

FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD

Sección de Psicología y Logopedia

TRABAJO DE FIN DE GRADO DE PSICOLOGÍA

**“PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS
DE LA ESCALA RUMIACIÓN
SOBRE LA IRA (ERI)”**

Alumnado:

Mariela Afonso González

Judit Quintero Pérez

Fabiola Stephany Salcedo Chacón

Tutor/es:

Manuel González Rodríguez

Lastenia Hernández Zamora

Curso Académico 2017-2018

Resumen

En este trabajo se presenta la estructura factorial y propiedades psicométricas de la Escala de Rumiación sobre la Ira (ERI, ARS, The Anger Rumination Scale) en su versión española. Para ello se contó con una muestra de 308 personas de Canarias de edades comprendidas entre los 18 y 71 años. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) señala la existencia de dos factores: 1) rumiación pasada, presente y posterior ante la ira ($\alpha = .93$), y 2) pensamientos de venganza ($\alpha = .80$), obteniendo la escala total un coeficiente alfa de Cronbach de .93. Partiendo de la base de que la rumiación sobre la ira se considera una variable de vulnerabilidad emocional, cognitiva y conductual, se constatan las relaciones de los dos factores con la ira estado e ira rasgo, así como con trastornos de ansiedad, depresión y afecto negativo.

Palabras clave: rumiación, ira, depresión, ansiedad.

Abstract

In this study, the factorial structure and psychometric properties of the Rumination Scale on Anger (ERI, ARS, The Anger Rumination Scale) is presented in its adapted Spanish version. For this project, a sample of 308 people between 18 to 71 years from the Canary Islands was recruited. The Exploratory Factor Analysis (AFE) indicates the existence of two factors: 1) past, present and following rumination due to anger ($\alpha = .93$), and 2) thoughts of revenge ($\alpha = .80$), obtaining in the total scale a Cronbach's alpha coefficient of .93. Based on the assumption that rumination about anger is considered a variable of emotional, cognitive and behavioral vulnerability, the relation between the two factors with state anger and trait anger are confirmed, as well as with anxiety disorders, depression and negative affection.

Keywords: rumination, anger, depression, anxiety.

Introducción

A lo largo de los años la Psicología ha evolucionado en todas las áreas que la conforman, siendo una de las más importantes la referida a lo que se entendía por enfermedad mental y cómo se abordaba. Existen una serie de diferencias a la hora de evaluar e intervenir en los trastornos mentales comparando las perspectivas tradicionales con las más actuales (Wang, Wang y Zhang, 2011).

En los modelos de salud tradicional, la salud mental y la enfermedad mental se consideran dos polos opuestos de un continuo (Greenspoon, y Saklofske, 2001). Los criterios de evaluación son demasiado dependientes de indicadores unidimensionales y negativos del diagnóstico, en el que, por lo general, se utiliza un indicador de psicopatología negativa y toma el Manual Diagnóstico y Estadístico de Trastornos mentales (DSM). Esta herramienta solo define si hay un trastorno mental o no, por lo tanto, la salud mental se concibe como ausencia de enfermedad mental (Suldo, y Shaffer, 2008), que supondría la existencia de riesgos de sobreestimación o subestimación en el diagnóstico de la salud mental de las personas (Davies y Bhugra, 2008). En este contexto, la investigación sobre la salud mental está restringida a la psicopatología (Doll, 2008), por lo que descuida la capacidad de las conductas positivas de las personas (Carr, 2008). Además, en los modelos tradicionales de salud mental el principal objetivo es aliviar los síntomas (Keyes, y López, 2002), sin centrarse tanto en las estrategias y herramientas cognitivas que poseen las personas ante las diversas situaciones a las que se pueden enfrentar. Por lo tanto, el alivio de los síntomas es algo parcial y transitorio (Wang, Wang y Zhang, 2011).

En un intento de superar las limitaciones anteriores surge el Modelo de Factor-Dual de Salud Mental que enfatiza una perspectiva más integradora, afirmando que la salud mental no es la ausencia de enfermedad mental o el alto bienestar de la persona,

sino un estado completo que integra, esta vez en un continuo, una dimensión positiva, el bienestar subjetivo, y otra negativa, síntomas de psicopatología (Suldo, y Shaffer, 2008; Doll, 2008). Ambos constituyen dos estructuras independientes pero relacionadas negativamente (Wang et al., 2011; Westerhof y Keyes, 2010).

Por lo tanto, frente al diagnóstico tradicional de salud mental, que se focaliza en determinar la existencia o ausencia de un trastorno mental, dando como resultado un sistema deficiente y precario (Davies y Bhugra, 2008), el Modelo Factor-Dual, posee dos indicadores para establecer un diagnóstico, siendo el bienestar subjetivo de la persona (indicador positivo) y síntomas de psicopatología (indicador negativo). A partir de esos dos indicadores se clasifican a las personas en distintos grupos en base a los estados resultantes de los indicadores, es decir, estado completo e incompleto de salud mental o enfermedad mental (Wang, Wang, Zhang, 2011).

Por otro lado, y casi al mismo tiempo que el modelo antes mencionado, surge una nueva disciplina, la Psicología Clínica Positiva (PCP), que se basa en un conjunto compartido de objetivos claramente definidos que se consideran cada vez más comunes dentro del campo (Wood y Tarrrier, 2010). La PCP, pretende cambiar la disciplina de la psicología clínica en una que “tiene un enfoque y contenido en el funcionamiento positivo y negativo en todas las áreas de investigación y práctica” (Wood y Tarrrier, 2010, p. 819). La característica distintiva de la PCP es el énfasis en la integración; donde se señala la imposibilidad de estudiar solo lo “positivo” o lo “negativo” en psicología clínica (o para el caso, en cualquier disciplina), y busca integrar mejor la investigación y la práctica hacia un enfoque conjunto en ambos (Wood y Tarrrier, 2010).

