene 10 escalas y 3 índices globales de malestar, entre los que se encuentra el GSI (*Global Severity Index*), que utilizaremos como medida de gravedad sintomatológica general en su puntuación centil. Tiene una fiabilidad aceptable, con coeficientes de consistencia interna elevados ( $\alpha > .81$ ) y test-retest superiores a .78.

**Inventario de Depresión de Beck** (*Beck Depression Inventory* - BDI; Beck, Rush, Shaw y Emery, 1979), versión española de Sanz y Vázquez (1998). Con 21 ítems, evalúa sintomatología depresiva mediante la elección de una alternativa entre cuatro. Tiene una consistencia interna de .90, una validez convergente con otras medidas de depresión superior a .50 y una adecuada validez discriminante. En nuestra muestra obtenemos una consistencia de  $\alpha = .94$ .

**Inventario Clínico Multiaxial de Millon-II** (*Millon Clinical Multiaxial Inventory-II* - MCMI-II; Millon, 1999). Consta de 175 ítems (respuesta dicotómica) y aporta un perfil de 13 escalas de personalidad más 9 escalas de síndromes clínicos. Su consistencia interna es satisfactoria (coeficientes KR entre .81- y .95). Mediante la suma de puntuaciones de todas las escalas que superan la tasa base de 75 para cada participante definimos un índice de gravedad de TP (GTP).

**Tabla 1.** Características demográficas y clínicas de la muestra ( $N = 110$ )

		N	%
Sexo	Mujer	85	77.3
	Varón	25	22.7
Diagnóstico TP	Límite	59	53.6
	No especificado	30	27.3
	Mixto	18	16.4
	Histriónico	2	1.8
	Dependiente	1	0.9
Rango		M	DT
Edad	18-56	36.39	8.65
Depresión (BDI)	3-52	30.23	12.72
Perturbación general (GSI)	(0.41-3.83)	2.49	0.76
Gravedad de TP (MCMI-II)	0-952	577.40	180.82
Actitudes disfuncionales (DAS)	(-43)-62	17.36	23.63
Pensamientos automáticos (ATQ)	9-120	87.26	24.83
Fusión cognitiva (CFQ)	10-50	38.50	8.98

*Nota.* ATQ = Cuestionario de Pensamientos Automáticos; BDI = Inventario de Depresión de Beck; CFQ = Cuestionario de Fusión Cognitiva; DAS = Escala de Actitudes Disfuncionales; GSI = índice global de gravedad del SCL90-R; MCMI-II = Inventario Clínico Multiaxial de Millon-II.

## Procedimiento y Análisis Estadístico

Se efectúan análisis correlacionales (Pearson) entre las variables en estudio, así como correlaciones parciales del CFQ con DAS controlando el efecto de ATQ y con ATQ controlando el efecto del DAS. Mediante respectivos ANOVA y *t* de Student se examinan las diferencias en CFQ según las variables demográficas y clínicas. Para algunos análisis, dicotomizamos la puntuación en CFQ en función de su media para obtener la variable "nivel de fusión cognitiva" con dos condiciones: alta fusión ( $\geq 38.5$ ) y baja fusión ( $< 38.5$ ) y se examinan las diferencias de medias tanto en las medidas pretratamiento como en las medidas del cambio post-pretratamiento en depresión (BDI), en perturbación general (GSI) y en gravedad de TP (GTP). El cambio en las variables lo obtenemos restando la medida post de la medida pre, para obtener signo positivo si hay incremento y negativo en caso de decremento en el valor de la variable tras el tratamiento. Se contrasta el cambio en CFQ mediante la prueba *t* de Student para muestras relacionadas. Se compara con ANOVA la magnitud del cambio de CFQ relativo al cambio en ATQ y en DAS transformando las puntuaciones directas en puntuaciones tipificadas (*z*). Finalmente, realizamos un análisis de regresión múltiple sobre el cambio en las variables criterio (BDI, GSI y GTP) tomando como variables predictoras el cambio

en CFQ, ATQ y DAS. Empleamos el paquete estadístico IBM SPSS Statistics v. 22 (IBM Corp., 2013).

## Resultados

No se hallan diferencias significativas ( $p < .05$ ) en ninguna de las variables consideradas (demográficas y clínicas; ver [Tabla 1](#)) entre los 110 pacientes incluidos en el estudio y los 18 excluidos por no cumplimentar válidamente los cuestionarios.

El nivel medio de fusión cognitiva (FC) obtenido en nuestra muestra de pacientes con TP grave ( $M = 38.5$ ,  $DT = 8.98$ ) es superior al obtenido con diferentes poblaciones en otros estudios publicados ([Tabla 2](#)). La FC no presenta relación con la edad ( $p = .281$ ) y no diferencia entre varones y mujeres, ( $F_{(2, 107)} = 0.099$ ,  $p = .753$ ), ni entre diagnósticos, ( $F_{(5, 104)} = 0.888$ ,  $p = .415$ ), pero sí influye en las variables clínicas ([Tabla 3](#)).

El análisis correlacional muestra una relativa interdependencia entre FC, pensamientos automáticos y actitudes disfuncionales. Los pensamientos automáticos se siguen asociando a la FC cuando se controla el efecto de las actitudes disfuncionales (correlación parcial entre CFQ y ATQ controlando DAS = .446,  $p < .005$ ), pero las actitudes disfuncionales no correlacionan con FC cuando se controla el efecto de los pensamientos automáticos (correlación parcial entre DAS y CFQ controlando ATQ = .182,  $p > .05$ ).

No hay diferencias en edad ( $t = 1.298$ ,  $p = .197$ ) ni sexo ( $\chi^2 = 0.002$ ,  $p = .967$ ) según el nivel de fusión cognitiva. Sí se observan diferencias significativas en las variables clínicas, aunque no en el cambio detectado en ellas tras el tratamiento ([Tabla 4](#)).

