

Adaptación española del Cuestionario de Fusión Pensamiento-Acción para Adolescentes (TAFQ-A)

Rosa Fernández-Llebrés, Antonio Godoy y Aurora Gavino
Universidad de Málaga

El presente estudio trata sobre la adaptación española del Cuestionario de Fusión Pensamiento-Acción para Adolescentes (TAFQ-A), que evalúa la creencia de que los pensamientos y las acciones de daño son equivalentes. El TAFQ-A está formado por dos escalas, TAF-Moral y TAF-Probabilidad. La muestra ha estado compuesta por un total de 1.726 niños y adolescentes que completaron 5 pruebas destinadas a establecer las relaciones del TAFQ-A con medidas de psicopatología y con variables cognitivas relacionadas con la etiología de los problemas obsesivo-compulsivos. Los resultados encontrados muestran que la estructura factorial, la fiabilidad y la validez de criterio del TAFQ-A son adecuadas.

Spanish adaptation of the Thought-Action Fusion Questionnaire for Adolescents (TAFQ-A). This study deals with the psychometric properties of the Thought-Action Fusion Questionnaire for Adolescents (TAFQ-A), which assesses the belief that harmful thoughts and actions are equivalent. The TAFQ-A comprises two scales: TAF-Moral and TAF-Likelihood. A total of 1726 children and adolescents completed 5 tests in order to establish the relationships of TAFQ-A with measures of psychopathology and with cognitive variables related to the etiology of obsessive-compulsive problems. Results show that factorial structure, reliability and criterion validity of TAFQ-A are appropriate.

Según Rachman (1993), la TAF (*Thought-Action Fusion*: fusión pensamiento-acción) es una creencia según la cual los pensamientos y las acciones de daño se consideran equivalentes. La TAF consta de dos componentes, el primero, TAF-Moral, se refiere a la creencia de que un pensamiento inaceptable es moralmente tan malo como el acto manifiesto equivalente (Shafran, Thordarson y Rachman, 1996). Así, pensar en blasfemar es tan malo como blasfemar de hecho. La TAF-Probabilidad se refiere a la creencia de que pensar sobre un hecho inaceptable o peligroso incrementa la probabilidad de que ese hecho realmente ocurra. Así, pensar en un accidente de tráfico aumenta las posibilidades de que ocurra (v. g., podría ser una premonición). La relación entre TAF-Moral y TAF-Probabilidad es positiva y moderada (correlaciones entre 0,32 y 0,44; Berle y Starcevic, 2005; Shafran y Rachman, 2004). Aunque se asume que la composición del constructo TAF es semejante en varones y mujeres y a lo largo de los distintos grupos de edad, existen pocos datos empíricos al respecto (Berle y Starcevic, 2005; Farrell y Barrett, 2006).

La TAF puede incrementar el sentido de responsabilidad por tener pensamientos indeseados, lo que, de acuerdo con algunas teorías actuales, puede suponer un factor de vulnerabilidad para el desarrollo de obsesiones clínicas (Rachman, 1997). De acuerdo a las teorías cognitivas del Trastorno Obsesivo-Compulsivo (Rachman, 1993; Salkovskis, 1985), tienden a aparecer problemas obsesivos cuando se mantiene la creencia de que uno es responsable de sus

propios pensamientos, así como de su control. Cuando se mantiene esta creencia y se experimentan pensamientos indeseados, la persona tiende a prestarles atención, a vivirlos de manera catastrófica, a intentar suprimirlos o neutralizarlos y, al hacerlo, a convertirlos en cada vez más recurrentes y a dotarlos de cualidades obsesivas (tensión, ansiedad, resistencia).

Son muchos los autores que han estudiado las relaciones de la TAF con los síntomas obsesivo-compulsivos. Así, Shafran y colaboradores (1996) encontraron una correlación significativa entre TAF y obsesiones y compulsiones, así como que las creencias TAF eran más frecuentes en las personas obsesivas que en las no obsesivas. Existen además investigaciones que confirman el papel de la TAF en la exacerbación de las intrusiones obsesivas (Marino, Lunt y Negy, 2008; Rassin, 2001; Shafran et al., 1996). En este sentido, Rassin, Merckelbach, Muris y Spaan (1999) han demostrado que la TAF influye en la interpretación que se da a las intrusiones cognitivas y que puede considerarse un antecedente de los síntomas obsesivos.