Haciendo referencia a la salud mental, existen diversos estudios, como en el caso de ESEMED, que se describe como un trabajo epidemiológico que aporta datos importantes acerca de la prevalencia-año y prevalencia-vida de los principales trastornos

mentales (Haro, Palacín, Vilagut, Martínez et al., 2006). Este se llevó a cabo con una muestra representativa de la población española de 5.473 personas, y se encontró que un 19,5% han tenido un trastorno en algún momento de su vida (prevalencia-vida) y un 8,4% en el último año (prevalencia-año). El más destacado es el trastorno depresivo mayor, que va a la cabeza, con un 3,9% de prevalencia-año y un 10,5% de prevalencia-vida (Haro et al, 2006).

En la etiología, el mantenimiento y la recurrencia de los trastornos emocionales, se encuentran los pensamientos negativos repetitivos (PNRs) que se consideran factores de vulnerabilidad cognitiva, así como un factor de riesgo común o transdiagnóstico que confieren un riesgo para múltiples trastornos emocionales y explicarían las elevadas tasas de comorbilidad (Kalmbach, Pillai y Ciesla, 2016; McEvoy, Watson, Watkins, y Nathan, 2013). Los PNRs se definen como “pensamientos repetitivos sobre uno o más temas negativos, que se experimentan como difíciles de controlar e implican una actividad cognitiva atenta, perseverante, frecuente, y relativamente incontrolable y se centran en los aspectos negativos del yo y el mundo” (Ehring y Watkins, 2008, p. 193). Asociados a los PNRs, se encuentran, entre otros procesos, la preocupación rasgo, la rumiación relacionada fundamentalmente con la depresión, la rumiación sobre la ira y la rumiación relacionada con afecto positivo (Feldman, Joormann, y Johnson, 2008; LoSavio, Dillon y amp; Resick, 2017; Nolen-Hoeksema y Morrow, 1991; Sukhodolsky, Golub, y Cromwell, 2001; White y Turner, 2014).

La Teoría de los Estilos de Respuestas, considera que la rumiación es uno de los factores presentes en los síntomas depresivos y se define como un “patrón de pensamientos y conductas repetitivas que centran la atención en uno mismo, en los síntomas depresivos y en sus causas, significados y consecuencias de estos síntomas, en lugar de centrarse de manera activa en una solución para resolver las circunstancias que

rodean esos síntomas” (Nolen-Hoeksema y Morrow, 1993, p. 569). La preocupación rasgo se define como “una cadena de pensamientos o actividad lingüística verbal e imágenes (aunque más bien las primeras) cargados de afecto negativo y relativamente incontrolables. El proceso de preocupación representa un intento de solución mental de problemas sobre un tema cuyo resultado es incierto, aunque conlleva la posibilidad de una a más consecuencias negativas. Por lo tanto, la preocupación está muy relacionada con el proceso del miedo” (Borkovec, Robinson, Pruzinsky y DePree, 1983, p.10).

Muchas de las investigaciones de la rumiación, la han relacionado en gran medida con la depresión. Pero existe otro tipo de rumiación menos estudiada, la relacionada con la ira. En este sentido, la ira se considera una emoción primaria, normal y universal, con un importante valor adaptativo (Averill, 1983), particularmente en circunstancias en las que el contenido hedónico es negativo (Russell y Feldman-Barrett, 1999). Sin embargo, si la ira es demasiado intensa, frecuente, duradera o desproporcionada, puede volverse disfuncional, estando relacionado con trastornos psicosociales (Deffenbacher, 2011) como físicos (Suinn, 2001).

La ira estado es considerada una emoción primaria negativa caracterizada por una elevada activación psicofisiológica y una expresión facial distintiva acompañada de sentimientos que pueden ir desde la irritación leve o el enfado moderado hasta la rabia o la furia intensa, y que tiene lugar cuando se percibe que algo o alguien ha impedido injustamente la consecución de una meta o la satisfacción de una necesidad o bien se recibe un daño considerado injusto y causado por otros (Pérez, Redondo y León, 2008).

La ira como rasgo se concibe como la tendencia o disposición general y estable a experimentar estados de ira con mayor frecuencia o intensidad, así como ante un rango más amplio de situaciones y a lo largo de más tiempo (Casado y Franco, 2010; Spielberger, Tobal, Casado y Cano, 2001).

Una definición de la rumiación asociada con la ira, se puede considerar como la tendencia a centrarse y obsecarse en las experiencias y estado de ánimo relacionado con la ira (Sukhodolsky, Golub, y Cromwell, 2001; White y Turner, 2014). Esta definición abarca los eventos significativos para la persona, además de elementos adicionales como sentimientos de enojo o pensamientos sobre venganza (Sukhodolsky, Golub, y Cromwell, 2001).

Por otro lado, la rumiación asociada con la ira puede considerarse un mecanismo de vulnerabilidad en el desarrollo de la ira disfuncional, así como en los trastornos de salud física y emocional (Brosschot, Gerin y Thayer, 2006; Nolen-Hoeksema et al., 2008). Por tanto, este tipo de rumia parece ser un factor de vulnerabilidad común a la depresión, la ansiedad y los trastornos de ira, aún con las diferencias en el contenido específico, que sería congruente con la experiencia emocional (McEvoy y Brans, 2013; Nolen-Hoeksema et al., 2008; Wilkowski y Robinson, 2010). Por lo tanto, la rumiación podría contribuir a explicar tanto la superposición entre las tres emociones negativas principales (es decir, ira, tristeza y ansiedad) como la alta comorbilidad entre depresión, trastornos de ansiedad y enojo disfuncional (McLaughlin y Nolen-Hoeksema, 2011).

Además, los estudios han encontrado que la rumiación asociada con la ira aumenta y mantiene el afecto negativo y afecta al ajuste social (Bushman, 2002; Rusting & Nolen-Hoeksema, 1998). La rumia relacionada con la ira ha demostrado un papel predictivo en niveles más elevados de agresión, predice la hostilidad y las experiencias de ira y los altos niveles de ansiedad somática (Anestis, Anestis, Selby y Joiner, 2009; Denson et al., 2006; García, Salguero, Vasquez, y Fernández-Berrocal, 2016; Pedersen et al., 2011).