Completan el programa el 70% de los pacientes que compusieron la muestra inicial ( $n = 77$ ). El CFQ no está relacionado con la adherencia ( $t = -0.242$ ,  $p = .809$ ). Se observa un cambio en fusión cognitiva tras la intervención:  $M_{pre} = 38.8$ ,  $DT_{pre} = 9.4$ ;  $M_{post} = 31.9$ ,  $DT_{post} = 11.9$ ;  $M_{pre-post} = 6.9$ ,  $DT_{pre-post} = 10.3$ ;  $t = 4.897$ ,  $p = .000$ ,  $d = 0.65$  ([Figura 1](#)). El cambio en CFQ es de diferente magnitud según el nivel previo de CFQ ( $t = -2.089$ ,  $p = .042$ ): los que tienen un mayor nivel pretratamiento obtienen una mayor reducción postratamiento.

El ANOVA no encuentra diferencias significativas, ( $F_{(3,150)} = 0.043$ ,  $p = .958$ ), entre el cambio en CFQ, en ATQ y en DAS, con puntuaciones tipificadas ( $z$ ). En la [Tabla 5](#) se presenta el resultado de los análisis de regresión de las tres variables predictoras (cambio en CFQ, en ATQ y en DAS) sobre las variables dependientes (cambio en depresión, en perturbación general y en gravedad de TP). El cambio en CFQ no muestra efectos específicos sobre el cambio sintomatológico.

## Discusión

Pretendíamos conocer el papel del constructo fusión cognitiva (FC) en un grupo representativo de personas con patología grave, “resistentes al tratamiento” y diagnosticadas de TP, con la pretensión de identificar diversos aspectos de este mecanismo potencial de cambio terapéutico.

En primer lugar, los datos obtenidos corroboran la conocida asociación entre FC y gravedad clínica: si, por una parte, hemos encontrado en los pacientes con TP grave un nivel de FC más elevado que el de muestras de población general y que el de otras muestras clínicas ([Gillanders et al., 2014](#); [Pinto-Gouveia, Dinis, Gregório, Pinto](#)

**Tabla 2.** Media y desviación típica del CFQ obtenidos en diversos artículos con diferentes muestras clínicas y generales

Ámbito	Muestra	N	M (DT)
Reino Unido ( <a href="#">Gillanders et al., 2014</a> )	Estudiantes y adultos sanos	1,040	22.28 (8.30)
	Adultos con estrés laboral	242	25.84 (8.52)
	Pacientes de salud mental	215	34.31 (8.06)
	Pacientes con esclerosis múltiple	133	21.22 (10.36)
	Cuidadores de personas con demencia	219	23.48 (8.24)
España ( <a href="#">Romero-Moreno et al., 2014</a> )	Cuidadores deprimidos	125	26.83 (9.57)
	Cuidadores no deprimidos	54	21.70 (8.68)
Colombia ( <a href="#">Ruiz et al., 2017</a> )	Estudiantes	762	20.87 (8.70)
	Población general	724	23.80 (10.36)
	Población clínica	277	31.53 (10.86)
Portugal ( <a href="#">Pinto-Gouveia et al., 2017</a> )	Población general	800	21.24 (8.22)
Portugal ( <a href="#">Costa, Marôco y Pinto-Gouveia, 2017</a> )	Población general	67	22.89 (22.28)
	Enfermedad osteoarticular	73	25.00 (8.35)
	Diabetes mellitus	47	23.49 (8.12)
	Depresión	47	31.48 (34.41)
	Obesidad	60	26.73 (8.74)
España UTP (muestra de estudio)	Personas con TP grave	110	38.50 (8.98)

**Tabla 3.** Correlaciones entre las variables clínicas

	Medidas pre-tratamiento					Medidas post-tratamiento				
	ATQ	DAS	BDI	GSI	GTP	ATQ	DAS	BDI	GSI	GTP
CFQ	0.529**	0.368**	0.462**	0.588**	0.281**	0.817**	0.781**	0.698**	0.837**	0.524**
ATQ		0.431**	0.665**	0.705**	0.325**		0.817**	0.821**	0.803**	0.564**
DAS			0.313**	0.345**	0.258*			0.753**	0.833**	0.645**
BDI				0.582**	0.316**				0.832**	0.553**
GSI					0.304**					0.691**

*Nota.* ATQ = Cuestionario de Pensamientos Automáticos; BDI = Inventario de Depresión de Beck; CFQ = Cuestionario de Fusión Cognitiva; DAS = Escala de Actitudes Disfuncionales; GSI = índice global de gravedad del SCL90-R; GTP = gravedad del trastorno de personalidad.

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ .

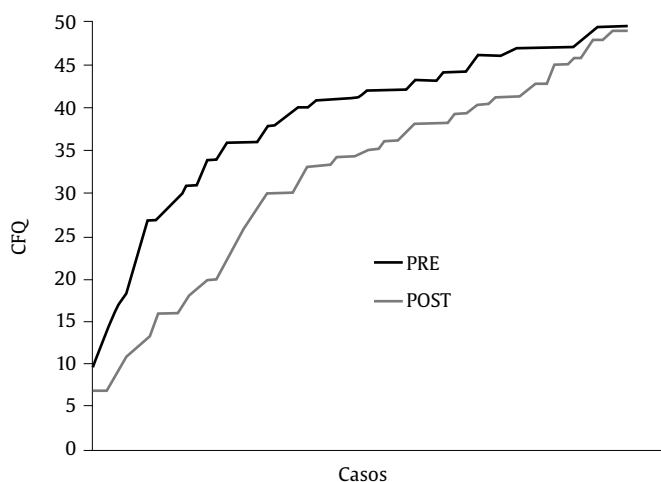


**Tabla 4.** Comparación de medias (*t*-Student) y magnitud del efecto (*d*-Cohen) en depresión, perturbación general y gravedad de TP según el nivel de fusión cognitiva (alta /baja), así como en el cambio (post-pre) en depresión, perturbación general y gravedad de TP