El constructo TAF también se ha relacionado con los problemas de ansiedad. Así, son varios los trabajos que han mostrado que la TAF, y especialmente la TAF-Probabilidad, se relaciona con la ansiedad-rasgo (Abramowitz, Whiteside, Lynam y Kalsy, 2003; Muris et al., 2001) y con las preocupaciones y la ansiedad generalizada (Hazlett-Stevens et al., 2002; Muris et al., 2001).

Asimismo, el constructo TAF también se ha asociado con la depresión (Abramowitz et al., 2003; Shafran et al., 1996), aunque en general las correlaciones entre medidas de TAF y depresión suelen ser pequeñas o moderadas (entre 0,10 y 0,42; Berle y Starcevic, 2005). Estos últimos autores concluyen en su revisión del constructo que es probable que la TAF-Moral se relacione más con los síntomas de depresión, en tanto que la TAF-Probabilidad estaría más unida a los síntomas de ansiedad, incluyendo los obsesivos.

No obstante, en adolescentes de entre 13 y 16 años, Muris et al. (2001) encontraron que la TAF-Probabilidad predecía mejor que la TAF-Moral tanto los síntomas de ansiedad como los de depresión.

Por último, cabe afirmar que las creencias TAF en la infancia y la adolescencia son muy semejantes a las de los adultos (Farrell y Barrett, 2006). De la misma forma, su relación con la presencia de comportamientos obsesivos parece ser también muy semejante a lo largo de todas las edades (Reynolds y Reeves, 2008).

La utilidad teórica y clínica del concepto TAF ha llevado a que se desarrollen dos pruebas destinadas a su evaluación: la *Thought-Action Fusion Scale*, dirigida a la población adulta, y el *Thought-Action Fusion Questionnaire for Adolescents* (TAFQ-A), cuya versión española se estudia en el presente trabajo.

La *Thought-Action Fusion Scale* (TAFS) fue creada por Shafran y colaboradores (1996) para evaluar las creencias de fusión pensamiento-acción y su relación con las obsesiones. No obstante, las puntuaciones de la TAFS, tanto en población clínica como no clínica, correlacionan no sólo con obsesiones, sino también con ansiedad y depresión (Berle y Starcevic, 2005; Shafran y Rachman, 2004). Aunque la TAFS ha mostrado buenas propiedades psicométricas en cuanto a consistencia interna y validez predictiva, la estabilidad temporal de sus puntuaciones no parece elevada. Así, Rassin, Merckelbach, Muris y Smith (2001) encontraron que las correlaciones intraclase entre el test y el retest eran de 0,68 (puntuación total), 0,64 (Probabilidad) y 0,70 (Moral).

El Cuestionario de Fusión Pensamiento-Acción para Adolescentes (*Thought-Action Fusion Questionnaire for Adolescents*, TAFQ-A), de Muris y colaboradores (2001), es una adaptación del TAFS para poder aplicarse a adolescentes. El TAFQ-A presenta dos factores: Moral y Probabilidad. Ambos factores mantienen una correlación moderada ($r=0,33$). El alfa de Cronbach de la puntuación total es 0,84; la de Moralidad 0,85; y la de Probabilidad 0,81. En la actualidad, aún no existen resultados publicados sobre la estabilidad temporal de sus puntuaciones. Esta prueba ha mostrado que el constructo TAF no presenta diferencias importantes entre chicos y chicas y que, incluso en estas edades (13-16 años), se relaciona con sintomatología obsesivo-compulsiva (correlaciones en torno a 0,25 —Moral— y 0,35 —Probabilidad—), con problemas de ansiedad generalizada (correlaciones de 0,22 —Moral— y 0,33 —Probabilidad—) y con depresión (correlaciones de 0,20 —Moral— y 0,40 —Probabilidad—). Cuando se controlan mediante correlación parcial los efectos de la ansiedad-rasgo, las relaciones de la TAF con otros problemas de ansiedad (distintos de los obsesivo-compulsivos y de la ansiedad generalizada) tienden a desaparecer. En general, la escala de Probabilidad del TAFQ-A predice mejor la ansiedad y la depresión que la escala Moral (Muris et al., 2001).

