Behavioral Psychology / Psicología Conductual, Vol. 25, Nº 2, 2017, pp. 387-403

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL "CUESTIONARIO DE PENSAMIENTOS AUTOMÁTICOS" (ATQ) EN CUIDADORES FAMILIARES

Patricia Otero[1], Fernando L. Vázquez[2], Vanessa Blanco[2] y Ángela Torres[2]

[1]Universidad de A Coruña; [2]Universidad de Santiago de Compostela (España)

Resumen

Aunque existen pruebas de que el nivel de depresión de los cuidadores está asociado con sus pensamientos negativos y el "Cuestionario de pensamientos automáticos" (ATQ) es el instrumento más utilizado para evaluar estos pensamientos, no existen datos de las propiedades psicométricas del ATQ en cuidadores. Evaluadores independientes entrenados administraron el ATQ, evaluaron el nivel de síntomas depresivos y el diagnóstico de episodio depresivo mayor a 592 cuidadores (87,2% mujeres, media de edad de 55,4 años). La consistencia interna del ATQ fue de 0,96. Se encontraron tres factores que explicaron el 56,3% de la varianza total. Hubo una correlación significativa entre la sintomatología depresiva y los pensamientos negativos (r= 0,684; p< 0,001). El ATQ discriminó entre cuidadores deprimidos y no deprimidos clasificando correctamente el 86,8% de los casos. Una puntuación de 52 resultó un punto de corte adecuado para discriminar los cuidadores deprimidos de los no deprimidos (sensibilidad= 80,9%; especificidad= 75,5%). El ATQ resultó un instrumento fiable y válido para evaluar los pensamientos negativos en la población de cuidadores.

PALABRAS CLAVE: *Cuestionario de pensamientos automáticos, propiedades psicométricas, cuidadores familiares.*

Abstract

Although there is evidence that the depression level in caregivers is associated with their negative thoughts and the Automatic Thoughts Questionnaire (ATQ) being the most widely used instrument to assess these negative thoughts, there is no data of the psychometric properties of the ATQ in caregivers. In the current study, trained independent evaluators administered the ATQ and assessed the level of depressive symptoms and the diagnosis of major depressive episodes in 592 family caregivers (87.2% women, mean age of 55.4 years). The internal consistency of the ATQ was .96. Three factors explained 56.3% of the total variance. There was a significant correlation between

---

Este estudio ha sido financiado a través del Proyecto 2012-PN162 (PSI2012-37396) por el Ministerio de Economía y Competitividad de España. Nuestro agradecimiento por su colaboración a la Consellería de Trabajo y Bienestar de la Xunta de Galicia.

Correspondencia: Patricia Otero, Dpto. de Psicología, Universidad de A Coruña, Campus de Elviña, 15071 A Coruña (España). E-mail: patricia.otero.otero@udc.es

depressive symptomatology and negative thoughts (r= .684, p< .001). The ATQ differentiated between depressed and non-depressed caregivers, correctly classifying 86.8% of cases. A score of 52 was an adequate cut-off to differentiate depressed caregivers from non-depressed caregivers (sensitivity= 80.9%, specificity= 75.5%). The results indicate that the ATQ is a reliable and valid instrument to evaluate negative thoughts in the family caregiver population.
KEY WORDS: *Automatic thoughts questionnaire, psychometric properties, family caregivers*.

Introducción

En las actuales sociedades envejecidas, los cuidadores familiares constituyen una población numerosa. Concretamente, en los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), más de uno de cada 10 adultos está implicado en el cuidado familiar y no remunerado de una persona allegada en situación de dependencia (Colombo, Llena-Nozal, Mercier y Tjadens, 2011). Sin embargo, existen pruebas de que asumir el papel de cuidador puede tener un efecto negativo sobre la salud física y mental del cuidador (Schulz, O'Brien, Bookwala y Fleissner, 1995). Por lo que a la salud mental se refiere, la depresión ha sido una de las consecuencias del cuidado más frecuentemente detectada. Entre otros hallazgos, se ha encontrado que entre el 28,0% y el 55,0% de los cuidadores presentan síntomas depresivos elevados (Schulz *et al*., 1995) y que un 8,9% cumplen los criterios del DSM-IV-TR para el diagnóstico de un episodio depresivo mayor (Torres *et al*., 2015).

Existen pruebas de que el nivel de depresión de los cuidadores está asociado con sus pensamientos disfuncionales (Losada, Montorio, Knight, Márquez y Izal, 2006). Esto resulta consistente con la consolidada teoría cognitiva de la depresión, según la que las respuestas emocionales dependen de cómo los individuos interpretan sus experiencias (Clark, Beck y Alford, 1999), la cual es la base para el desarrollo de una terapia para el tratamiento de la depresión mediante la alteración de las cogniciones negativas (Beck, 1979; Beck, Rush, Shaw y Emery, 1979). De hecho, la terapia cognitiva ha demostrado ser eficaz en la reducción de los síntomas depresivos, al menos en igual medida que la medicación antidepresiva, y con efectos más duraderos que ésta (DeRubeis, Siegle y Hollon, 2008) y se ha encontrado que el cambio en los pensamientos negativos de los cuidadores tiene un impacto positivo en la reducción de sus síntomas depresivos (Losada *et al*., 2015; Vázquez *et al*., 2016).

Pero para comprender y confirmar el papel de las cogniciones sobre la depresión y sobre el efecto terapéutico, resulta fundamental su evaluación mediante un instrumento de medida fiable y válido. Existen diversos instrumentos que evalúan creencias irracionales, desesperanza y otros constructos cognitivos (Clark, 1988; Glass y Arnkoff, 1997), así como un cuestionario que evalúa específicamente los pensamientos disfuncionales sobre el cuidado (Montorio, Losada, Izal y Márquez, 2009). Entre estos instrumentos, cabe señalar el "Cuestionario de pensamientos automáticos" (*Automatic Thoughts Questionnaire*, ATQ; Hollon y Kendal, 1980), que fue desarrollado para evaluar la frecuencia de

pensamientos automáticos negativos asociados con la depresión, y su posterior revisión para incluir ítems positivos (ATQ-R; Kendall, Howard y Hays, 1989) que ha sido validada en población española (Calvete y Connor-Smith, 2005). El primero de ellos destaca por ser frecuentemente utilizado en la investigación y práctica clínica (Clark, 1988) y por su mayor sensibilidad y especificidad frente a otros instrumentos que evalúan cogniciones relacionadas con la depresión (Dobson y Breiter, 1983; Hill, Oei y Hill, 1989).