	Nivel FC	N	M	DT	<i>t</i>	<i>p</i>	IC (95%)	<i>d</i>
BDI	Baja FC	48	25.21	12.82	-3.868	<b>.000</b>	(-13.46) – (-4.34)	-0.75
	Alta FC	62	34.11	11.27				
GSI	Baja FC	48	2.15	0.85	-4.293	<b>.000</b>	(-0.89) – (-0.32)	-0.89
	Alta FC	61	2.76	0.53				
GTP	Baja FC	42	529.74	193.35	-2.364	<b>.020</b>	(-159.95) – (-13.86)	-0.50
	Alta FC	51	616.65	161.31				
Cambio BDI	Baja FC	18	-6.33	12.57	1.633	.109	(-1.46) – 13.9	0.50
	Alta FC	30	-12.60	13.04				
Cambio GSI	Baja FC	17	-22.23	32.65	0.618	.540	(-13.5) – 25.5	0.19
	Alta FC	30	-28.23	31.59				
Cambio GTP	Baja FC	13	-151.61	224.55	-0.218	.828	(-211.5) – 170.4	-0.08
	Alta FC	24	-131.08	295.38				

Nota. BDI = Inventario de Depresión de Beck; GSI = índice global de gravedad del SCL90-R; GTP = gravedad del trastorno de personalidad; FC = fusión cognitiva.

y Duarte, 2017; Romero-Moreno et al., 2014; Ruiz, Suárez-Falcón, Riaño-Hernández y Gillanders, 2017), por otra parte se ha evidenciado una importante correlación positiva entre FC y gravedad sintomatológica en los pacientes con TP. El nivel relativo alto/bajo de FC discriminaba en ellos significativamente la intensidad de los indicadores clínicos seleccionados (perturbación general, depresión y gravedad de TP), extendiendo al ámbito de los TP los hallazgos con otros grupos clínicos (Lucena-Santos et al., 2017) y apoyando la relevancia transdiagnóstica de la FC (Gillanders et al., 2014).



**Figura 1.** Distribución ordenada por casos de menor a mayor puntuación en la variable fusión cognitiva (CFQ) antes y después de la intervención [intervalo de confianza (95%) para la diferencia = -4.1 y -9.7; magnitud del efecto *d* (Cohen) = 0.65].

En segundo lugar, no se ha podido confirmar la hipótesis inicial que planteaba un efecto entorpecedor de la FC con respecto al cambio

terapéutico. Un nivel elevado de fusión cognitiva no aparece asociado a un peor resultado terapéutico tras la intervención. Es posible que la asociación de FC con patología no permita deducir su implicación en el alivio sintomático, sino que éste pueda darse por otros procesos de cambio, sin la intervención del constructo estudiado, o también por el simple fenómeno de regresión a la media. La FC podría ejercer su efecto de una manera más indirecta, como se detallará más adelante.

En tercer lugar, es destacable que tras la intervención se haya detectado una disminución de unos 7 puntos en la escala CFQ, lo que supone un cambio de magnitud moderada (*d* = 0.65) en FC, aun cuando la intervención no haya buscado explícitamente el objetivo de la defusión cognitiva. Los datos ofrecidos en uno de los estudios (el quinto) incluidos en el artículo de Gillanders et al. (2014) acerca de la sensibilidad del CFQ para detectar cambios tras una intervención van en la misma línea: un grupo de personas con estrés laboral (*n* = 27) consiguió rebajar su FC 4.19 puntos (*d* = 0.58); que el cambio no fuera mayor, a pesar de que la intervención había sido diseñada desde la perspectiva ACT, tal vez pueda explicarse porque el nivel de partida era notablemente más bajo ( $M_{pre} = 30.86$ ,  $DT_{pre} = 7.77$ ;  $M_{post} = 26.67$ ,  $DT_{post} = 7.02$ ) que el de nuestra muestra. En este nivel de partida, Ruiz et al. (2017) comunican una magnitud de cambio mucho mayor (*d* = 1.89) en su muestra de 11 personas que participaron de una intervención ACT ( $M_{pre} = 30.27$ ,  $DT_{pre} = 7.56$ ;  $M_{post} = 19.36$ ,  $DT_{post} = 7.63$ ). Ni las muestras ni las intervenciones son comparables. La media postratamiento en FC obtenida en nuestro estudio sigue siendo aún tan elevada como las de las muestras clínicas de otras investigaciones (ver la Tabla 2); que no se haya conseguido una rebaja que nivele la puntuación con la de la población general sana puede ser un indicador de vulnerabilidad para recaídas o cronificación, a pesar de que la sintomatología se corrija. Sólo una evaluación a más largo plazo permitiría saber si la FC sigue reduciéndose, estabilizándose o recuperando su nivel de partida; este seguimiento longitudinal de la variable sería esclarecedor para entender si los cambios operados son sólo cosméticos y pasajeros o si, por el contrario, entrañan una profundidad que altera los procesos personales con los que los individuos se adaptan mejor

**Tabla 5.** Contribución relativa de las tres variables cognitivas al cambio clínico: análisis de regresión múltiple de las variables predictoras (cambio en CFQ, en ATQ y en DAS) sobre las variables criterio (Cambio en BDI, en GSI y en GTP)

VD	Predictores	<i>R</i> <sup>2</sup>	<i>B</i>	Error típico	$\beta$	<i>t</i>	<i>p</i>
Cambio en depresión (BDI)	Cambio en ATQ	.373	0.250	0.050	.610	5.054	.000
Cambio en perturbación global (GSI)	Cambio en ATQ	.570	0.753	0.098	.762	7.709	.000
Cambio en gravedad de TP (GTP)	Cambio en DAS	.440	5.974	1.172	.664	5.097	.000

Nota. ATQ = Cuestionario de Pensamientos Automáticos; BDI = Inventario de Depresión de Beck; CFQ = Cuestionario de Fusión Cognitiva; DAS = Escala de Actitudes Disfuncionales; GSI = índice global de gravedad del SCL90-R; GTP = gravedad del trastorno de personalidad.

o peor a su entorno.