Con respecto a la evaluación de la rumiación relacionada con los trastornos de ansiedad y del estado de ánimo, se ha empleado la Escala de Respuestas Rumiativas

(Nolen-Hoeksema y Morrow, 1991), pero para la evaluación de la rumia relacionada con la ira se emplea la Escala de Rumiación sobre la Ira (ERI, The Anger Rumination Scale ARS; Sukhodolsky et al., 2001). Esta escala aísla cuatro factores denominados recuerdos de enfado o ira, comprensión de las causas de la ira, pensamientos posteriores a la ira y pensamientos de venganza. Esta estructura se replicó en otros países como en Gran Bretaña y Hong Kong; Francia, España, Austria, México, Turquía, Farsi, con adecuadas propiedades psicométricas (Andrade, Alcázar-Olán, Matías, Guerrero y Espinosa, 2017; Besharat, 2011; Maxwell, Sukhodolsky, Chow y Wong, 2005; Ramos, Salguero, Kannis et al., 2017; Reynes, Berthouze, Guillet, Chabaud y Deflandre, 2013, Satici, 2014; Uceda, Bleda, Nieto y Sukhodolsky, 2016). En su validación inicial mostró una consistencia interna adecuada con coeficientes alfa que oscilaban entre .72 y .86 y una buena confiabilidad test-retest de un mes ($r_{xy} = .77$) (Sukhodolsky et al., 2001). En el estado español se han encontrado coeficientes alfa de Cronbach similares (Ramos, Salguero, Kannis et al., 2017). Con respecto a la confiabilidad test-retest, los resultados demostraron que las puntuaciones fueron estables durante un período de 3 meses, en comparación con el período de test-retest de 1 mes utilizado del estudio mencionado anteriormente (Sukhodolsky et al., 2001); reforzando la estabilidad de la escala en el tiempo (Ramos, Salguero, Kannis et al., 2017).

Con respecto a la validez convergente los cuatro factores del ARS correlacionaron con la ira rasgo, con coeficientes que oscilan entre .38 a .46 ($p \leq .001$), excepto pensamientos de venganza que fue menor ($r_{xy} = .26$, $p \leq .001$). En relación a la preocupación rasgo las correlaciones variaron de .44 a .49 (todas $p \leq .001$), excepto pensamientos de venganza, con un valor de correlación de .20 (Magán et al., 2016).

En lo que se refiere a las diferencias de género en el ARS, en los trabajos ya mencionados de las muestras de Australia, España y México, no se encontraron

diferencias estadísticamente significativas en pensamientos posteriores a la ira y recuerdos de enfado o ira. Los hombres obtuvieron puntuaciones significativamente más altas que las mujeres en pensamientos de venganza tanto en la muestra de Australia, España y México. En cuanto a la comprensión de las causas, no se encontraron diferencias de género para los participantes de Australia y México, pero se encontró que las mujeres obtuvieron puntuaciones significativamente más altas en la muestra española (Andrade, Alcázar-Olán, Matías, Guerrero y Espinosa, 2017; Ramos, Salguero, Kannis et al., 2017).

A raíz de lo observado en relación a la rumia y la ira, obtenido gracias a herramientas como la Escala de Respuestas Rumiativas (Nolen-Hoeksema y Morrow, 1991), se puede extraer una valoración negativa de la influencia de la ira sobre la rumia (Brosschot, Gerin y Thayer, 2006; Nolen-Hoeksema et al., 2008). Sin embargo, paralelamente a estos estudios, Kashdan y Rottenberg (2010) discuten cómo la positividad o adecuación y adaptabilidad de una emoción depende de la situación. Así la ira, a menudo se considera una emoción negativa, y de hecho surge de situaciones aversivas, aumenta el riesgo de violencia y evita el perdón (Maltby et al., 2008). En extremo la ira puede convertirse en un trastorno clínico (Howells y Day, 2003). Sin embargo, la ira también puede ser adaptativa, motivando a las personas a corregir los errores personales o sociales genuinos (Tamir, Mitchell y Gross, 2008; Van Kleef y Cote, 2007). Por lo tanto, la ira solo parece ser desadaptativa cuando se encuentra en un entorno inadecuado o se produce de manera excesiva (Wood y Tarrrier, 2010).

Conociendo la evidencia de cómo los desajustes emocionales participan en muchos trastornos mentales, y concretamente en la depresión y la ansiedad (Ehring, Fischer, Schnülle, Bösterling y Tuschen-Caffier, 2008), podemos deducir que la ausencia de características positivas, tal y como hemos mencionado al inicio con

respecto al modelo de factor dual de salud mental, han demostrado ser un factor de riesgo para el malestar emocional (Wood y Joseph, 2010a), con evidencia longitudinal que sugiere que esta relación puede ser causal (Wood, Maltby, Gillett, Linley y Joseph, 2008). Además, la ausencia de características positivas forman un factor de riesgo independiente para comprender el bienestar y la angustia, después de controlar la presencia de características negativas (Wood, Joseph y Maltby, 2009), de manera que una Psicología Clínica Positiva podría ayudar a comprender mejor el concepto de resistencia al malestar, dado que las personas con características positivas altas amortiguan del impacto del evento negativo de la vida y las características del malestar emocional (Johnson, Gooding, Wood y Tarrrier, 2010). Ello conlleva a una definición de bienestar subjetivo como un indicador relevante del ajuste psicológico, que abarca un componente cognitivo referido a la evaluación de la satisfacción con la propia trayectoria vital y dos componentes de naturaleza afectiva, el afecto positivo y el afecto negativo (Pavot y Diener, 2013).