Para su construcción se generaron un conjunto de 100 ítems usando una muestra de 788 estudiantes universitarios. Posteriormente, con una muestra de 348 estudiantes dividida en una muestra de desarrollo y otra de validación cruzada, se conformó el cuestionario final de 30 ítems (Hollon y Kendal, 1980). Se ha comprobado su validez concurrente con la depresión (Dobson y Breiter, 1983; Ross, Gottfredson, Christensen y Weaver, 1986) y ha mostrado diferencias significativas entre los sujetos deprimidos y los no deprimidos (Hollon y Kendal, 1980; Ingram, Atkinson, Slater, Saccuzzo y Garfin, 1990; Vézina y Bourque, 1984) discriminando adecuadamente ambas condiciones (Harrel y Ryon, 1983; Kazdin, 1990), aunque en la actualidad se desconoce el punto de corte adecuado para realizar esta distinción. Además, no existe consenso sobre su estructura factorial (Netemeyer *et al*., 2002). Hollon y Kendal (1980) encontraron cuatro factores (Desajuste personal y deseo de cambio, Autoconcepto negativo y expectativas negativas, Baja autoestima y Rendirse e impotencia); Deardorff, Hopkins y Finch (1984) encontraron tres factores (Autoafirmaciones negativas, Rendirse y Debilidad), mientras que Kazdin (1990) encontró un único factor referido a pensamientos negativos en general. El ATQ ha sido validado en muestras clínicas de pacientes deprimidos y pacientes no deprimidos que buscan ayuda para problemas mentales o físicos (Harrel y Ryon, 1983), pacientes con dolor crónico (Cano y Rodríguez, 2002), niños (Kazdin, 1990) y adultos trabajadores (Deardorff *et al*., 1984). Sin embargo, no ha sido validado en la población de cuidadores familiares, a pesar de que esta población presenta un riesgo relativo de tener depresión de 2.80 a 38.68 (Cuijpers, 2005). Por tanto, el objetivo principal de este estudio es validar el ATQ en una muestra de cuidadores familiares.

Método

Participantes

Los datos para este estudio fueron extraídos de la población cuidadores familiares de la Comunidad Autónoma de Galicia. La muestra fue obtenida al azar del registro oficial de cuidadores de la Consellería de Trabajo y Bienestar de la Xunta de Galicia. Para participar en este estudio, los sujetos tenían que: (a) ser un cuidador familiar de una persona cuya dependencia estuviera oficialmente reconocida, (b) proporcionar el consentimiento informado. Se excluyeron aquellos participantes que presentaran condiciones que pudieran interferir con la participación en el estudio (p. ej., retraso mental, deterioro cognitivo significativo, deficiencia visual grave), o que estuvieran recibiendo tratamiento psicológico o farmacológico para la depresión en los dos últimos meses.

Del total de 603 personas invitadas a participar en el estudio, 11 no cumplimentaron adecuadamente el ATQ, por lo que fueron eliminadas de los análisis relativos a dicho instrumento, obteniendo una tasa de respuesta del 98,2% para el ATQ.

No se encontraron diferencias significativas entre aquellos que cumplimentaron correctamente el instrumento y los que no lo hicieron en función del sexo (p= 0,164, test exacto de Fisher), la edad (U= 2339,0; z= -1,602; p= 0,109), el estado civil (p= 0,736, test exacto de Fisher), la clase social (p= 0,054, test exacto de Fisher), el nivel de estudios (p= 0,052, test exacto de Fisher), sexo de la persona cuidada (p= 0,549, test exacto de Fisher), edad de la persona cuidada (U= 2994,0; z= -0,458; p= 0,647), parentesco con la persona cuidada (p= 0,766, test exacto de Fisher), enfermedad de la persona cuidada (p= 0,952, test exacto de Fisher), tiempo cuidando del familiar (U= 2576,0; z= -1,190; p= 0,234), horas diarias dedicadas al cuidado (U= 2935,0; z= -0,667; p= 0,505), síntomas depresivos (U= 2641,5; z= -1,027; p= 0,305) y episodio depresivo mayor (p= 1,000, test exacto de Fisher).

Instrumentos

a) Cuestionario *ad hoc* para evaluar las variables sociodemográficas y de la situación de cuidado. Se recogió información sobre el sexo, edad, estado civil, clase social, nivel educativo de los participantes, el parentesco con la persona cuidada, su sexo, edad, enfermedad de la persona cuidada, así como el tiempo en años cuidándola y las horas diarias dedicadas al cuidado.
b) "Cuestionario de pensamientos automáticos" (*Automatic Thoughts Questionnaire*, ATQ; Hollon y Kendall, 1980). Es un cuestionario de 30 ítems que evalúa los pensamientos automáticos negativos. El sujeto debe indicar la frecuencia con que una serie de pensamientos han surgido súbitamente en su cabeza durante la última semana, en una escala tipo Likert de cinco puntos, desde 1 (*nunca*) a 5 (*siempre*). El rango de puntuación total oscila entre 30 y 150, de modo que a mayor puntuación más pensamientos negativos. La consistencia interna de la versión original en inglés del cuestionario es de 0,96.
c) "Escala para la depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos" (*Center for Epidemiological Studies Depression Scale*, CES-D; Radloff, 1977) versión española de Vázquez, Blanco y López (2007). Es una escala autoinformada de 20 ítems que proporciona una puntuación continua que refleja el nivel de sintomatología depresiva durante la última semana. Cada uno de los 20 ítems es evaluado en una escala tipo Likert de cuatro opciones de respuesta que van en un rango de 0 (*raramente o ninguna vez*) a 3 (*la mayor parte del tiempo*). Por lo tanto, el rango de la escala es de 0 a 60, donde una mayor puntuación corresponde a una mayor sintomatología depresiva. Su consistencia interna es de 0,89.
d) "Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV, versión clínica" (*Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders, Clinician Version*, SCID-CV; First, Spitzer, Gibbon y Williams, 1997/1999). Entrevista utilizada para realizar diagnósticos psicológicos según el DSM-IV y que debe

ser administrada por un clínico. Está compuesta por seis módulos (episodios de estado de ánimo, síntomas psicóticos, trastornos psicóticos, trastornos del estado de ánimo, trastornos por uso de sustancias, ansiedad y otros trastornos), aunque para este estudio sólo se utilizó el primero. La fiabilidad entre entrevistadores (kappa) es de 0,61.