En cuarto lugar, advertimos que las tres variables de procesos cognitivos seleccionados (pensamientos automáticos, esquemas disfuncionales y FC) exhiben una asociación entre sí similar a la que publican otros estudios (CFQ relacionado con ATQ en Gillanders et al., 2014; con DAS en Ruiz y Odriozola-González, 2016; DAS con ATQ en Ruiz et al., 2015). De acuerdo con la teoría de partida (Hayes, 2004; Hayes et al., 2006; Hayes et al., 2011), la inflexibilidad cognitiva es un constructo que alude a la función de los pensamientos, no a su contenido o forma, que es lo denotado por los otros constructos cognitivos más tradicionales (Beck et al., 1979). En efecto, a diferencia de los pensamientos negativos asociados a sintomatología depresiva, y a su rigidez hecha esquema depresógeno, la inflexibilidad cognitiva describe un proceso más general: el predominio de pensamientos y emociones en los que se funde el individuo (fusión) sobre las cambiantes contingencias de su entorno y sobre sus valores más auténticos (Bond et al., 2011). El patrón de correlaciones que hemos encontrado entre el CFQ, el ATQ y el DAS muestra una interdependencia relativa entre los tres constructos y una centralidad de los pensamientos automáticos negativos, en un doble sentido: en primer lugar, esta variable correlaciona con las otras dos (la FC y las actitudes disfuncionales no correlacionan entre sí si se elimina el efecto que sobre ambas ejercen los pensamientos automáticos) y, en segundo lugar, se asocia en mayor medida con la sintomatología. Según el modelo cognitivo tradicional, los pensamientos automáticos negativos constituyen la causa más próxima de los síntomas depresivos (Kwon y Oei, 1994) y son evocados por los esquemas depresógenos formados a partir de experiencias vitales negativas y mantenidos en latencia hasta que determinados eventos negativos los activan (Beck et al., 1979). Ruiz y Odriozola-González (2016) comprobaron el papel mediador/moderador que parece jugar la FC: influye en el efecto de los esquemas disfuncionales sobre la frecuencia de los pensamientos automáticos negativos e incrementa directamente la frecuencia de los pensamientos automáticos negativos, afectando por ambas vías a los síntomas de depresión: a mayor nivel de inflexibilidad cognitiva observan un mayor efecto de los esquemas disfuncionales sobre la frecuencia de los pensamientos negativos. Consideran que si el individuo consigue defusionarse de su experiencia interna los esquemas depresógenos dejarían de ser dañinos, porque aunque activaran pensamientos negativos éstos no influirían tanto en la persona y no producirían evitación experiencial. En otro trabajo mostramos que los esquemas o actitudes disfuncionales no subyacen exclusivamente a la patología afectiva, lo que amplía su relevancia al intervenir también en las personas con TP (Ramos, Franquelo, Franesqui y López, 2017). El patrón de correlaciones parciales obtenido entre ATQ, DAS y CFQ en el presente trabajo sugiere que en los pensamientos automáticos aflora el producto de las actitudes disfuncionales, por un lado, y la fusión cognitiva, por otro.

La relevancia de este trabajo queda enmarcada en la recomendación de un grupo de investigadores y clínicos españoles de indagar en los procesos y mecanismos psicológicos implicados en diferentes manifestaciones psicopatológicas (Tortella-Feliu et al., 2016), pero tiene unas limitaciones que es preciso señalar para valorar más justamente el alcance de los resultados. Una de ellas es haber recogido únicamente datos basados en cuestionarios de autoinforme, aunque los instrumentos seleccionados cuenten con propiedades psicométricas adecuadas. Otra consiste en no haber contado con grupos de control, aunque se haya paliado en algún sentido al examinar los hallazgos comparables de estudios con otras muestras. También nos ha faltado contar con una evaluación a más largo plazo, que hubiera permitido verificar si los cambios en FC se prolongan más allá de la intervención y la flexibilidad cognitiva fuera integrada por la persona en congruencia con otros procesos resilientes; el hallazgo de correlaciones mayores entre los constructos al final del tratamiento que al inicio del mismo podría apuntar a esta dirección. Añadamos finalmente que el diseño pre-post, al producir información acerca de resultados y no de procesos (Froján, 2011), no captura

la forma del cambio, ni los moderadores ni mediadores del mismo, ni el tiempo óptimo de intervención (Laurenceau, Hayes y Feldman, 2007; Pachankis y Goldfried, 2007), aspectos dinámicos que permitirían un acceso más directo a los mecanismos subyacentes al cambio según éste vaya surgiendo (Ramos, Sendra, Sánchez y Mena, 2017).

Habíamos partido de la inquietud por identificar procesos de cambio que fomentaran la efectividad de las intervenciones con pacientes “resistentes” o “difíciles” y examinábamos la propuesta de la ACT con su constructo de FC. Ya se ha mencionado que la FC se integra con otros procesos como los esquemas disfuncionales y los pensamientos automáticos, mediando y modulando su efecto, pero también se integra con otros constructos metacognitivos como el “modelo de la función ejecutiva autorreguladora” (Wells, 2000), con el que presenta una potencia explicativa similar en los trastornos de ansiedad (Ruiz y Odriozola-González, 2017) o con el “pensamiento repetitivo negativo”, considerado un aspecto central en los trastornos emocionales, puesto que no es fácil en él distinguir entre la frecuencia y la fusión con un pensamiento, al autoimplicarse ambos aspectos (Ruiz, Riaño-Hernández, Suárez-Falcón y Luciano, 2016). Se ha evidenciado, además, su similitud con constructos tales como “descenramiento”, “mentalización” y “atención plena”, lo que sugiere que la manera de relacionarnos con los eventos mentales puede tener una importancia crítica (Gillanders et al., 2014). La aportación más específica de la FC consistiría en la promoción directa de acciones congruentes con los valores personales (Lucena-Santos et al., 2017).