El objetivo de la presente investigación ha sido adaptar el TAFQ-A a la población general adolescente e infantil de nuestro medio, estudiando su estructura factorial, fiabilidad y validez de criterio. El fin último del estudio ha sido extender las posibilidades de aplicación de la prueba a la población infantil mayor de 10 años y comprobar si esta versión lograba replicar los resultados encontrados en la versión original.

Método

Participantes

La muestra del estudio ha estado formada por 1.726 estudiantes de Educación Primaria ($n=772$) o Secundaria ($n=954$) de insti-

tutos o colegios públicos o concertados de Málaga y provincia. De ellos, 886 eran chicas y 840 chicos. Su edad media era de 13 años ($D.T.=2,13$). Todos participaron voluntariamente en la investigación, previa aprobación de sus tutores legales y del director de su centro. La muestra, elegida de forma estratificada por cohortes (aulas escolares) de acuerdo con los registros de la Consejería de Educación de la Junta de Andalucía, es aproximadamente representativa de los estudiantes de esta edad de la provincia de Málaga en sexo, edad y lugar de residencia (ciudad, pueblos, medio rural). La clase social más alta, sin embargo, se encuentra ligeramente subrepresentada.

Instrumentos

Cuestionario de Fusión Pensamiento-Acción para Adolescentes (*Thought-Action Fusion Questionnaire for Adolescents*, TAFQ-A; Muris et al., 2001). El TAFQ-A consta de 15 ítems. Ocho de ellos se refieren a TAF-Moralidad y los otros siete a TAF-Probabilidad. La versión española se realizó mediante el procedimiento habitual de traducción del inglés al español y re-traducción al inglés. La versión resultante se pasó a una pequeña muestra piloto con objeto de adaptar el vocabulario y las expresiones empleadas a la población infantil, especialmente a los más pequeños. En la presente versión del TAFQ-A, cada ítem se evalúa en una escala de cuatro opciones, donde 0 significa «Nada de acuerdo» y 3 «Totalmente de acuerdo». A la hora de comparar las medias de las puntuaciones de las escalas originales y las de la versión española hay que tener en cuenta que en esta última los sujetos contestaron en una escala de cero a tres puntos, en tanto que en la versión de Muris y colaboradores contestaron en una escala de uno a cuatro. El cambio de escala vino aconsejado porque en la prueba piloto realizada, la escala de cero a tres puntos resultaba mejor utilizada, especialmente por los niños más pequeños, que tendían a asociar fácilmente el valor cero con «Nada de acuerdo». La versión española del TAFQ-A y del resto de pruebas utilizadas en el presente trabajo pueden seguirse escribiendo a la siguiente dirección electrónica: godoy@uma.es.

Cuestionario de Creencias Obsesivas - Versión infantil (*Obsessive Beliefs Questionnaire - Children version*, OBQ; OCCWG, 2005). El OBQ es un autoinforme de 44 ítems que evalúan creencias disfuncionales relacionadas con los síntomas obsesivos. El análisis factorial de la prueba de adultos ha encontrado 3 subescalas: Sobreestimación de la amenaza y Responsabilidad por daño, Importancia y Control de los pensamientos y Perfeccionismo e Intolerancia de la incertidumbre. Se responde en una escala de cuatro opciones, desde 0 (Nada de acuerdo) a 3 (Totalmente de acuerdo). La prueba de adultos se relaciona estrechamente con medidas de síntomas obsesivo-compulsivos y presenta una alta consistencia interna (α entre 0,89 y 0,95) y fiabilidad test-retest (OCCWG, 2005). Sobre la prueba infantil aún no existen trabajos publicados. En el presente estudio, el alpha de Cronbach de la puntuación total y de las escalas ha quedado entre 0,85 y 0,95.

Escala Multidimensional de Perfeccionismo (*Multidimensional Perfectionism Scale*, MPS; Frost y Marten, 1990). La MPS es un autoinforme de 35 ítems que miden perfeccionismo. Se puntúa en una escala de 0 (Nada de acuerdo) a 3 (Totalmente de acuerdo). El número de factores que mejor representa las puntuaciones de la escala ha sido discutido (Enns y Cox, 2002). En la presente investigación sólo se utilizarán dos tipos de puntuaciones, la puntuación total y la escala Preocupación por los errores, que posee

propiedades psicométricas robustas y es la que más se relaciona con los problemas obsesivo-compulsivos (Purdon, Antony y Swinson, 1999). Tanto la puntuación total como la de Preocupación por los errores tienen una consistencia interna en torno a 0,90 (Purdon et al., 1999). Enns y Cox (2002) han presentado evidencia de la validez de constructo, concurrente y divergente de la MPS. En el presente estudio, el alfa de Cronbach de la puntuación total ha sido 0,93, y la de Preocupación por los errores 0,86.