Procedimiento

Nosotros elaboramos una versión en español propia del ATQ original de Hollon y Kendal (1980) que fue aplicada a una muestra de cuidadores familiares de España. Seguimos las recomendaciones de Guillemin, Bombardier y Beaton (1993), incluyendo la retrotraducción (Brislin, Lonner y Thorndike, 1973). El ATQ fue traducido del inglés al español por dos investigadores cuya lengua materna es el español familiarizados con el inglés, y luego retrotraducido por un traductor independiente cuya lengua materna es el inglés y que no estuvo expuesto a la versión original en inglés del instrumento. Esta retrotraducción fue analizada por un panel de expertos para identificar y resolver los fallos en la versión en español; la nueva versión en español fue retrotraducida y reevaluada por el panel de expertos tantas veces como fueron necesarias hasta que la versión en español y la original en inglés fueron equivalentes.

Los participantes fueron informados sobre la naturaleza del estudio y dieron su consentimiento informado. Los procedimientos respetaron las normas éticas de acuerdo a la Declaración de Helsinki y fueron aprobados por el Comité de Bioética de la Universidad de Santiago de Compostela. La participación fue voluntaria, sin compensación económica o incentivo de ningún tipo.

Dos evaluadores independientes previamente entrenados realizaron las evaluaciones y respondieron a todas las preguntas de los participantes. Recogieron la información sociodemográfica y de la situación de cuidado de los participantes, y el ATQ y la CES-D fueron aplicados de forma autoadministrada. Posteriormente, dos clínicos expertos, cada uno con más de 20 años de experiencia en evaluación y tratamiento de la depresión, establecieron la idoneidad del diagnóstico de episodio depresivo mayor para cada cuidador con ayuda de la SCID-CV. Aunque hubo discrepancias interevaluadores en ítems específicos, sus diagnósticos coincidieron completamente y fueron usados como puntos de referencia en el análisis de la validez concurrente del ATQ. La evaluación se completó en aproximadamente 60 minutos. Los clínicos estaban enmascarados a los resultados del ATQ y la CES-D, y los evaluadores que corrigieron el ATQ y la CES-D estaban enmascarados a los resultados del diagnóstico de episodio depresivo mayor derivado de la SCID-CV.

Análisis de datos

Se calcularon las frecuencias, porcentajes, medias y desviaciones típicas de las variables sociodemográficas y de la situación de cuidado, la puntuación en pensamientos negativos y de cada uno de los ítems del ATQ, así como la puntuación en sintomatología depresiva y el diagnóstico de episodio depresivo mayor. Aquellos sujetos que no cumplimentaron adecuadamente los instrumentos

de evaluación no se tuvieron en cuenta en los análisis estadísticos. Para analizar las diferencias de los pensamientos negativos en función de las características sociodemográficas y la situación de cuidado se utilizaron la *t* de Student, ANOVA, correlación de Pearson o chi-cuadrado en función de las características de las variables implicadas y el número de grupos a utilizar.

Para analizar la consistencia interna del ATQ se calcularon las correlaciones de Pearson entre sus ítems y entre las puntuaciones en cada uno de los ítems y la puntuación total corregida (es decir, la puntuación total sin tener en cuenta dicho ítem), así como el coeficiente α de Cronbach.

Para explorar las dimensiones subyacentes del ATQ en la población de cuidadores se realizó un análisis factorial exploratorio con extracción de factores por el método de extracción de componentes principales; para determinar el número de factores que debían extraerse en el análisis exploratorio se utilizó el número de ítems con valor propio superior a 1. Posteriormente, se realizó una rotación ortogonal varimax para intentar minimizar el número de ítems que tienen un gran peso en un factor. La medida de adecuación de la muestra se realizó mediante el índice de Kaiser-Meyer-Olkin y la matriz de correlaciones identidad se contrastó mediante el test de esfericidad de Bartlett. Se comparó el ajuste de la estructura factorial hallada en el análisis exploratorio con el de un modelo unifactorial mediante un análisis factorial confirmatorio, adoptando el método de estimación de máxima verosimilitud. El modelo de un factor fue analizado de acuerdo a la revisión de Netemeyer *et al*. (2002) según la cual todos los estudios del ATQ encontraron un factor que explicó la mayor proporción de la varianza y sumaron las puntuaciones de los 30 ítems sin separarla por factores, tratando el cuestionario como si estuviera representado por un único factor. La bondad de ajuste fue examinada mediante los siguientes índices: (a) razón de verosimilitud generalizada χ^2_M (*generalized likelihood ratio*) bajo la hipótesis nula de que no hay discrepancias entre las covarianzas en la población y las que predice el modelo (ajuste exacto), (b) error cuadrático medio de la aproximación (*root mean square error of aproximation*, RMSEA), (c) índice de bondad de ajuste (*goodness of fit index*, GFI), (d) índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI), (e) índice de ajuste no normativo (*non-normed fit index*, NNFI), (f) índice esperado de validación cruzada (ECVI). De acuerdo con Hu y Bentler (1999), valores RMSEA más cercanos a 0 y valores GFI, CFI, NNFI cercanos a .95 indican buen ajuste entre el modelo y los datos observados. Respecto al ECVI valores más bajos indican mejor ajuste al modelo. Además, la diferencia entre el modelo de tres factores y el de un factor se evaluó mediante un test de diferencias de chi-cuadrado bajo la hipótesis nula de que el modelo más parsimonioso (el de un único factor) es mejor.

Para evaluar la validez concurrente del ATQ se utilizó la correlación de Pearson con los síntomas depresivos (CES-D), así como la *t* de Student para muestras independientes y un análisis de clasificación discriminante para el diagnóstico del episodio depresivo mayor (SCID-CV). Finalmente, se hizo un estudio de puntos de corte para diferenciar entre no deprimidos y deprimidos mediante el análisis de la curva ROC (*receiver-operating characteristics*). Los análisis se realizaron con el paquete estadístico SPSS (versión 20.0) (IBM Corp. Released, 2011) y el software libre R (R Core Team, 2016).