Desde diversas perspectivas se observan diferentes mecanismos de cambio que se solapan entre sí y que diferentes terapias producen beneficios similares (González-Blanch y Carral-Fernández, 2017). Puede pensarse que procesos diferentes lleven directamente a resultados similares, pero también que la potenciación de un mecanismo particular conlleve la potenciación de otros (Wampold, 2015): ingredientes específicos de la terapia crean expectativas y generan acciones saludables y todo un proceso en red posibilita el cambio cuando el cambio terapéutico se da efectivamente. Objetivos diferentes para situaciones diferentes: este principio puede hacer que diferentes terapias sean complementarias (Losada et al., 2015) e integrables, en un esfuerzo conceptual y empírico por conseguir una *práctica basada en la evidencia* (Castonguay y Beutler, 2006; Norcross y Wampold, 2011). El contundente solapamiento de constructos ha de potenciar el esfuerzo teórico por generar aún nuevos modelos que den cuenta de sus demostradas interacciones (Cristea et al., 2013). Si es cierto que diferentes psicoterapias alivian los problemas de salud mental, también es patente que aún no sabemos bien cómo lo hacen, dada su complejidad (Mulder et al., 2017). Y en el campo de los TP, no se debe descuidar la indagación por la “agenda” (intencionalidad) del individuo en un contexto social determinado, pues es lo que parece que puede predecir mejor el comportamiento diferencial ante los problemas del vivir humano (Hogan y Foster, 2016).

## Extended Summary

The search for the components that contribute to the effectiveness of psychotherapeutic interventions has already come a long way and the debate about the efficacy of psychotherapies remains topical, as well as the study of processes of change. Different approaches to the treatment of people diagnosed with Personality Disorder (PD) hypothesize different mechanisms of change: attachment system (Fonagy & Bateman, 2006), reflexive function (Levy et al., 2006), emotional dysregulation (Lynch, Chapman, Rosenthal, Kuo, & Lineham, 2006), dysfunctional beliefs (Davidson et al., 2006), early schemes (Kellogg & Young, 2006), social cognition (Jennings, Hulbert, Jackson, & Channen, 2012), and experiential avoidance (Iverson, Follette, Pistorello, & Fruzzetti, 2012). The relative ignorance of the really effective mechanisms of change that underlie the therapies that have proven to be successful in the treatment of people with PD puts the challenge

of further research on the table, with the aim of developing an integrated approach which combine empirically-proven strategies and techniques that really work (Dimaggio & Livesley, 2012).

From the perspective of the Acceptance and Commitment Therapy (ACT), cognitive fusion (CF) is defined as the tendency to believe the literal content of thought and feeling, the excessive or improper regulation of behavior by verbal processes (rules) rather than by environmental contingencies (Hayes et al., 2011). Cognitive fusion is assumed to interact with experiential avoidance to produce cognitive inflexibility. Recent empirical studies show that cognitive fusion is associated with anxiety, depression, work stress, burnout, poor quality of life, and eating behavior problems.

The objective of this research is to elucidate the mechanism of CF in a group of people with severe PD ("treatment resistant"), posing the following hypotheses: (1) the level of cognitive fusion in patients with severe PD is higher than in other diagnostic groups; (2) CF is related to automatic thoughts and dysfunctional schemes; (3) CF is associated with higher clinical disturbance; (4) CF is detrimental to the clinical change after six months of intervention; and (5) CF is reduced after intervention.

## Method

Participants were inpatients with a diagnosis of PD voluntarily enrolled in a 6-month intervention program based on the principles of a therapeutic community in a hospital unit between 2014 and 2017 ( $N = 110$ ). The program consisted of individual interventions (medication, psychotherapy, counselling), successive broad-spectrum group activities (psychoeducational, psychotherapeutic, skill training, assemblies) and family sessions, in an integrated multi-professional work. Psychometric evaluation was part of the program, upon patient's consent, and from which we selected the instruments used in this research.

Patients completed the following self-report questionnaires at the beginning and the end of the intervention: Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ; Gillanders et al., 2015), Dysfunctional Attitude Scales (DAS; Weissman & Beck, 1978), Automatic Thoughts Questionnaire (ATQ; Hollon & Kendall, 1980), 90 Symptoms Checklist-Revised (SCL90-R; Derogatis, 1992), Beck Depression Inventory (BDI; Beck, Rush, Shaw, & Emery, 1979), and Millon Clinical Multiaxial Inventory-II (MCMI-II; Millon, 1999). Correlational, bivariate, and multivariate regression analyses were performed.

## Results

The age of participants ranged from 18 to 58 ( $M = 36.39$ ,  $SD = 8.65$ ); 77.3% ( $n = 85$ ) were females. The main diagnosis referred to the program was borderline PD (53.6%), followed by unspecified PD (27.3%) and mixed PD (16.4%). There were no differences in CFQ scores amongst PD diagnosis ( $p = .415$ ), between women and men ( $p = .753$ ), nor by age ( $p = .281$ ). The mean level of CF obtained in our sample of patients with severe PD ( $M = 38.5$ ,  $SD = 8.98$ ) was higher than that obtained with different populations in the literature. Correlational analyses showed a relative interdependence between CF, automatic thoughts, and dysfunctional attitudes. Automatic thoughts continued to be associated with CF when the effect of dysfunctional attitudes was controlled (partial correlation between CFQ and ATQ controlling DAS = .446,  $p < .005$ ), but dysfunctional attitudes did not correlate with CF when the effect of automatic thoughts was controlled (partial correlation between DAS and CFQ controlling ATQ = .182,  $p > .05$ ). Significant differences were observed according to the level of CF in the clinical variables, although not in the change detected in them after the treatment.

A change in CF after the intervention was observed ( $M_{pre} = 38.8$ ,  $DT_{pre} = 9.4$ ;  $M_{post} = 31.9$ ,  $DT_{pre} = 11.9$ ;  $M_{pre-post} = 6.9$ ,  $DT_{pre-post} = 10.3$ ;  $t = 4.897$ ,  $p = 0.000$ ,  $d = 0.65$ ). The change in CFQ was of different size

according to the previous level of CFQ ( $t = -2.089$ ,  $p = .042$ ): those with a higher pre-treatment level obtained a greater post-treatment reduction. The ANOVA found no significant differences,  $F_{(3, 150)} = .043$ ,  $p = .958$ , between the change in CFQ, in ATQ and in DAS, with typified scores ( $z$ ). Regression analyses of the three predictor variables (change in CFQ, ATQ, and DAS) on the dependent variables (change in depression, general disturbance, and severity of PD) showed that change in CF had no specific effects on symptom change.