Escala de Ansiedad Infantil de Spence (*Spence Children's Anxiety Scale*, SCAS; Spence, 1998). Está formada por 38 ítems que evalúan síntomas de ansiedad frecuentes en niños. Consta de 6 subescalas: Fobia social, Ansiedad de separación, Ataque de pánico/Agorafobia, Obsesiones/Compulsiones, Ansiedad generalizada y Miedo al daño físico. Los sujetos responden en una escala de 4 puntos, desde 0 (Nunca) a 3 (Siempre). La SCAS presenta una consistencia interna buena para la escala total (alfa= 0,92), la de Ansiedad generalizada (0,77) y la de Obsesiones/Compulsiones (0,75). La consistencia interna de las otras escalas, sin embargo, suele ser inferior a 0,70, arrojando los valores más bajos la de Miedo al daño físico (alfa= 0,60; Spence, 1998). La SCAS ha mostrado validez factorial, convergente y divergente en niños y adolescentes (Spence, Barrett y Turner, 2003). En el presente estudio, el alfa de Cronbach ha fluctuado entre 0,61 (Miedo al daño físico) y 0,92 (puntuación total). El alfa de la escala de Obsesiones/Compulsiones ha sido 0,76; y la de Ansiedad generalizada, 0,74.

Inventario de Depresión Infantil - versión corta (*Children's Depression Inventory - Short CDI-S*; Kovacs, 1992). Autoinforme de 10 ítems que evalúa la severidad de la sintomatología depresiva (del Barrio y Carrasco, 2004). Los niños eligen una de las tres afirmaciones que describen sus síntomas de depresión cognitivos, afectivos y conductuales. Tiene una adecuada consistencia interna, presenta buena validez convergente y divergente, tanto en la versión original como en la adaptada a población española (Kovacs, 1992; del Barrio y Carrasco, 2004). En el presente estudio, el alfa ha sido 0,73.

Procedimiento

Todos los participantes cumplieron los cuestionarios en su aula habitual bajo la supervisión de los psicólogos encargados de su pase. Entre 18 y 26 días después de la primera administración, 272 participantes (en torno a 34 sujetos de cada nivel de edad y aproximadamente tantos niños como niñas) realizaron un retest del TAFQ-A.

Al ser elevado el número de cuestionarios que se debían contestar, se repartieron en dos sesiones y se contrabalancearon los cuadernillos a rellenar y los cuestionarios dentro de cada cuadernillo para controlar los posibles efectos del orden y el cansancio.

Análisis de datos

Todos los sujetos que tenían algún valor omitido en alguna de las pruebas ($n= 73$) fueron eliminados de la muestra, quedando los 1.726 estudiantes de los que se informa. Los sujetos eliminados no diferían significativamente de la muestra utilizada en sexo, edad, clase social o lugar de residencia.

Sobre las puntuaciones del TAFQ-A se ha realizado un análisis factorial confirmatorio multigrupo (chicos y chicas) con el método de mínimos cuadrados ponderados. Basándonos en lo postulado por Shafran y Rachman (2004), así como en los resultados

encontrados por Muris y colaboradores (2001), hemos sometido a comprobación la hipótesis de que los 15 ítems del TAFQ-A se agrupan en dos factores interrelacionados (Moral y Probabilidad) invariantes en chicos y chicas. Esto es, se ha comprobado si el TAFQ-A presentaba invarianza entre chicos y chicas con respecto al número de factores, a los pesos factoriales, a las varianzas de error y a las covarianzas.

Tras el análisis factorial confirmatorio, y antes de realizar un procesamiento adicional de los datos, se ha calculado la posible influencia de la edad de los sujetos en sus contestaciones al TAFQ-A. Dado que no existía asociación apreciable con la edad (todas las correlaciones han sido inferiores a 0,05) y que los resultados del análisis factorial confirmatorio mostraban invarianza en las medidas de chicos y chicas, sólo se informa de los resultados globales, excepto en lo que a medias se refiere.