Resultados

Características de la muestra y pensamientos negativos

El 87,2% de los cuidadores eran mujeres, la edad de los participantes osciló entre los 25 y los 86 años (*M*= 55,4; *DT*= 11,9), el 72,1% tenían pareja, el 51,5% declaró pertenecer a una clase social media o media-alta y el 53,9% tenían estudios primarios. El 37,3% cuida de su padre o madre, que es mujer en el 62,8% de los casos, tiene una media de edad de 63,3 años (*DT*= 31,2), y que presenta demencia en el 30,1% de los casos; dicho cuidado se ha prolongado durante una media de 13,2 años (*DT*= 9,4) y un promedio de 15,7 horas al día (*DT*= 4,1). La puntuación media de sintomatología depresiva fue de 18,2 (*DT*= 11,4). Presentaron diagnóstico de episodio depresivo mayor un 15,9% (tabla 1).

Tabla 1
Características sociodemográficas, de la situación de cuidado y clínicas (*N*= 592)

Variables	*n*	%
Sexo		
Hombre	76	12,8
Mujer	516	87,2
Edad		
M (DT)	55,4 (11,9)	
Estado civil		
Sin pareja	165	27,9
Con pareja	427	72,1
Clase social		
Baja/media-baja	287	48,5
Media/media-alta	305	51,5
Nivel educativo		
Sabe leer y escribir	86	14,5
Primaria	319	53,9
Secundaria/Universitario	187	31,6
Parentesco con la persona cuidada		
Padre/madre	221	37,3
Cónyuge	67	11,3
Hijo/a	171	28,9
Otros familiares	122	20,6
Otros no familiares	11	1,9
Sexo de la persona cuidada		
Hombre	220	37,2
Mujer	372	62,8
Edad de la persona cuidada		
M (DT)	63,3 (31,2)	
Enfermedad de la persona cuidada		
Demencia	178	30,1
Trastornos mentales, neurológicos, daño cerebral	167	28,2
Enfermedades del sistema osteomuscular, tejido conjuntivo, cardiovascular y respiratorio	154	26,0
Otros	93	15,7

Variables	*n*	%
Tiempo cuidando (años)		
M (DT)	13,2 (9,4)	
Horas diarias dedicadas al cuidado		
M (DT)	15,7 (4,1)	
Síntomas depresivos		
M (DT)	18,2 (11,4)	
Episodio depresivo mayor		
Negativo	498	84,1
Positivo	94	15,9

No hubo diferencias significativas en los pensamientos negativos evaluados con el ATQ en función del sexo, estado civil, nivel educativo, parentesco con la persona cuidada, sexo, edad o enfermedad de la persona cuidada, tiempo u horas diarias dedicadas al cuidado. Sin embargo, hubo una correlación inversa significativa entre la edad del cuidador y la puntuación en el ATQ (r= -0,121; p= 0,003), así como una puntuación ATQ significativamente mayor en cuidadores de clase social baja/media-baja en comparación con los de clase media/media-alta, $t(590)$= 3,128; p= 0,002.

Análisis de la fiabilidad

La puntuación media del ATQ fue 49,7 (*DT*= 21,0; rango 30-132). Entre las respuestas de los cuidadores, 65,2% de los ítems fueron puntuados 1; 14,5% puntuaron 2; 12,8% puntuaron 3; 4,4% puntuaron 4 y 3,1% puntuaron 5. La media de los ítems osciló de 1,24 para el ítem de *Me odio* a 2,23 para el ítem de *Rumbo* (tabla 2) (en la tabla 3 se incluyen los ítems). Los coeficientes de correlación elemento-total corregidos van del 0,49 para el ítem *No bueno* a 0,76 para el ítem *¿Qué me pasa?*, y todos fueron significativos (p< 0,001). La media del coeficiente de correlación inter-ítem fue 0,452, con un mínimo de 0,23 y un máximo de 0,69. El cuestionario presentó un α de Cronbach de 0,96.

Análisis de la validez

ESTRUCTURA FACTORIAL. Se realizó un análisis factorial exploratorio de componentes principales (rotación varimax). La prueba Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación muestral (KMO= 0,967) y el índice de esferecidad de Bartlett, $\chi^2_{(435)}$= 10773,454; p< 0,001, indicaron una excelente adecuación de los datos para tal análisis. El análisis identificó tres factores con valor propio mayor que la unidad que explicaron el 56,3% de la varianza total (tabla 3). El factor 1, que explicó el 47,5% de la varianza (valor propio= 14,24), incluyó 15 ítems relativos a *Desajuste con el medio y futuro negativo*: siete con saturaciones factoriales > 0,6 (Rumbo, Futuro, No seguir, No soportarlo, Cambiar, Encajar, Enfrentado), siete con saturaciones entre 0,5 y 0,6 (Otro sitio, Pasarme algo, Entenderme, ¿Qué me pasa?, Indefenso, Marcha, Nada bueno) y uno con saturación entre 0,4 y 0,5 (No acabar). El factor 2, el cual explicó el 4,7% de la varianza (valor propio= 1,42), estuvo compuesto por 10 ítems sobre *Autoconcepto negativo*: cinco con saturaciones factoriales > 0,6 (Fracaso, Me odio, No valgo, Perdedor, Desaparecer), dos con saturaciones entre 0,5 y 0,6 (Porquería, Decepcionado de mi) y tres con

saturaciones entre 0,4 y 0,5 (No vale la pena, No conseguir, Fallar). El factor 3, que explicó el 4,2% de la varianza (valor propio= 1,25), incluyó cinco ítems relativos a *Autorreproches*: dos con saturaciones factoriales > 0,6 (Ser mejor, No bueno), uno con saturación entre 0,5 y 0,6 (No éxito) y dos con saturaciones entre 0,4 y 0,5 (Decepcionar a gente, Débil). En la tabla 3 pueden observarse las saturaciones factoriales de los 30 ítems.