## Discussion

Data obtained corroborate the known association between CF and clinical severity, extending the findings of other clinical groups to the PD field, and therefore supporting the transdiagnostic relevance of CF. It was not possible to confirm the initial hypothesis that posed an impairing effect of CF on the therapeutic change. A high level of CF does not appear associated with a worse therapeutic outcome. After the intervention, a decrease of about 7 points in the CFQ scale was detected; this implies a change of moderate size ( $d = 0.65$ ) in CF, even though the intervention had not explicitly sought the goal of cognitive defusion. The mean post-treatment in CF obtained in our study was still as high as those of the clinical samples from other studies; the fact that a reduction that leveled the score with that of the healthy general population had not been achieved, can be an indicator of vulnerability for relapses or chronification, although symptomatology is corrected.

The pattern of correlations found between CFQ, ATQ, and DAS shows a relative interdependence between the three constructs and a centrality of the *negative automatic thoughts*, in a double sense: first, this variable correlates with the other two (CF and *dysfunctional attitudes* do not correlate with each other if the effect of *automatic thoughts* over them is eliminated); and, secondly, it is associated to a greater extent with the symptomatology. According to the traditional cognitive model, negative automatic thoughts are the most proximal cause of depressive symptoms, and are evoked by depressive patterns formed from negative life experiences and maintained in latency until certain negative events activate them. Ruiz and Odriozola-González (2016) verified the mediator/moderator role that CF seems to play: it influences the effect of dysfunctional schemes on the frequency of negative automatic thoughts, and also directly increases the frequency of negative automatic thoughts, affecting the symptoms of depression through both angles. If the individual manages to de-fuse from his internal experience, the depressive patterns would cease to be harmful because activated negative thoughts would not influence the person so much and would not produce experiential avoidance.

The forceful overlapping of constructs must enhance the theoretical effort to generate new models that account for their demonstrated interactions, in a conceptual and empirical effort to achieve an evidence-based practice. If it is true that different psychotherapies alleviate mental health problems, it is also clear that we still do not know well how they do it. In the field of PD, the inquiry into the "agenda" (intentionality) of the individual in a given social context should not be neglected, because it seems that it can better predict the differential behavior facing the problems of living.

## Conflicto de Intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

## Referencias

- Bardeen, J. R. y Fergus, T. A. (2016). The interactive effect of cognitive fusion and experiential avoidance on anxiety, depression, stress and posttraumatic stress symptoms. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5, 1-6.