Para calcular la consistencia interna se ha utilizado el alfa de Cronbach y para la fiabilidad test-retest, el coeficiente de correlación intraclase. Para comprobar la validez de criterio del TAFQ-A se han correlacionado (Spearman) sus puntuaciones con las de dos pruebas que también evalúan cogniciones relacionadas con los síntomas obsesivo-compulsivos (las tres escalas del Cuestionario de Creencias Obsesivas —OBQ—, y la puntuación total y la de la subescala de Preocupación por los errores de la Escala Multidimensional de Perfeccionismo —MPS—). También se han correlacionado sus puntuaciones con una prueba que evalúa los síntomas de ansiedad más frecuentes a estas edades (Escala de Ansiedad de Spence —SCAS—) y, para apreciar su validez divergente, con las del CDI (depresión). Por los resultados de las investigaciones previas, se esperaba que las puntuaciones del TAFQ-A correlacionaran, de mayor a menor y por este orden, con las puntuaciones de las dos escalas que también evalúan cogniciones relacionadas con las obsesiones (OBQ y MPS), con la de síntomas obsesivo-compulsivos (SCAS-Obsesiones/Compulsiones), con las de ansiedad generalizada (SCAS-Ansiedad generalizada) y, en escasa medida, con las de depresión (CDI). El procesamiento de los datos se ha realizado con el programa SPSS, excepto el análisis factorial confirmatorio, para el que se ha empleado LISREL.

Resultados

Los resultados encontrados para la hipótesis de que el TAFQ-A consta de dos factores relacionados son los siguientes: Ji cuadrado (209)= 861,84, $p<0,05$; CFI= 0,95; RMSEA= 0,06. El grupo de varones ha contribuido a Ji cuadrado en un 45% (GFI= 0,94; RMR= 0,04), y el de mujeres en un 55% (GFI= 0,93; RMR= 0,05). Excepto ji cuadrado, los valores encontrados en los índices de bondad de ajuste para ambas hipótesis (que las puntuaciones del TAFQ-A miden dos factores latentes interrelacionados y que dicha estructura es invariante entre chicos y chicas), pues, se encuentran dentro del límite de lo aceptable (CFI, GFI y RMR) o son sólo ligeramente superiores al mismo (RMSEA), de acuerdo a los criterios de Hu y Bentler (1999). La tabla 1 presenta el grado de relación (coeficientes lambda) de cada ítem con su correspondiente factor. La relación (coeficiente phi) entre ambos factores, Moral y Probabilidad, ha sido 0,47.

La consistencia interna (alfa de Cronbach) de las tres escalas del TAFQ-A (total, Moral y Probabilidad) puede verse en la tabla 2. En dicha tabla pueden verse también su fiabilidad test-retest (correlación intraclase) y sus medias y desviaciones típicas. Aunque las medias de la puntuación total y de la escala Moral son distintas

entre chicos y chicas, la diferencia es pequeña: en ambos casos el tamaño del efecto, d de Cohen, es inferior a 0,20.

Con relación a la asociación entre las escalas del TAFQ-A y las variables cognitivas teóricamente relacionadas con la fusión pensamiento-acción, como puede observarse en la tabla 3, las correlaciones más altas encontradas, aunque moderadas, se dan entre las tres escalas del TAFQ-A y las creencias disfuncionales relacionadas con las obsesiones tal como las evalúa el OBQ, y, como era de esperar, de forma más estrecha con la escala de Importancia y Control del pensamiento. Al relacionar perfeccionismo (MPS) y TAF también surgen valores moderados con la escala de Probabilidad (0,40). La relación de TAF-Moral con perfeccionismo, sin embargo, es más baja de lo esperado.

Por otra parte, como también se puede ver en la tabla 3, las correlaciones entre TAF-Probabilidad y síntomas obsesivo-compulsivos y otros problemas de ansiedad (SCAS), así como depre-

sión (CDI), son moderadamente bajas (entre 0,24 y 0,35), aunque superiores a las encontradas con TAF-Moral (entre 0,09 y 0,17).

Tanto en el caso de las cogniciones (creencias disfuncionales y perfeccionismo) como en el de los problemas de ansiedad, detraer de su varianza común con el TAFQ-A la varianza explicada por la depresión (CDI) reduce poco su grado de asociación, tal como puede apreciarse en la tabla 3 si se comparan, en cada celda, los valores dentro y fuera del paréntesis.