Tabla 2

Medias y desviaciones típicas (*DT*) de los ítems, frecuencias de las puntuaciones y correlación elemento-total corregida (r_{tot}) para cada ítem (*N*= 592)

Item (abreviado)	*M*	*DT*	Frecuencia de la puntuación (%)					r_{tot}
			1	2	3	4	5	
Enfrentado (ítem 1)	1,79	1,10	59,5	12,2	20,3	5,6	2,4	0,55
No bueno (ítem 2)	1,71	1,16	65,7	12,5	12,7	3,4	5,7	0,49
No éxito (ítem 3)	1,82	1,11	56,9	15,6	19,4	4,6	3,5	0,60
Entenderme (ítem 4)	1,96	1,16	50,0	18,3	21,2	6,3	4,2	0,66
Decepcionar a gente (ítem 5)	1,50	0,91	69,9	15,4	11,3	1,0	2,4	0,56
No seguir (ítem 6)	1,73	1,08	61,3	15,1	15,7	4,9	3,0	0,66
Ser mejor (ítem 7)	1,76	1,15	61,0	16,8	12,6	4,4	5,2	0,51
Débil (ítem 8)	1,79	1,14	59,8	15,1	16,0	4,9	4,2	0,58
Rumbo (ítem 9)	2,23	1,27	40,2	21,8	19,8	11,3	6,9	0,65
Decepcionado de mi (ítem 10)	1,56	1,02	71,3	11,7	10,0	4,1	2,9	0,71
Nada bueno (ítem 11)	1,57	1,01	70,1	12,0	11,8	3,2	2,9	0,72
No soportarlo (ítem 12)	1,61	0,97	64,9	16,6	12,6	4,2	1,7	0,70
Marcha (ítem 13)	1,71	1,04	60,0	19,3	13,3	4,7	2,7	0,70
Fallar (ítem 14)	1,62	0,96	64,2	17,3	12,8	4,2	1,5	0,71
Otro sitio (ítem 15)	1,68	1,08	63,9	15,5	12,5	4,6	3,5	0,64
Encajar (ítem 16)	1,76	1,01	55,4	21,5	16,7	4,4	2,0	0,74
Me odio (ítem 17)	1,24	0,71	87,3	4,6	5,6	1,5	1,0	0,64
No valer (ítem 18)	1,39	0,84	78,9	9,0	8,3	2,4	1,4	0,72
Desaparecer (ítem 19)	1,41	0,89	78,7	8,4	7,6	3,9	1,4	0,65
¿Qué me pasa? (ítem 20)	1,64	0,98	63,5	16,2	14,4	4,4	1,5	0,76
Perdedor (ítem 21)	1,38	0,85	79,4	9,5	6,5	3,2	1,4	0,68
Porquería (ítem 22)	1,52	1,00	72,2	12,9	8,4	3,5	3,0	0,72
Fracaso (ítem 23)	1,31	0,81	84,1	6,4	5,9	1,7	1,9	0,70
No conseguir (ítem 24)	1,55	0,96	68,3	16,4	10,1	2,5	2,7	0,70
Indefenso (ítem 25)	1,72	1,06	60,1	18,8	13,3	4,6	3,2	0,70
Cambiar (ítem 26)	2,14	1,21	43,4	18,8	23,4	9,5	4,9	0,64
Pasarme algo (ítem 27)	1,54	0,97	69,8	15,0	9,6	2,9	2,7	0,70
Futuro (ítem 28)	1,98	1,26	52,4	18,1	14,4	8,8	6,3	0,67
No vale la pena (ítem 29)	1,41	0,89	78,2	9,0	8,4	2,5	1,9	0,65
Acabar (ítem 30)	1,63	1,08	66,7	15,8	9,6	3,5	4,4	0,65
α de Cronbach								0,96
M coeficiente correlación inter-ítem								0,452

Nota: Ver la tabla 3 para los nombres completos de los ítems.

Tabla 3
Saturaciones factoriales de los ítems del ATQ

Factores/ítems	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Desajuste con el medio y futuro negativo			
Mi vida no lleva el rumbo que deseo (ítem 9)	0,715		
Mi futuro está crudo (ítem 28)	0,676		
Pienso que no puedo seguir (ítem 6)	0,654		
Ya no puedo soportarlo más (ítem 12)	0,653		
Algo tiene que cambiar (ítem 26)	0,613		
No consigo que las cosas encajen (ítem 16)	0,609		
Me siento como enfrentado al mundo (ítem 1)	0,608		
Ojalá estuviese en otro sitio (ítem 15)	0,596		
Debe estar pasándome algo malo (ítem 27)	0,575		
Nadie me entiende (ítem 4)	0,571		
¿Qué me está pasando? (ítem 20)	0,542		
¡Me siento tan indefenso! (ítem 25)	0,538		
No consigo ponerme en marcha (ítem 13)	0,528		
Nada será bueno jamás (ítem 11)	0,513		
No puedo acabar nada (ítem 30)	0,443		
Autoconcepto negativo			
Soy un fracaso (ítem 23)		0,809	
Me odio a mí mismo (ítem 17)		0,702	
No valgo nada (ítem 18)		0,686	
Soy un perdedor (ítem 21)		0,685	
¡Ojalá pudiese desaparecer! (ítem 19)		0,646	
Mi vida es una porquería (ítem 22)		0,577	
Estoy decepcionado de mí mismo (ítem 10)		0,576	
Realmente no vale la pena (ítem 29)		0,497	
Nunca lo conseguiré (ítem 24)		0,469	
¿Qué falla en mí? (ítem 14)		0,468	
Autorreproches			
¡Ojalá fuese una persona mejor! (ítem 7)			0,713
No soy bueno (ítem 2)			0,698
¿Por qué no puedo tener éxito nunca? (ítem 3)			0,539
He decepcionado a la gente (ítem 5)			0,422
¡Soy tan débil! (ítem 8)			0,404

Nota: Las palabras subrayadas corresponden a la mención de los ítems en el texto y en la tabla 2.

Además, se realizó un análisis factorial confirmatorio comparando el modelo de tres factores con un modelo de un único factor. El modelo de un factor obtuvo un bajo ajuste: se rechazó la hipótesis nula del ajuste exacto, $\chi^2_{M\ (405)=}$ 1899,49; $p<$ 0,001, el valor RMSEA fue 0,079 (IC 95% 0,075-0,083), el GFI fue 0,0798, el CFI 0,858, el NNFI 0,848 y el ECVI 3,411. El modelo de tres factores fue aceptable: $\chi^2_{M\ (405)=}$ 1639,68; $p<$ 0,001; RMSEA= 0,071 (IC 95% 0,068-0,076); GFI= 0,0838; CFI= 0,883; NNFI= 0,873 y ECVI= 2,983. El modelo de tres factores mostró un ajuste a los datos significativamente mejor que el de un factor, $\chi^2_{diff\ (3)=}$ 259,81; $p<$ 0,001.