La satisfacción con la vida se expresa en forma de juicio global que la persona realiza sobre su trayectoria vital (Diener, 1994) y los afectos positivo y negativo son respuestas emocionales ante los diferentes eventos vitales que se experimentan de manera independiente. La estructura tridimensional del bienestar subjetivo (satisfacción con la vida, afecto positivo y afecto negativo) ha sido corroborada recientemente de forma empírica (Albuquerque, de Lima, Figueiredo y Matos, 2012). Destacando el estado afectivo positivo, se ha relacionado con una mejor salud física y mental, pero no queda claro que esta relación pueda explicarse por su capacidad para promover cogniciones y comportamientos saludables (Cameron, Bertenshaw y Sheeran, 2014). En este sentido se ha encontrado una relación negativa entre la resistencia al malestar y el afecto negativo (Gámez, Chmielewski, Kotov et al., 2011).

En el presente estudio se analiza la estructura factorial y propiedades psicométricas de la Escala de Rumiación sobre la Ira (ERI), además de observar y analizar la relación existente entre diversas variables relacionadas con pensamientos repetitivos negativos, la ira como estado y rasgo, el afecto positivo y el afecto negativo, la depresión y la ansiedad y la resistencia al malestar.

Método

Participantes

La muestra es de 308 personas de Canarias con una media de edad de 33 años ($Dt = 14,4$), que va desde los 18 hasta los 71 años y una moda de 25. Un 69,8% eran mujeres y el 30,2% hombres. En lo que se refiere al nivel de estudios, un 8,5% tenían estudios primarios, el 38,6% estudios medios, un 20,1% eran diplomadas y un 32,5% eran licenciadas. En relación a su situación laboral un 42,9% estaban trabajando y un 18,2% estaban desempleadas. Con respecto al estado civil, el 63,3% están solteras, un 32,1% están casadas o en pareja, el 3,9% se encuentran divorciadas o separadas y 0,6% son viudas. Finalmente, un 31,2% de la muestra procede del área rural y un 68,8% de áreas urbanas.

Instrumentos

La Escala de Rumiación de la Ira (The Anger Rumination Scale ARS; Sukhodolsky et al., 2001) en su versión española (Magán, Lozan, Pérez, Sukhodolsky et al., 2016). Esta escala evalúa la tendencia a centrar la atención en los pensamientos y recuerdos de las experiencias de ira, actual y pasada. Está compuesta por 19 ítems desarrollados para evaluar la frecuencia de la ira-rumiante y aísla cuatro factores: Pensamientos de venganza (4 ítems, $\alpha = .72$), pensamientos posteriores a la ira (6 ítems, $\alpha = .86$); recuerdos de la ira (5 ítems, $\alpha = .85$), comprensión de las causas (4 ítems, $\alpha = .77$). Para ello se emplea una escala tipo Likert que va de 1 hasta 4, donde 1 significa

“Casi nunca” y 4 “Casi siempre”. En muestra española se han obtenido coeficientes de alfa de Cronbach para las cuatro subescalas que varían entre .69 y .83 y la confiabilidad de test-retest durante 3 meses fue de $r_{xy} = .70$ para pensamientos posteriores a la ira; $r_{xy} = .65$ y para recuerdos de enfado o ira; $r_{xy} = .66$ para Pensamientos de venganza; y $r_{tt} = .58$ y para la comprensión de las causas de la ira (Ramos, Salguero, Kannis et al., 2017).

La Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) (Watson, Clark y Tellegen, 1988). Esta escala evalúa dos dimensiones, el afecto positivo y el afecto negativo. La persona debe indicar cómo se siente generalmente, utilizando 10 adjetivos para cada uno de ellos. Se emplea una escala tipo Likert desde 1 a 5 puntos (1= “totalmente en desacuerdo”, 5= “totalmente de acuerdo”). Muestra una adecuada consistencia interna en la población española, con índices entre .87 y .89 para el afecto positivo y .84 y .89 para el afecto negativo (Sandín et al., 1999).

Las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS) (*Depression, Anxiety, Stress Scales*), de Lovibond (1995). Se trata de un instrumento que mide los síntomas actuales (“durante la semana pasada”) de depresión y ansiedad. Se emplea la versión reducida de 14 ítems. Está formado por dos escalas, cada una de las cuales contiene 7 ítems. La consistencia interna del total de la escala es de .95 y fiabilidad test-retes de .55.

El Inventario de Preocupación del Estado de Pensilvania (Penn State Worry Questionnaire, PSWQ de Meyer, Miller, Metzger y Borkovec, 1990). Es una escala de 16 ítems que evalúa el rasgo de preocupación. El coeficiente de fiabilidad test-retest es de 0,93 y la consistencia interna de 0,95. De los 16 ítems del cuestionario, cinco están redactados de manera inversa, y estos con frecuencia, atendiendo a algunos autores, afectan negativamente las propiedades psicométricas de escala y han argumentado en

contra de incluir esos elementos en escala desarrollo (Rodebaugh, Woods, Heimberg, 2007)

La Escala de Respuestas Rumiativas (Ruminative Responses Scale, RRS; Nolen-Hoeksema y Morrow, 1991). Es una escala de 22 ítem de cinco puntos que van desde “totalmente en desacuerdo” a “totalmente de acuerdo”. En este estudio se emplearon los 10 ítems que evalúan los factores de reproches ($\alpha = .80$) y la reflexión ($\alpha = .74$). La consistencia interna del total de los 10 ítems de la escala en esta muestra es de .81.

El MEAQ (Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire, Cuestionario Multidimensional de Evitación Experiencial) de Gámez, Chmielewski, Kotov, Ruggero y Watson, (2011) es un cuestionario de 62 ítems que evalúa de forma multidimensional la evitación experiencial. Para esta investigación se emplearon los 11 ítems que evalúan resistencia al malestar, referido a comportamiento efectivo frente al malestar; p. ej.: "estoy dispuesto a sufrir por las cosas que me importan"). Se responde según una escala tipo Likert de seis alternativas de respuestas que van de 1 = Muy en Desacuerdo a 6= Muy de acuerdo. Su coeficiente de consistencia interna oscila entre .80 a .82.