En general, la TAF-Moral parece relacionarse con las escalas de psicopatología menos estrechamente que la TAF-Probabilidad.

Tabla 1
Coeficientes lambda entre los ítems y el factor a que pertenecen, así como la relación entre factores (coeficiente phi)

Item	Moral	Probabilidad
tafqa1	0,55	-
tafqa2	-	0,64
tafqa3	0,67	-
tafqa4	-	0,69
tafqa5	0,75	-
tafqa6	-	0,73
tafqa7	0,65	-
tafqa8	-	0,64
tafqa9	0,82	-
tafqa10	-	0,79
tafqa11	0,80	-
tafqa12	-	0,74
tafqa13	0,79	-
tafqa14	-	0,57
tafqa15	0,77	-

Tabla 2
Estadísticos de las escalas del TAFQ-A

	Alfa	Test-retest (Correlación intraclase)	Media	D.T.	t*
TAF-Total	0,90	0,68	13,05	10,18	
Chicas			13,74	10,29	
Chicos			12,34	10,03	2,85**
Moral	0,90	0,63	8,92	7,21	
Chicas			9,58	7,30	
Chicos			8,22	7,07	3,92**
Probabilidad	0,86	0,66	4,14	4,75	
Chicas			4,15	4,80	
Chicos			4,11	4,71	0,17

* Prueba de t para las diferencias de medias entre chicos y chicas.
** Diferencias de medias entre chicos y chicas estadísticamente significativas con $p=0,01$

Tabla 3
Correlaciones (Spearman) entre TAFQ-A y creencias disfuncionales y síntomas de ansiedad y depresión. Entre paréntesis, correlaciones parciales controlando la depresión (CDI)

Escala	Total	Moral	Probabilidad
Creencias relacionadas con las obsesiones (OBQ) - Total	0,53 (0,52)	0,47 (0,47)	0,41 (0,39)
OBQ - Responsabilidad por daño	0,49 (0,48)	0,46 (0,46)	0,34 (0,33)
OBQ - Perfeccionismo e intolerancia a la incertidumbre	0,44 (0,42)	0,36 (0,36)	0,38 (0,35)
OBQ - Importancia y control del pensamiento	0,56 (0,54)	0,50 (0,50)	0,43 (0,40)
Escala Multidimensional de Perfeccionismo (MPS) - Total	0,37 (0,35)	0,28 (0,26)	0,39 (0,37)
MPS - Preocupación por los errores	0,36 (0,33)	0,24 (0,19)	0,45 (0,41)
Escala de Ansiedad Infantil de Spence (SCAS) - Total	0,27 (0,23)	0,17 (0,14)	0,35 (0,30)
SCAS - Ansiedad de separación	0,23 (0,20)	0,14 (0,12)	0,27 (0,25)
SCAS - Fobia social	0,25 (0,22)	0,16 (0,14)	0,30 (0,26)
SCAS - Obsesiones/Compulsiones	0,23 (0,20)	0,13 (0,10)	0,33 (0,28)
SCAS - Pánico/Agorafobia	0,21 (0,15)	0,12 (0,06)	0,28 (0,24)
SCAS - Miedo a sufrir daño físico	0,20 (0,14)	0,15 (0,10)	0,21 (0,15)
SCAS - Ansiedad generalizada	0,22 (0,18)	0,16 (0,13)	0,24 (0,19)
Inventario de Depresión Infantil (CDI)	0,16	0,09	0,24

** Todas las correlaciones son estadísticamente significativas con $p=0,01$

Discusión y conclusiones

El objetivo de esta investigación era comprobar las propiedades psicométricas de la adaptación española del TAFQ-A. Los resultados han puesto de manifiesto que las propiedades psicométricas de la prueba son, en general, satisfactorias y comparables con las encontradas sobre la versión original por Muris y colaboradores (2001). El presente estudio extiende, además, los resultados hasta ahora conocidos sobre el TAFQ-A con respecto a su estabilidad temporal (fiabilidad test-retest) y a su relación con medidas de cogniciones disfuncionales.

Así, los resultados del análisis factorial confirmatorio concuerdan con lo encontrado por Muris y colaboradores (2001) sobre la versión original, así como, en general, con los postulados de Shafan y Rachman (2004) en torno a los componentes del constructo TAF en pacientes obsesivos: dos factores, TAF-Moral y TAF-

Probabilidad, moderadamente relacionados entre sí. El análisis factorial ha puesto de manifiesto, además, que el TAFQ-A es una medida que presenta invarianza entre chicos y chicas con respecto a su estructura factorial, sus pesos factoriales, la varianza de los errores de medida, las varianzas y las covarianzas.