RELACIÓN ENTRE ATQ Y CES-D Y ENTRE ATQ Y SCID-CV**.** Se encontró una correlación positiva significativa entre el nivel de sintomatología depresiva y de pensamientos negativos evaluados con el ATQ (r= 0,684; p< 0,001). Por otra parte, la prueba t de Student indicó que los cuidadores deprimidos presentaron puntuaciones más altas en el ATQ que aquellos no deprimidos (M= 75,8 vs. M= 44,7); t(107,23)= 11,530; p< 0,001 (tabla 1). Usando un análisis de clasificación discriminante, el lambda de Wilks fue de 0,71; χ^2(1, n= 592)= 205,14; p< 0,001. La correlación canónica, que mide el grado de asociación entre las puntuaciones discriminantes y la pertenencia a los grupos, fue 0,54. Este análisis clasificó correctamente al 53,2% de los cuidadores deprimidos y al 94,4% de los no deprimidos; el porcentaje total de casos correctamente clasificados fue 86,8%. El área bajo la curva ROC fue 0,86 (IC 95% 0,82-0,90), confirmando que el ATQ es útil para discriminar entre personas con y sin depresión (figura 1). Para el punto de corte de 52, la prueba tiene una sensibilidad de 80,9% y una especificidad de 75,5%, un 76,2% de los casos correctamente clasificados, y valores predictivos positivo y negativo de 38,4% y 95,4% respectivamente (tabla 4).

Figura 1
Curva característica operativa del receptor (COR)

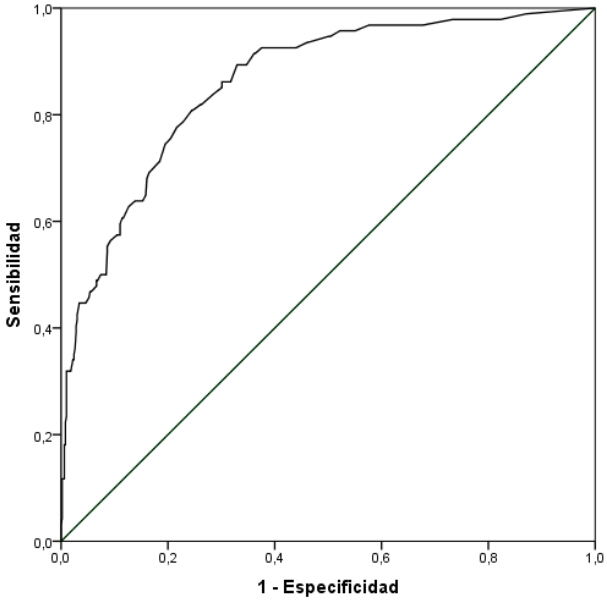

Tabla 4
Medidas de la capacidad predictiva diagnóstica para los puntos de corte del 44 al 67 del ATQ

Punto de corte	Sensibilidad	Especificidad	Valor predictivo positivo	Valor predictivo negativo
44	0,926	0,623	0,316	0,978
45	0,915	0,639	0,323	0,975
46	0,894	0,653	0,327	0,970
47	0,894	0,667	0,336	0,971
48	0,862	0,683	0,339	0,963
49	0,862	0,699	0,351	0,964
50	0,840	0,713	0,356	0,959
51	0,819	0,737	0,370	0,956
52	0,809	0,755	0,384	0,954
53	0,787	0,771	0,394	0,950
54	0,777	0,783	0,403	0,949
55	0,755	0,795	0,410	0,945
56	0,745	0,805	0,419	0,944
57	0,713	0,815	0,421	0,938
58	0,702	0,825	0,431	0,936
59	0,692	0,835	0,442	0,935
60	0,681	0,839	0,444	0,933
61	0,649	0,841	0,436	0,927
62	0,638	0,847	0,441	0,925
63	0,638	0,855	0,455	0,926
64	0,638	0,859	0,462	0,926
65	0,628	0,874	0,484	0,926
66	0,606	0,884	0,496	0,922
67	0,606	0,886	0,500	0,923

Discusión

En este estudio se aplicó el ATQ a una muestra de cuidadores familiares y se analizaron sus propiedades psicométricas. Respecto a las características sociodemográficas y de la situación de cuidado asociadas con los pensamientos negativos, se encontró que los cuidadores de menor edad y clase social más baja presentaron más pensamientos negativos. Una posible explicación es que los cuidadores más jóvenes perciban mayor interferencia del cuidado en sus vidas y posean menos habilidades de afrontamiento y que aquellos de clase social más baja dispongan de menos recursos para hacer frente a las elevadas demandas del cuidado, aumentando los pensamientos depresivos. No hubo diferencias en los pensamientos negativos en cuanto al resto de variables sociodemográficas. Esto indica la robustez del cuestionario y va en línea con los hallazgos del cuestionario original donde no hubo diferencias en la puntuación ATQ en función del sexo (Hollon y Kendall, 1980).

En cuanto a las propiedades psicométricas, la puntuación media del ATQ para la muestra completa y para los cuidadores deprimidos y los no deprimidos fue

similar a la encontrada en la muestra normativa original de estudiantes universitarios (Hollon y Kendall, 1980), y similar o ligeramente inferior a las encontradas en otros estudios de validación del instrumento en muestras de trabajadores (Deardorff *et al*., 1984), muestras clínicas de pacientes deprimidos y no deprimidos con problemas mentales o médicos (Harrell y Ryon, 1983) y niños (Kazdin, 1990).

La consistencia interna del ATQ fue elevada. Además, los coeficientes de correlación elemento-total y la media del coeficiente de correlación inter-ítem obtenidos satisfacen los criterios recomendados por Briggs y Cheek (1986) para alcanzar un adecuado equilibrio entre la consistencia interna y la amplitud de la medida. Estos resultados corroboran los hallazgos de Hollon y Kendall (1980) sobre que el ATQ posee suficiente fiabilidad para justificar su uso como medida de pensamientos automáticos negativos relacionados con la depresión, y son consistentes con los índices de consistencia interna informados en distintas poblaciones (Cano y Rodríguez, 2002; Deardorff *et al*., 1984; Harrell y Ryon, 1983; Kazdin, 1990).