La versión española del Inventario de la Expresión de la Ira Estado-Rasgo, STAXI-2 de Spielberger, Tobal, Casado y Cano Vindel (2001), consta de 49 ítems con cuatro opciones de respuesta tipo Likert: «Casi Nunca» «A veces», «A menudo» y «Casi siempre». En esta investigación se emplearon los 10 ítems de la ira-estado y los 10 de la ira-rasgo. Los autores obtienen un coeficiente alfa de Cronbach de .89 para la escala de Ira-Estado y de .82 para la de Ira-Rasgo (Miguel-Tobal et al., 2001).

Procedimiento

El proyecto de investigación realizado por profesores del Departamento de Psicología Clínica, Psicobiología y Metodología de la Facultad de Psicología de la Universidad de la Laguna, colabora con los alumnos de último curso en la tutorización del trabajo de fin de grado. Para ello, se le solicita a cada estudiante la recopilación de un total de 20 personas de su entorno. En el correo electrónico se presentan unas instrucciones previas que incluyen, la información correspondiente al objetivo de la investigación, quiénes la dirigen, un teléfono de contacto, al igual que se realiza la protección de los datos demográficos que se solicitan, junto con el agradecimiento por la participación. Para la facilitación de la cumplimentación de las pruebas los participantes pueden elegir entre dos protocolos, en el primero se ejecuta la batería sin pausas, cuya media de duración es de 40 minutos; y en el segundo, se da la opción de realizarla en dos partes de 20 minutos cada una.

Análisis estadísticos de los datos

Para el cálculo de la validez de constructo del ERI (The Anger Rumination Scale ARS) se utilizó el análisis factorial exploratorio mediante la extracción de componentes principales con rotación Promax, y .30 como el criterio mínimo de saturación, siguiendo el mismo procedimiento que los autores de la escala.

Para el cálculo de la validez convergente y discriminante se realizaron las correlaciones mediante el coeficiente de correlación r de Pearson, De igual modo, se utilizó el coeficiente de correlación r de Pearson para conocer la correlación entre las diferentes subescalas del ERI. La fiabilidad del ERI se calculó mediante el análisis de la consistencia interna (a través del coeficiente Alfa de Cronbach). Se analizan las diferencias por género mediante la t de Student, en el que se tiene en cuenta la prueba de Levene para la igualdad de las varianzas.

Resultados

Validez de constructo de la escala

Para explorar la estructura factorial de la escala ERI, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) de componentes principales con rotación oblicua directa (KMO = 0.93, prueba esférica de Bartlett: $\chi^2 (171) = 2773.7$, $p < .001$). La prueba de autovalores o screen test de Cattell indica una ruptura muy clara entre el primer factor con un valor propio = 7.75) y el segundo factor (valor propio = 1.70).

Tabla 1. Análisis factorial exploratorio del ERI, componentes principales con rotación Promax

	RPP	PV	h^2
18. Cuando algo me enfada, le doy vueltas una y otra vez en mi cabeza.	.85		.65
3. Pienso durante mucho tiempo sobre los sucesos que me enfadaron	.84		.64
2. Doy vueltas sobre las injusticias que me han hecho	.80		.59
10. En ocasiones no puedo parar de pensar en un determinado conflicto.	.76		.67
5. Pienso sobre ciertos sucesos de hace mucho tiempo y aún me enfadan.	.74		.59
12. Pienso sobre las razones por las que la gente me trata mal.	.74		.46
9. Siempre que siento ira, le doy vueltas durante un rato.	.73		.57
17. Los recuerdos incluso de pequeños problemas me molestan durante un rato	.71		.55
1. Rumio sobre mis experiencias de ira pasadas.	.70		.44
8. Los recuerdos que me enfadan irrumpen mi mente antes de quedarme dormido/a.	.65		.47
16. Cuando alguien me provoca, me quedo preguntándome por qué me tiene que haber pasado eso a mí.	.64		.43
11. Analizo los sucesos que me enfadan o provocan ira.	.59		.32
14. Me siento enfado/a por ciertas cosas de mi vida	.56		.40
19. Me recreo en el episodio de ira después de que haya pasado.	.53		.55
7. Después de finalizar una discusión, continúo peleando con esta persona en mi imaginación	.45		.48
13. Fantaseo e imagino cosas de contenido violento		.92	.79
15. Cuando alguien me enfada, no puedo parar de pensar sobre cómo vengarme		.89	.69
4. Imagino vívidamente cómo me vengaría después de que haya terminado el conflicto		.86	.76
6. Me resulta difícil perdonar a la gente que me ha hecho daño.		.53	.35
Valor Propio	8.75	1.69	
% de varianza	46,04	8,94	
% de varianza acumulada	46,04	54,98	

RPP= Rumiación pasada, presente y posterior ante la ira o; PV = Pensamientos de venganza ; r_{xy} = Coeficiente de correlación de Pearson entre los dos factores

En la Tabla 1 se observa que la escala aísla dos factores denominados “rumiación pasada, presente y posterior ante la ira (RPP) y, en segundo lugar, el factor de “pensamientos de venganza (PV). En base a la gran diferencia existente entre los valores propios (8.75 y 1.69 respectivamente) de cada uno de los factores, a simple vista parece una escala unidimensional; sin embargo, tiene una estructura bidimensional. El porcentaje de varianza total acumulada es de 54,98%.

Análisis correlacionales I

En la tabla 2 se muestran los coeficientes de correlación r de Pearson entre los factores de este estudio y los factores aislados del estudio original, así como los coeficientes de consistencia interna. En lo que se refiere a esta última, los coeficientes son altamente satisfactorios, dado que oscilan entre .80 (4 ítems) y .93 (15 ítems); sin embargo, al compararlos con la consistencia interna de los cuatro factores de la escala original, se observa que estos se hallan entre .69 y .85, algo inferiores a los coeficientes de este estudio, aunque muy adecuados. Los cuatro factores de la escala original están relacionados positivamente, con coeficientes que oscilan entre .50 y .75.