La consistencia interna de las tres escalas de la prueba ha sido buena (alfa entre 0,86 y 0,90) y algo superior a la encontrada en la versión original (Muris et al., 2001), donde fluctuaba entre 0,81 y 0,85. Su estabilidad temporal ha sido aceptable (correlación intraclase entre 0,63 y 0,68), sobre todo si tenemos en cuenta que se trata de población infantil y juvenil, donde los cambios debidos al desarrollo psicológico se supone que son rápidos y grandes. En cualquier caso, la fiabilidad test-retest obtenida es muy semejante a la encontrada, sobre la versión de adultos (TAFS), por Rassin et al. (2001).

Las medias y desviaciones típicas del presente estudio difieren de las informadas por Muris y colaboradores (2001), ya que en todos los casos son inferiores a las de la versión original. Sin embargo, hay que tener en cuenta que en el presente estudio los sujetos contestaron en una escala de cero a tres puntos, en tanto que en la versión de Muris y colaboradores contestaron en una escala de uno a cuatro. Cuando se recodifican las respuestas de nuestros sujetos a los valores utilizados por Muris et al. (2001), las medias del presente estudio son en todos los casos superiores a las encontradas en la versión original (TAF-Total, 28,1 frente a 22,2; TAF-Moral, 16,9 frente a 13,4; y TAF-Probabilidad, 11,1 frente a 8,7). Las desviaciones típicas del presente estudio también son más elevadas que en la versión original (TAF-Total, 10,2 frente a 6,4; TAF-Moral, 7,2 frente a 4,9; y TAF-Probabilidad, 4,8 frente a 2,8). Estas diferencias en medias y desviaciones típicas probablemente han sido debidas a la mayor amplitud y variabilidad de los participantes en el presente estudio.

Con respecto a la validez de criterio, y como era de esperar (véase tabla 3), las correlaciones más altas, aunque moderadas, se dan entre las tres escalas del TAFQ-A y las creencias disfuncionales (puntuaciones del OBQ), especialmente con la escala de Importancia y control del pensamiento. Al relacionar perfeccionismo y fusión pensamiento-acción también surgen valores moderados.

También se ha encontrado asociación de las puntuaciones del TAFQ-A con síntomas de ansiedad (SCAS), de forma muy seme-

jante a lo informado por Muris y colaboradores (2001), especialmente en lo que se refiere a la escala TAF-Probabilidad. Estos resultados concuerdan igualmente con lo establecido a nivel teórico por Shafran y colaboradores (1996). Cuando se detrae la varianza explicada por la depresión (CDI), los valores de las correlaciones parciales entre el TAFQ-A y las variables estudiadas se mantienen estadísticamente significativos y, en general, muy semejantes a los coeficientes *rho* de Spearman, lo que sugiere que la relación entre la TAF y dichas variables, incluyendo las relacionadas con síntomas de ansiedad, no se debe simplemente a que todas las pruebas reflejan el estado de ánimo de los niños y adolescentes.

Tanto en el presente estudio como en los publicados por otros autores (véase revisión en Berle y Starcevic, 2005), la relación de TAF con depresión es inferior a la encontrada con ansiedad. Por otra parte, la relación de TAF-Probabilidad con ambas variables es superior a la de TAF-Moral, tal como sugerían Shafran et al. (1996) y tal como encontraron Muris et al. (2001).

En resumen, ante los resultados obtenidos se pueden extraer dos conclusiones. Primero, que la adaptación española del TAFQ-A presenta propiedades psicométricas comparables a las de la versión original y que, por ello, es una prueba que puede emplearse en la investigación de la fusión pensamiento-acción. Segundo, que el constructo TAF puede aplicarse, de la misma forma que en adultos, a niños y adolescentes, lo que constituye un apoyo importante a las modernas teorías cognitivas sobre las obsesiones y otros problemas de ansiedad, tal como han manifestado Reynolds y Reeves (2008). Esto, a su vez, sugiere que los tratamientos basados en dichas teorías pueden resultar útiles desde edades tempranas.