El análisis factorial exploratorio mostró tres factores: 1) Desajustes con el medio y futuro negativo, 2) Autoconcepto negativo y 3) Autorreproches. Los contenidos de estos factores son consistentes con los elementos de la tríada cognitiva de la depresión postulada por Beck *et al*. (1979) referidos a cogniciones negativas acerca del yo, el mundo y el futuro. Esta estructura factorial de tres factores es consistente con la encontrada en el estudio de Deardorff *et al*. (1984) y en el factor de primer orden relacionado con los pensamientos negativos del ATQ-R del estudio de Calvete y Connor-Smith (2005). Los contenidos de los factores del presente estudio también fueron similares a los de estos estudios donde fueron designados como Autoafirmaciones negativas, Rendirse y Debilidad (Deardorff *et al*., 1984) e Insatisfacción, Autoconcepto negativo e Inhabilidad de afrontamiento (Calvete y Connor-Smith, 2005). En cambio, la presente estructura factorial contrasta con los cuatro factores encontrados por Hollon y Kendall (1980) en el cuestionario original, si bien los contenidos de ambos son similares y la hallada en nuestro estudio es una solución más parsimoniosa. La presente estructura factorial también contrasta con el modelo unifactorial propuesto en la revisión de Netemeyer *et al*. (2002) y hallada en el estudio de Kazdin (1990), encontrando además que los datos no se ajustan a dicho modelo. No obstante, el peso predominante en este estudio del factor Desajustes con el medio y futuro negativo, que explicó la mayor parte de la varianza total, apoya este factor como el más representativo.

Además, se encontró que hubo una correlación significativa positiva entre el ATQ y la CES-D, indicando que un mayor nivel de pensamientos negativos estuvo asociado con síntomas depresivos más elevados. Los resultados también mostraron que los cuidadores deprimidos tenían puntuaciones significativamente mayores en pensamientos automáticos negativos que los no deprimidos, encontrando que el ATQ discriminó entre cuidadores deprimidos y no deprimidos. Estos resultados indican que el ATQ también tiene una adecuada validez concurrente y una considerable especificidad para las cogniciones depresivas. Resultados similares se encontraron en los estudios de Harrell y Ryon (1983) en una muestra clínica de

pacientes deprimidos y pacientes no deprimidos con problemas mentales o físicos, de Kazdin (1990) en niños y de Calvete y Connor-Smith (2005) en estudiantes españoles y americanos. Por último, el punto de corte de 52 resultó adecuado para discriminar los cuidadores deprimidos de los no deprimidos, cuando se le da la misma importancia a la sensibilidad y a la especificidad. Al elegir el punto de corte de un instrumento también puede ser importante tener en cuenta la prevalencia de la condición evaluada (Doménech, 2004). Cuando la prevalencia es baja, un punto de corte que minimice la proporción de sujetos mal clasificados da como resultado un instrumento con baja sensibilidad; mientras que si se sobreestima la sensibilidad hay un mayor número de falsos positivos. Es recomendable encontrar el equilibrio entre sensibilidad y especificidad considerando el coste relativo de los falsos positivos y los falsos negativos (Zweig y Campbell, 1993).

Este estudio proporciona importantes implicaciones para la investigación y la práctica clínica. En primer lugar, sugiere que los pensamientos negativos no son infrecuentes en los cuidadores, lo que debe alertar a los clínicos sobre su evaluación. Además, ofrece información sobre la fiabilidad y validez del ATQ en la población de cuidadores, presentando adecuadas propiedades psicométricas en línea con lo hallado por Hollon y Kendall (1980) para la versión original del cuestionario. Es más, la estructura factorial encontrada debe considerarse estable, dado que el tamaño de la muestra de nuestro estudio supera significativamente a uno de los criterios más exigentes de los propuestos sobre la relación entre participantes y número de ítems (20/1; Hogarty, Hines, Kromrey, Ferron y Mumford, 2005). Por tanto, este cuestionario puede ser utilizado con confianza por clínicos e investigadores que trabajen con la población de cuidadores. Supone un instrumento estandarizado y validado para la evaluación específica de las cogniciones depresivas en los cuidadores relacionadas con la percepción de desajuste con el medio y el futuro, el autoconcepto negativo y los autorreproches, lo que resulta relevante en esta población dado su elevado riesgo de desarrollar depresión. Además, proporciona un punto de corte que permite discriminar a los cuidadores deprimidos, si bien los resultados de este estudio recomiendan la necesidad de controlar la edad y clase social de los cuidadores cuando se analicen los datos sobre pensamientos negativos en esta población. La aplicación del ATQ permitiría desarrollar intervenciones ajustadas a las necesidades de los cuidadores, mejorar la eficacia de las intervenciones dirigidas a reducir los síntomas depresivos en los cuidadores al poder ajustarse a su nivel de pensamientos negativos, evaluar los resultados del componente cognitivo de esas intervenciones (p. ej., Vázquez *et al*., 2014, 2016) y evaluar los mecanismos implicados en esta mejoría (Vázquez y Otero, 2009).

Sin embargo, deben considerarse algunas limitaciones. En primer lugar, no se obtuvo información de los pensamientos negativos de todos los sujetos evaluados, lo que podría introducir sesgos de no respuesta. No obstante, el alcance de esta limitación es mínima debido al bajo porcentaje de cuestionarios eliminados (sólo un 1,8%). En segundo lugar, dada la naturaleza de la muestra, la generalización de los resultados obtenidos a otras poblaciones es limitada; sólo puede aplicarse a la población de cuidadores de España. Además, dado que todos los datos se obtuvieron utilizando medidas de auto-informe, las relaciones entre las variables

podrían estar infladas artificialmente. Por último, se carece de otras medidas que podrían dar información sobre la fiabilidad test-retest y la validez convergente y discriminante del instrumento.

En conclusión, el ATQ es un instrumento que posee buena fiabilidad y validez como medida de los pensamientos automáticos negativos relacionados con la depresión en la población de cuidadores.

Referencias

Beck, A. T. (1979). *Cognitive therapy and the emotional disorders*. Nueva York, NY: Meridian.

Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F. y Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. Nueva York, NY: Guilford Press.

Briggs, S. R. y Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality, 54,* 106-148.

Brislin, R. W., Lonner, W. J. y Thorndike, R. M. (1973). *Cross-cultural research methods*. Nueva York, NY: Wiley.

Calvete, E. y Connor-Smith, J. K. (2005). Automatic thoughts and psychological symptoms: a cross-cultural comparison of American and Spanish students. *Cognitive Threrapy and Research, 29,* 201-217.

Cano, F. J. y Rodríguez, L. (2002). Evaluación del lenguaje interno ansiógeno y depresógeno en la experiencia de dolor crónico. *Apuntes de Psicología, 20,* 329-346.

Clark, D. A. (1988). The validity of measures of cognition: a review of the literature. *Cognitive Threrapy and Research, 12,* 1-20.

Clark, D.A., Beck, A. T. y Alford, B. A. (1999). *Scientific foundations of cogntive theory and therapy of depression*. Nueva York, NY: John Wiley & Sons.