Tabla 2. Coeficiente de correlación de Pearson entre los factores aislado de este estudio y los factores del estudio original

	RPP	PV	REIR	COMP	PENP	PENV	ERI
RPP		,62***	,90***	,87***	,93***	,62***	,98***
PV			,50***	,64***	,55***	1,00***	,71***
REIR				,70***	,75***	,50***	,89***
COMP					,71***	,64***	,85***
PENP						,55***	,92***
PENV							,71***
ERI							
α	.93	.80	.85 (5)	.72 (4)	.84 (6)	.69 (4)	.93 (19)

RPP= Rumiación pasada, presente y posterior ante la ira; PV = Pensamientos de venganza; REIR = recuerdos de enfado o ira; COMP=comprensión de las casusa de la ira; PENP=pensamientos posteriores a la ira; PENV=pensamientos de venganza; ERI = Puntuación total del cuestionario; * = $p \leq .05$; ** = $p \leq .01$; *** = $p \leq .001$

Análisis correlacionales II

En la Tabla 3 se observan las relaciones de los dos factores de la ERI con otros pensamientos negativos y variables psicopatológicas. El factor de rumiación pasada, presente y posterior ante la ira muestra una validez convergente más elevada con el afecto negativo, la depresión y los reproches, una validez más baja con reflexión y negativamente con afecto positivo. Algo similar sucede para los pensamientos de venganza, aunque las relaciones no son estadísticamente significativas con reflexión y afecto positivo.

Tabla 3. Relación de las variables del estudio

	RPP	PV	STES	STRAS	REP	REF	PSWQ	ANS	DE	AP	AN	RES
RPP		,62***	,41***	,49***	,55***	,29***	,52***	,44***	,52***	-,16*	,60***	-,08
PV			,30***	,31***	,32***	,11	,21***	,23***	,29***	-,05	,32***	-,01
STES				,48***	,35***	,14*	,35***	,41***	,49***	-,16**	,48***	-,20**
STRAS					,39***	,15*	,42***	,44***	,52***	-,19**	,47***	-,26***
REP						,35***	,59***	,42***	,51***	-,22***	,55***	-,04
REF							,30***	,27***	,26***	,08	,28***	,24***
PSWQ								,44***	,46***	-,15*	,52***	-,11
ANS									,79***	-,19**	,54***	-,14*
DE										-,37***	,66***	-,19**
AP											-,17**	,29***
AN												-,10

RPP= Rumiación pasada, presente y posterior ante la ira; PV= Pensamientos de venganza; STES= Ira estado; STRAS= Ira rasgo; REP= Reproches; REF= Reflexión; PSWQ= Preocupación rasgo; ANS= Ansiedad; DE= Depresión; AP= Afecto positivo; AN= Afecto negativo

Diferencias de medias según el género

En la tabla 4 se observan las diferencias de medias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres. Así, los hombres obtienen medias más elevadas en Rumiación Pasada, Presente y Posterior ante la ira (RPP), Pensamientos de Venganza (PV), Escala de Rumiación-Ira (ERI) y Resistencia al Malestar (RES); a diferencia del factor de preocupación rasgo (PSWQ) donde ocurre lo contrario, es decir, la media es mayor en mujeres que en hombres.

Tabla 4. Diferencia de medias y desviaciones típicas para el tamaño del efecto por género en las variables evaluadas (N=308)

	Mujeres (N = 215)		Hombres (N = 93)		t	p
	M	Dt	M	Dt		
RPP	26.6	9.0	30.1	8.4	-2.02	.046
PV	5.4	1.9	7.3	2.9	-4.23	.001
ERI	31.8	10.4	37.0	10.4	-2.52	.013
PSWQ	32.2	10.6	28.2	9.7	2.05	.041
RES	49.5	8.9	54.6	6.3	-3.18	.002

RPP= Rumiación pasada, presente y posterior ante la ira; PV = Pensamientos de venganza; PSWQ = Preocupación Rasgo; RESI = Resistencia al malestar; ERI = Puntuación total en la escala;

Análisis de regresión

En la tabla 5 se observa que para la ansiedad el modelo 2 explica un 33 % de la varianza, que es predicha por la ira rasgo, la ira estado y la preocupación rasgo; así mismo, la depresión es predicha con un 44% de la varianza por la ira rasgo y estado, los reproches y la rumiación pasada, presente y posterior ante la ira. En cuanto al afecto negativo, este es predicho por un 49% de la varianza por la rumiación pasada, presente y posterior ante la ira, la ira estado, los reproches y la preocupación rasgo. Finalmente, el afecto negativo, por un 11% de la varianza por la resistencia al malestar y menos reproches.

Tabla 5. Análisis de regresión jerárquica

Variables	Block	Predictor	R ²	ΔR^2	Cambios en F	β	t
ANS	2	PSWQ	.33	.06	11.2(2.39)***	.14	2.08*
		IRA-E				.17	2.77**
		IRA-R				.18	2.76*
DEP	2	RPP	.44	.10	22.16(2.139)*	.16	2.09*
		REP				.19	2.98**
		IRA-E				.22	3.81***
		IRA-R				.24	3.97***
AN	2	RPP	.49	.05	11.63(2.239)***	.32	4.36***
		REP				.20	3.31***
		PSWQ				.13	2.15*
		IRA-E				.20	3.76***
AP	3	REP	.11	.04	11.15(1.38)	-.21	-2.64**
		RES				.22	3.34***

Nota: RPP= Rumiación pasada, presente y posterior a la ira; PSWQ = Preocupación rasgo; IRA-E = Ira estado; ira-r = Ira rasgo; REP = Reproches, ANS = Ansiedad, DEP = Depresión; AN = Afecto negativo; AP = Afecto positivo; RES = Resistencia al malestar; * $p \leq .05$. ** $p \leq .01$. *** $p \leq .001$.