Futuras investigaciones deberán estudiar si los resultados presentes se mantienen cuando se utilizan niños y adolescentes con problemas clínicos.

Agradecimientos

La presente investigación ha estado subvencionada por la Junta de Andalucía, Proyecto de Investigación P06-HUM-01548. Agradecemos la ayuda de Carolina Quintero y Lidia Valderrama en la recogida de datos, así como los comentarios y sugerencias de dos revisores anónimos.

Referencias

- Abramowitz, J.S., Whiteside, S., Lynam, D., y Kalsy, S. (2003). Is thought-action fusion specific to obsessive-compulsive disorder? A mediating role of negative affect. *Behaviour Research and Therapy*, *41*, 1069-1079.
- Berle, D., y Starcevic, V. (2005). Thought-action fusion: Review of the literature and future directions. *Clinical Psychology Review*, *25*, 263-284.
- Del Barrio, M.V., y Carrasco, M.A. (2004). *CDI: Inventario de Depresión Infantil*. Madrid: TEA Ediciones.
- Enns, M.W., y Cox, B.J. (2002). The nature and assessment of perfectionism: A critical analysis. En G.L. Flett y P.L. Hewitt (Eds.): *Perfectionism: Theory, research and treatment* (pp. 33-62). Washington, DC: American Psychological Association.
- Farrell, L., y Barrett, P. (2006). Obsessive-compulsive disorder across developmental trajectory: Cognitive processing of threat in children, adolescents and adults. *British Journal of Psychology*, *97*, 95-114.
- Frost, R.O., y Marten, P.A. (1990). Perfectionism and evaluative threat. *Cognitive Therapy and Research*, *14*, 559-572.
- Hu, L., y Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, *6*, 1-55.
- Kovacs, M. (1992). *Children's Depression Inventory. CDI Manual*. New York: Multi-Health Systems.
- Marino, T.L., Lunt, R.A., y Negy, C. (2008). Thought-action fusion: A comprehensive analysis using structural equation modeling. *Behaviour Research and Therapy*, *46*, 845-853.
- Muris, P., Meesters, C., Rassin, E., Merckelbach, H., y Campbell, J. (2001). Thought-action fusion and anxiety disorders symptoms in normal adolescents. *Behaviour Research and Therapy*, *39*, 843-852.
- OCCWG (Obsessive Compulsive Cognitions Working Group) (2005). Psychometric validation of the Obsessive Belief Questionnaire and Interpretation of Intrusions Inventory: Part 2, factor analyses and testing of a brief version. *Behaviour Research and Therapy*, *43*, 1527-1542.
- Purdon, C., Antony, M.M., y Swinson, R.P. (1999). Psychometric properties of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in a clinical

- anxiety disorders sample. *Journal of Clinical Psychology*, 55, 1271-1286.
- Rachman, S. (1993). Obsessions, responsibility and guilt. *Behaviour Research and Therapy*, 31, 149-154.
- Rachman, S. (1997). A cognitive theory of obsessions. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 793-802.
- Rassin, E. (2001). The contribution of thought-action fusion and thought suppression in the development of obsession-like intrusions in normal participants. *Behaviour Research and Therapy*, 39, 1023-1032.
- Rassin, E., Merckelbach, H., Muris, P., y Schmidt, H. (2001). The thought-action fusion scale: Further evidence for its reliability and validity. *Behaviour Research and Therapy*, 39, 537-544.
- Rassin, E., Merckelbach, H., Muris, P., y Spaan, V. (1999). Thought-action fusion as a causal factor in the development of intrusions. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 231-237.
- Reynolds, S., y Reeves, J. (2008). Do cognitive models of obsessive-compulsive disorder apply to children and adolescents? *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 36, 463-471.
- Salkovskis, P.M. (1985). Obsessive-compulsive problems: A cognitive-behavioural analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 23, 571-583.
- Shafran, R., y Rachman, S. (2004). Thought-action fusion: A review. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 35, 87-107.
- Shafran, R., Thordarson, D.S., y Rachman, S. (1996). Thought-action fusion in obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 10, 379-391.
- Spence, S.H. (1998). A measure of anxiety symptoms among children. *Behavior Research and Therapy*, 36, 545-566.
- Spence, S.H., Barret, P.M., y Turner, C.M. (2003). Psychometric properties of the Spence Children's Anxiety Scale with young adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 17, 605-625.