- Bas, F. y Andrés, V. (1999). *Terapia cognitivo-conductual de la depresión: un manual de tratamiento*. Madrid, España: Fundación Universidad-Empresa.
- Bateman, A. W., Gunderson, J. y Mulder, R. (2015). Treatment of personality disorder. *Lancet*, 385, 735-743.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F. y Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York, NY: Guilford Press.
- Biskin, R. S. y Paris, J. (2012a). Diagnosing borderline personality disorder. *Canadian Medical Association Journal*, 184, 1789-1794.
- Biskin, R. S. y Paris, J. (2012b). Management of borderline personality disorder. *Canadian Medical Association Journal*, 184, 1897-1902. <https://doi.org/10.1503/cmaj.112055>
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., ... Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42, 676-688. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
- Burgal Juanmartí, F. y Pérez Lizeretti, N. (2017). Eficacia de la psicoterapia para el tratamiento del trastorno límite de la personalidad: una revisión. *Papeles del psicólogo*, 38, 148-156. <https://doi.org/10.23923/pap.psicol2017.2832>
- Cano García, F. J. y Rodríguez Franco, L. (2002). Evaluación del lenguaje interno ansiógeno y depresógeno en la experiencia de dolor crónico. *Apuntes de Psicología*, 20, 329-346.
- Castonguay, L. G. y Beutler, L. E. (2006). *Principles of therapeutic change that work*. New York, NY: Oxford University Press.
- Clarke, S., Kingston, J., James, K., Bolderston, H. y Remington, B. (2014). Acceptance and Commitment Therapy group for treatment-resistant participants: A randomized controlled trial. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3, 179-188.
- Clarkin, J. F. y Levy, K. N. (2006). Psychotherapy for patients with borderline personality disorder: Focusing on the mechanisms of change. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 405-410.
- Comas, D. (2010). *La metodología de la comunidad terapéutica*. Madrid, España: Fundación Atenea. [www.fundacioncsz.org/ArchivosPublicaciones/251.pdf](http://www.fundacioncsz.org/ArchivosPublicaciones/251.pdf)
- Costa, J. A., Marôco, J. y Pinto-Gouveia, J. (2017). Validation of the psychometric properties of cognitive fusion questionnaire. A study of the factorial validity and factorial invariance of the measure among osteoarticular disease, diabetes mellitus, obesity, depressive disorder, and general populations. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 24, 1121-1129. <https://doi.org/10.1002/cpp.2077>
- Cristea, I. A., Montgomery, G. H., Szamoskozi, S. y David, D. (2013). Key constructs in "classical" and "new wave" cognitive behavioral psychotherapies: Relationships among each other and with emotional distress. *Journal of Clinical Psychology*, 69, 584-599.
- Davidson, K., Norrie, J., Tyrer, P., Gumley, A., Tata, P., Murray, H. y Palmer, S. (2006). The effectiveness of cognitive behaviour therapy for borderline personality disorder: Results from the Borderline Personality Disorder Study of Cognitive Therapy (BOSCOT) trial. *Journal of Personality Disorders*, 20, 450-465. <https://doi.org/10.1521/pedi.2006.20.5.450>
- Derogatis, L. R. (1992). *The SCL-90-R*. Baltimore, MD: Clinical Psychometric Research.
- Dimaggio G. y Livesley J. (2012). Introduction to the special feature on the integrated treatment of personality disorder. *Journal of Personality Disorders*, 26, 1-6.
- Dinis, A., Carvalho, S., Pinto-Gouveia, J. y Estanqueiro, C. (2015). Shame memories and depression symptoms: The role of cognitive fusion and experiential avoidance. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 15(1), 63-86.
- Fonagy, P. y Bateman, A. W. (2006). Mechanisms of change in mentalization-based treatment of BPT. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 411-430.
- Froján, M. X. (2011). ¿Por qué funcionan los tratamientos psicológicos? *Clínica y Salud*, 22, 201-204.
- Gaudiano, B. A. y Herbert, J. D. (2006). Acute treatment of inpatients with psychotic symptoms using acceptance and commitment therapy: Pilot results. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 415-437.
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F. W., Dempster, M., Flaxman, P. E., Campbell, L., ... Remington, B. (2014). The development and initial validation of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Behavior Therapy*, 45, 83-101. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2013.09.001>
- González de Rivera, J. L. (2002). *Cuestionario de 90 síntomas* (versión española del SCL-90-R). Madrid, España: TEA.
- González-Blanch, C. y Carral-Fernández, L. (2017). ¡Enjaulad a Dodo, por favor! El cuento de que todas las psicoterapias son igual de eficaces. *Papeles del Psicólogo*, 38, 94-106. <https://doi.org/10.23923/pap.psicol2017.2828>
- Gratz, K. L., Tull, M. T. y Gunderson, J. G. (2008). Preliminary data on the relationship between anxiety sensitivity and borderline personality disorder: The role of experiential avoidance. *Journal of Psychiatric Research*, 42, 550-559.
- Gunderson, J. G., Stout, R. L., Shea, M. T., Grilo, C. M., Markowitz, J. C., Morey, L. C., ... Skodol, A. E. (2014). Interactions of borderline personality disorder and mood disorders over 10 years. *Journal of Clinical Psychiatry*, 75, 829-834.
- Gustavsson, A., Svensson, M., Jacobi, F., Allgulander, C., Alonso, J., Beghi, E., ... Olesen, J. (2011). Cost of disorders of the brain in Europe 2010. *European Neuropsychopharmacology*, 21, 718-779.
- Haigh, R. y den Hartog, H. (2012). Contemporary therapeutic communities: Complex treatment for complex needs. En J. Sarkar y G. Adshead (Eds.), *Clinical topics in personality disorders* (pp. 307-320). London, UK: Royal College of Psychiatrists.
- Hapenny, J. E. y Fergus, T. A. (2017). Cognitive fusion, experiential avoidance, and their interactive effect: Examining associations with thwarted belongingness and perceived burdensomeness. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 6, 35-41.
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, 35, 639-665.
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A. y Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1-25.
- Hayes, S. C., Masuda, A., Shenk, C., Yadavaia, J. E., Boulanger, J., Vilardaga, R., ... Hildebrandt, M. J. (2007). Applied extensions of behavior principles: Applied behavioral concepts and behavioral theories. En D. W. Woods y J. W. Kanter (Eds.), *Understanding behavior disorders. A contemporary behavioral perspective* (pp. 47-80). Reno, NV: Context Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D. y Wilson, K. G. (2011). *Acceptance and commitment therapy. The process and practice of mindful change* (2ª ed.). New York, NY: Guilford Press.
- Herzberg, K. N., Sheppard, S. C., Forsyth, J. P., Credé, M., Earleywine, M. y Eifert, G. H. (2012). The Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire (BAFT): A psychometric evaluation of cognitive fusion in a nonclinical and highly anxious community sample. *Psychological Assessment*, 24, 877-891. <https://doi.org/10.1037/a0027782>
- Hogan, R. y Foster, J. (2016). Rethinking personality. *International Journal of Personality Psychology*, 2, 37-43.
- Hollon, S. D. y Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an Automatic Thoughts Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 4, 383-395.
- IBM Corp. (2013). *IBM SPSS Statistics*, v. 22.0 [programa de ordenador]. Armonk, NY: Author.
- Iverson, K. M., Follette, V. M., Pistorello, J. y Fruzzetti, A. E. (2012). An investigation of experiential avoidance, emotion dysregulation, and distress tolerance in young adult outpatients with borderline personality disorder symptoms. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 3, 415-422. <https://doi.org/10.1037/a0023703>
- Jennings, T. C., Hulbert, C. A., Jackson, H. J. y Chanen, A. M. (2012). Social perspective coordination in youth with borderline personality pathology. *Journal of Personality Disorders*, 26, 126-140.
- Kellogg, S. H. y Young, J. E. (2006). Schema therapy for borderline personality disorder. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 445-458.
- Kwon, S. M. y Oei, T. P. S. (1994). The roles of two levels of cognitions in the development, maintenance and treatment of depression. *Clinical Psychology Review*, 14, 331-358.
- Laurenceau, J. P., Hayes, A. M. y Feldman, G. C. (2007). Some methodological and statistical issues in the study of change processes in psychotherapy. *Clinical Psychology Review*, 27, 682-695.
- Levy, K. N., Clarkin, J. F., Yeomans, F. E., Scott, L. N., Wasserman, R. H. y Kernberg, O. F. (2006). The mechanisms of change in the treatment of borderline personality disorder with transference focused psychotherapy. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 481-501.
- Losada, A., Márquez-González, M., Romero-Moreno, R., López, J., Fernández-Fernández, V. y Nogales-González, C. (2015). Atendiendo a las variadas problemáticas de los cuidadores familiares de personas con demencia: aportaciones de la terapia cognitivo-conductual y de la terapia de aceptación y compromiso. *Clínica y Salud*, 26, 41-48.
- Lucena-Santos, P., Carvalho, S., Pinto-Gouveia, J., Gillanders, D. y Silva-Oliveira, M. (2017). Cognitive Fusion Questionnaire: Exploring measurement invariance across three groups of Brazilian women and the role of cognitive fusion as a mediator in the relationship between rumination and depression. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 6, 53-62.
- Lynch, T. R., Chapman, A. L., Rosenthal, M. Z., Kuo, J. R. y Lineham, M. M. (2006). Mechanisms of change in dialectical behavior therapy: Theoretical and empirical observations. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 459-480.
- Millon, T. (1999). *MCMI-II. Inventario Clínico Multiaxial de Millon-II*. Manual. Madrid, España: TEA (orig. 1987).
- Mulder, R., Murray, G. y Rucklidge, J. (2017). Common versus specific factors in psychotherapy: Opening the black box. *Lancet Psychiatry*, 4, 953-962.
- Norcross, J. C. y Wampold, B. E. (2011). What works for whom: Tailoring psychotherapy to the person. *Journal of Clinical Psychology*, 67, 127-132.
- Oliver, J. M., y Baumgart, B. P. (1985). The Dysfunctional Attitude Scale: Psychometric properties in an unselected adult population. *Cognitive Theory Research*, 9, 161-169.
- Pachankis, J. E. y Goldfried, M. R. (2007). On the next generation of process research. *Clinical Psychology Review*, 27, 760-768. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2007.01.009>
- Perris, C. (1999). A conceptualization of personality related disorders of interpersonal behaviour with implications for treatment. *Clinical Psychology Psychotherapy*, 6, 239-260.
- Pinto-Gouveia, J., Dinis, A., Gregório, S., Pinto, A. M. y Duarte, C. (2017). *Assessment of cognitive fusion among portuguese samples:*