Discusión

En este trabajo los cuatro factores de la escala original del ARS, que ha sido replicada en diversos países como Gran Bretaña, Francia, Austria, México y Turquía, se han englobado en dos factores, referidos a la rumiación pasada, presente y posterior ante la ira que incluyen a los factores de recuerdos de enfado o ira, comprensión de las causas de la ira y pensamientos posteriores a la ira; y en segundo lugar el factor Pensamientos de Venganza que es igual al de la escala original (Magán, Lozan, Pérez, Sukhodolsky et al., 2016; Andrade, Alcázar-Olán, Matías, Guerrero y Espinosa, 2017; Sukhodolsky et al., 2016) .

Los resultados muestran una consistencia interna muy adecuada, tanto de cada uno de los factores de la ERI, como la puntuación total de la misma, que son más elevados que los encontrados en los diversos estudios (Sukhodolsky et al., 2016).

Con respecto a la validez convergente y discriminante, se observa que la rumiación sobre la ira está presente tanto en la ansiedad como en la depresión. A su vez, se encuentra una relación significativa entre los reproches y la ira, pudiendo

desencadenar trastornos de ira (Nolen-Hoeksema et al., 2008; Wilkowski y Robinson, 2010; McLaughlin y Nolen-Hoeksema, 2011 y McEvoy y Brans, 2013).

Partiendo de los estudios previos, donde se afirma que la rumiación de la ira aumenta y mantiene la intensidad del afecto negativo (Bushman, 2002), se observa que en el presente estudio se corrobora dicha información.

Además, los resultados apuntan a una relación significativa entre la preocupación rasgo y los factores de ansiedad, depresión y afecto negativo, siendo mayor la relación significativa entre la preocupación rasgo y afecto negativo con respecto a las demás. En base a los datos obtenidos del Cuestionario de Preocupación del estado de Pensilvania (PSWQ; Meyer, Miller, Metzger y Borkovec, 1900), el único factor que no guarda relación con la preocupación es pensamientos de venganza tal y como ocurre en este estudio.

En relación a las diferencias de sexo, los resultados obtenidos demuestran que los hombres presentan mayores puntuaciones en pensamientos de venganza, resistencia al malestar, rumia pasada, presente y posterior ante la ira e ira-rumiante; no obstante, las mujeres parecen puntuar más alto en preocupación como rasgo. Este resultado concuerda con los estudios revisados (Andrade, Alcázar-Olán, Matías, Guerrero y Espinosa, 2017; Ramos, Salguero, Kannis et al., 2017).

Así, los estudios basados en diferentes muestras procedentes de México, España y Australia, donde los hombres puntúan significativamente más alto que las mujeres en pensamientos de venganza convergen con los resultados obtenidos en el presente estudio (Andrade, Alcázar-Olán, Matías, Guerrero y Espinosa, 2017; Ramos, Salguero, Kannis et al., 2017).

Por otra parte, la depresión parece estar correlacionada significativamente con reproches tal y como ocurre en el presente estudio, así como en investigaciones previas

(Treyner et al., 2003). Asimismo, se han encontrado otras variables predictoras de la depresión como la ira rasgo y estado, y la rumiación pasada, presente y posterior ante la ira.

De modo que las personas emplean la rumiación como vía de escape a sus problemas derivando en un afecto negativo mayor e intensificando a su vez, la rumiación, impidiendo la exposición a emociones negativas (Dugas, Gagnon, Ladouceur y Freeston, 1998; Jong-Meyer et al., 2009; Giorgio, Sanflippo, Kleiman, Reilly et al., 2010).

Destacar la importancia de la rumiación sobre la ira como factor de vulnerabilidad en los trastornos de ansiedad y del estado de ánimo (Brosschot, Gerin y Thayer, 2006; Nolen-Hoeksema et al., 2008). Por tanto, la rumiación contribuye a explicar la relación entre las tres emociones negativas principales como la alta comorbilidad entre depresión, trastorno de ansiedad y el enojo disfuncional (Nolen-Hoeksema et al., 2008; Wilkowski y Robinson, 2010; McLaughlin y Nolen-Hoeksema, 2011; McEvoy y Brans, 2013).

Pese a que se ha corroborado la relación entre las variables estudiadas en base a estudios anteriores, es importante señalar algunas limitaciones de este trabajo, tratándose de un estudio transversal, por lo que, es deseable realizar estudios longitudinales con el objetivo de conocer si estos procesos son causales o no de diversos trastornos emocionales. Finalmente, en función de los datos obtenidos se puede afirmar que la escala ERI (Escala Rumiación Ira) es una herramienta útil para la evaluación de la rumia relacionada con la ira, aunque se necesitan estudios mediante análisis factorial confirmatorios. Finalmente, de relevante interés la investigación sobre el modelo de factor dual de salud mental, así como el estudio del modelo tridimensional del bienestar subjetivo, en el que se incluya la satisfacción con la vida.

Referencias

- Andrade, N., Alcázar-Olán, R., Matías, O., Guerrero, A., & Espinosa, A. (2017). Anger Rumination Scale: Validation in Mexico. *The Spanish Journal of Psychology*, 20. <https://doi.org/10.1017/sjp.2016.105>.
- Albuquerque, I., de Lima, M. P., Figueiredo, C. & Matos, M. (2012). Subjective well-being structure: Confirmatory factor analysis in a teachers' Portuguese sample. *Social Indicators Research*, 105, 569–580. <http://dx.doi.org/10.1007/s11205-011-9789-6>.
- Anestis, M. A., Anestis, J. C., Selby, E. A., & Joiner, T. E. (2009). Anger rumination across forms of aggression. *Personality and Individual Differences*, 46, 192–196. doi:10.1016/j.paid.2008.09.026.
- Averill, J. R. (1983). Studies on anger and aggression: Implications for theories of emotion. *American Psychologist*, 38, 1145-1160. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.38.11.1145>.
- Besharat, M. A. (2011). Factorial and cross-cultural validity of a Farsi version of the Anger Rumination Scale. *Psychological Reports*, 108, 317–328. doi:10.2466/02.08.09.PR0.108.1.317-328.
- Borkovec, R., Robinson, E., Pruzinsky, T., & Depree, J. (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour Research and Therapy*, 21, 9-16.
- Brosschot J. F., Gerin W., & Thayer J. F. (2006). The perseverative cognition hypothesis: A review of worry, prolonged stress-related physiological activation and health. *Journal of Psychosomatic Research*, 60, 113–124. DOI: [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(83\)90121-3](https://doi.org/10.1016/0005-7967(83)90121-3).