Colombo, F., Llena-Nozal, A., Mercier, J. y Tjadens, F. (2011). *Help wanted? Providing and paying for long-term care.* OECD Health Policy Studies, Paris: OECD Publishing.

Cuijpers, P. (2005). Depressive disorders in caregivers of dementia patients: a systematic review. *Aging and Mental Health, 9*, 325-330.

Deardorff, P. A., Hopkins, L. R. y Finch, A. J. (1984). Automatic Thoughts Questionnaire: a reliability and validity study. *Psychological Reports, 55,* 708-710.

DeRubeis, R. J., Siegle, G. J. y Hollon, S. D. (2008). Cognitive therapy versus medications for depression: treatment outcomes and neural mechanisms. *Nature Reviews Neuroscience, 9*, 788-796.

Dobson, K. S. y Breiter, H. J. (1983). Cognitive assessment of depression: reliability and validity of three measures. *Journal of Abnormal Psychology, 92*, 107-109.

Doménech, J. M. (2004). *Fundamentos de diseño y estadística. Fundamentos de la teoría de la probabilidad. Pruebas diagnósticas*. Barcelona: Signo.

First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M. y Williams, J. B. W. (1999). *Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV- versión clínica (SCID-CV) [Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders, Clinician Version (SCID-CV)]*. Barcelona: Masson. (Orig. 1997).

Glass, C. R. y Arnkoff, D. B. (1997). Questionnaire methods of cognitive self-statement assessment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 65,* 911-927.

Guillemin, F., Bombardier, C. y Beaton, D. (1993). Cross-cultural adaptation of health-related quality of life measures: literature review and proposed guidelines. *Journal of Clinical Epidemiology, 46*, 1417-1432.

Harrel, T. H. y Ryon, N. B. (1983). Cognitive-behavioral assessment of depression: clinical validation of the Automatic Thoughts Questionnaire. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 51,* 721-725.

Hill, C. V., Oei, T. P. S. y Hill, M. A. (1989). An empirical investigation of the specificity and sensitivity of the Automatic Thoughts Questionnaire and Dysfunctional Attitudes Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 11*, 291-311.

Hogarty, K. Y., Hines, C. V., Kromrey, J. D., Ferron, J. M. y Mumford, K. R. (2005). The quality of factor solutions in exploratory factor analysis: the influence of sample size, communality, and overdetermination. *Educational and Psychological Measurement, 65,* 202-226.

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.

Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.

IBM Corp. Released (2011). IBM SPSS Statistics for Windows, versión 20.0 [programa de ordenador]. Armonk, NY: Autor.

Ingram, R. E., Atkinson, J. H., Slater, M. A., Saccuzzo, D. P. y Garfin, S. R. (1990). Negative and positive cognition in depressed and nondepressed chronic-pain patients. *Health Psychology, 9,* 300-314.

Kazdin, A. E. (1990). Evaluation of the Automatic Thoughts Questionnaire: negative cognitive processes and depression among children. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 2,* 73-79.

Kendall, P. C., Howard, B. L. y Hays, R. C. (1989). Self-referent speech and psychopathology: the balance of positive and negative thinking. *Cognitive Therapy and Research*, *13*, 583-598.

Losada, A., Montorio, I., Knight, B. G., Márquez, M. y Izal, M. (2006). Explanation of caregivers distress from the cognitive model: the role of dysfunctional thoughts. *Psicología Conductual, 14,* 115-128.

Losada, A., Márquez-González, M., Romero-Moreno, R., Mausbach, B. T., López, J., Fernández-Fernández, V. y Nogales-González, C. (2015). Cognitive-behavioral therapy (CBT) versus acceptance and commitment therapy (ACT) for dementia family caregivers with significant depressive symptoms: results of a randomized clinical trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 83*, 760-772.

Montorio, I., Losada, A., Izal, M. y Márquez, M. (2009). Dysfunctional Thoughts about Caregiving Questionnaire: psychometric properties of a new measure. *International Psychogeriatrics, 21,* 913-921.

Netemeyer, R. G., Williamson, D. A., Burton, S., Biswas, D., Jindal, S., Landreth, S., Mills, G. y Primeaux, S. (2002). Psychometric properties of shortened versions of the Automatic Thoughts Questionnaire. *Educational and Psychological Measurement, 62,* 111-129.

R Core Team (2016). *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing. Recuperado de: http://www.R-project.org/

Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: a self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*, 385-401.

Ross, S. M., Gottfredson, D. K., Christensen, P. y Weaver, R. (1986). Cognitive self-statements in depression: findings across clinical populations. *Cognitive Therapy and Research, 10,* 159-165.

Schulz, R., O'Brien, A. T., Bookwala, J. y Fleissner, K. (1995). Psychiatric and physical morbidity effects of dementia caregiving: prevalence, correlates, and causes. *Gerontologist, 35*, 771-791.

Torres, A., Blanco, V., Vázquez, F. L., Díaz, O., Otero, P. y Hermida, E. (2015). Prevalence of major depressive episodes in non-professional caregivers. *Psychiatry Research, 226*, 333-339.

Vázquez, F. L., Blanco, V. y López, M. (2007). An adaptation of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale for use in non-psychiatric Spanish populations. *Psychiatry Research, 149,* 247-252.

Vázquez, F. L. y Otero, P. (2009). La eficacia de las intervenciones psicológicas en la reducción de síntomas depresivos en cuidadores de personas con demencia: una revisión. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual, 17,* 573-593.

Vázquez, F. L., Hermida, E., Torres, A., Otero, P., Blanco, V. y Díaz, O. (2014). Eficacia de una intervención preventiva cognitivo conductual en cuidadoras con síntomas depresivos elevados. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual, 22,* 79-96.

Vázquez, F. L., Torres, A., Blanco, V., Otero, P., Díaz, O. y Ferraces, M. J. (2016). Long-term follow-up of a randomized clinical trial assessing the efficacy of a brief cognitive-behavioral depression prevention intervention for caregivers with elevated depressive symptoms. *American Journal of Geriatric Psychiatry, 24,* 421-432.

Vézina, J. y Bourque, P. (1984). The relationship between cognitive structure and symptoms of depression in the elderly. *Cognitive Therapy and Research, 8,* 29-35.

Zweig, M. H. y Campbell, G. (1993). Receiver Operating Characteristic (ROC) plots: a fundamental evaluation tool in clinical medicine. *Clinical Chemistry, 39,* 561-577.

RECIBIDO: 1 de septiembre de 2016
ACEPTADO: 26 de noviembre de 2016