- Psychometric properties and factor structure of the Cognitive Fusion Questionnaire*. Comunicación presentada en el ACBS Annual World Conference, 20-25 junio. Sevilla, España.
- Ramos, J. M., Franquelo, A., Franesquí, B. y López, A. (2017). Actitudes disfuncionales en pacientes con trastorno grave de personalidad: inespecificidad sintomatológica y cambio. *Clínica y Salud*, 28, 107-116.
- Ramos, J. M., Sendra, J. M., Sánchez, A. y Mena, A. (2017). Influence of core affect in the differential efficacy of a personality disorder intervention program. *The Spanish Journal of Psychology*, 20(e5), 1-11.
- Romero-Moreno, R., Márquez-González, M., Losada, A., Gillanders, D. T. y Fernández-Fernández, V. (2014). Cognitive fusion in dementia caregiving: Psychometric properties of the Spanish version of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Behavioral Psychology*, 22, 117-132.
- Rosen, G. M. y Davidson, G. C. (2003). Psychology should list empirically supported principles of change (ESPs) and not credential trademarked therapies or other treatment packages. *Behavior Modification*, 27, 300-312.
- Ruiz, F. J. (2010). A review of acceptance and commitment therapy (ACT) empirical evidence: Correlational, experimental psychopathology, component and outcome studies. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 10, 125-162.
- Ruiz, F. J. y Odriozola-González, P. (2016). The role of psychological inflexibility in Beck's cognitive model of depression in a sample of undergraduates. *Anales de psicología*, 32, 441-447. <https://doi.org/10.6018/analesps.32.2.214551>
- Ruiz, F. J. y Odriozola-González, P. (2017). A longitudinal comparison of metacognitive therapy and acceptance and commitment therapy models of anxiety disorders. *Anales de Psicología*, 33, 7-17.
- Ruiz, F. J., Riaño-Hernández, D., Suárez-Falcón, J. C. y Luciano, C. (2016). Effect of a one-session ACT protocol in disrupting repetitive negative thinking: A randomized multiple-baseline design. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 16, 213-233.
- Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Odriozola-González, P., Barbero- Rubio, A., López-López, J. C., Eisenbeck, N., ... Gil, E. (2015). Factor structure and psychometric properties of the Spanish version of the "Dysfunctional Attitude Scale-Revised". *Behavioral Psychology*, 23, 287-303.
- Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Riaño-Hernández, D. y Gillanders, D. (2017). Psychometric properties of the Cognitive Fusion Questionnaire in Colombia. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49, 80-87. <https://doi.org/10.1016/j.rlp.2016.09.006>
- Sanz, J. y Vázquez, C. (1994). Algunas consideraciones adicionales sobre la versión española de la escala de actitudes disfuncionales (DAS) de Beck. *Análisis y Modificación de Conducta*, 20(73), 669-673.
- Sanz, J. y Vázquez, C. (1998). Fiabilidad, validez y datos normativos del Inventario para la Depresión de Beck. *Psicothema*, 10, 303-318.
- Slade, M., Powell, R., Rosen, A. y Strathdee, G. (2000). Threshold Assessment Grid (TAG): The development of a valid and brief scale to assess the severity of mental illness. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 35, 78-85.
- Sobocki, P., Jönsson, B., Angst, J. y Rehnberg, C. (2006). Cost of depression in Europe. *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, 9, 87-98.
- Steel, Z., Marnane, C., Iranpour, C., Chey, T., Jackson, J. W., Patel, V. y Silove, D. (2014). The global prevalence of common mental disorders: A systematic review and meta-analysis 1980-2013. *International Journal of Epidemiology*, 43, 476-493. <https://doi.org/10.1093/ije/dyu038>
- Tortella-Feliu, M., Baños, R. M., Barrantes, N., Botella, C., Fernández-Aranda, F., García-Campayo, J., ... Vázquez, C. (2016). Retos de la investigación psicológica en salud mental. *Clínica y Salud*, 27, 37-43.
- Trindade, I. A. y Ferreira, C. (2014). The impact of body image-related cognitive fusion on eating psychopathology. *Eating Behaviors*, 15(1), 72-75. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2013.1.014>
- Tyrer, P. (2015). Personality dysfunction is the cause of recurrent non-cognitive mental disorder: A testable hypothesis. *Personality and Mental Health*, 9, 1-7.
- Tyrer, P., Reed, G. M. y Crawford, M. J. (2015). Classification, assessment, prevalence, and effect of personality disorder. *Lancet*, 385, 717-726.
- Wampold, B. E. (2015). How important are the common factors in psychotherapy? An update. *World Psychiatry*, 14, 270-277.
- Weissman, A. N. (1979). The Dysfunctional Attitude Scale: A validation study. *Dissertation Abstracts International*, 40, 1389B-1390B.
- Weissmann A. y Beck A. T. (1978, November). *Development and validation of the Dysfunctional Attitude Scale: A preliminary investigation*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association. Toronto, Canada.
- Wells, A. (2000). *Emotional disorders and metacognition: Innovative cognitive therapy*. Chichester, UK: Wiley.