- Bushman, B. J. (2002). Does venting anger feed or extinguish the flame? Catharsis, rumination, distraction, anger, and aggressive responding. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 724–731. doi:10.1177/0146167202289002.
- Casado, M. & Franco, L. (2010). Salud, ira y estrategias de afrontamiento en agentes de policía. *EdupsyKhé*, 9, 43-60.
- Carr. A. (2008). *Positive psychology: The Science of Happiness and human Strengths* (X. Zheng, Trans.). Beijing: China Light Industry Press.
- Davies, D. & Bhugra, D. (2008). *Models of psychopathology* (T. Lin, Trans.). Beijing: Peking University Medical Press.
- Deffenbacher, J.L. (1999). Cognitive-Behavioral Conceptualization and Treatment of Anger. *Journal of Clinical Psychology*, 55, 295-309.
- Denson, T. F., Pedersen, W. C., & Miller, N. (2006). The Displaced Aggression questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90, 1032–1051. doi:10.1037/0022-3514.90.6.1032.
- Diener, E. (1994). Assessing subjective well-being: Progress and opportunities. *Social Indicators Research*, 31, 103–157.
- Doll, B. (2008). The Dual-Factor Model of Mental Health in Youth. *School Psychology Review*, 37, 69-73.
- Ehring, T., Fischer, S., Schnülle, J., Bösterling, A. & Tuschen, B. (2008). Characteristics of emotion regulation in recovered depressed versus never depressed individuals. *Personality and Individual Differences*, 44, 1574-1584. DOI: 10.1016/j.paid.2008. 01.013.
- Ehring, T. & Watkins, E. R. (2008). Repetitive negative thinking as a transdiagnostic process. *International Journal of Cognitive Psychotherapy*, 1, 192–205.

- Feldman, G.C., Joormann, J., & Johnson, S.L., 2008. Responses to positive affect: a self-report measure of rumination and dampening. *Cognitive Therapy and Research*, 32, 507–525. <http://dx.doi.org/10.1007/s10608-006-9083-0>.
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C. & Watson, D. (2011). Development of a Measure of Experiential Avoidance: The Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire. *Psychological Assessment*, 23, 692-713.
- García, E., Salguero, J. M., Vasquez, E. A., & Fernández- Berrocal, P. (2016). Validity and reliability of the Spanish version of the Displaced Aggression Questionnaire. *Psicothema*, 28, 96–101.
- Greenspoon, P. J., & Saklofske, D. H. (2001). Toward an integration of subjective well-being and psychopathology. *Social Indicators Research*, 54, 81-108. doi:10.1023/A:1007219227883.
- Haro, J., Palacín, C., & Vilagut, G, et., al. (2006). Prevalencia de los trastornos mentales y factores asociados: resultados del estudio ESEMeD-España. *Medicina Clinica*, 126, 445-451.
- Howells, K., & Day, A. (2003). Readiness for anger management: Clinical and theoretical issues. *Clinical Psychology Review*, 23, 319–337.
- Johnson, J., Gooding, P. A., Wood, A. M., & Tarrier, N. (2010). Resilience as positive coping appraisals: Testing the schematic appraisals model of suicide (SAMS). *Behaviour Reserach and Therapy*, 48, 179–186.
- Kalmbach, D. A., Pillai, V. & Ciesla, J. A. (2016). The correspondence of changes in depressive rumination and worry to weekly variations in affective symptoms: A test of the tripartite model of anxiety and depression in women. *Australian Journal of Psychology*, 68, 52–60.

- Kashdan, T. B., & Rottenberg, J. (2010). Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. *Clinical Psychology Review, 30*, 865–878.
- Keyes, C. L. M., & Lopez, S. J. (2002). Toward a science of mental health: Positive directions in diagnosis and interventions. In C. R. Snyder y S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 45-59). New York: Oxford University Press.
- LoSavio, S.T., Dillon, K.H. & Resick, P.A. (2017). Cognitive factors in the development, maintenance, and treatment of post-traumatic stress disorder. *Current Opinion in Psychology, 14*, 18–22.
- Lovibond, S.H. & Lovibond, P.F. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales. (2nd. Ed.)* Sydney: Psychology Foundation. ISBN 7334-1423-0.
- Magán I., Lozano, J.H., Pérez, M.A., Sukhodolsky, D.G. & Escalona Martínez, A. (2016). Psychometric Properties of the Spanish Adaptation of the Anger Rumination Scale: Evidence of Reliability and Validity in the General Population. *The Spanish Journal of Psychology, 19*, 1-9.
- Maltby, J., Wood, A. M., Day, L., Kon, T. W. H., Colley, A., & Linley, P. A. (2008). Personality predictors of levels of forgiveness two and a half years after the transgression. *Journal of Research in Personality, 42*, 1088–1094.
- Maxwell, J. P., Sukhodolsky, D., Chow, C. F. C., & Wong, F. C. (2005). Anger rumination in Hong Kong and Great Britain: Validation of the scale and a cross-cultural comparison. *Personality and Individual Differences, 39*, 1147–1157. doi:10.1016/j.paid.2005.03.022.
- McEvoy, P. M., Watson, H., Watkins, E. R. & Nathan, P. (2013). The relationship between worry, rumination, and comorbidity: Evidence for repetitive negative

- thinking as a transdiagnostic construct. *Journal of Affective Disorders*, *151*, 313–320.
- McLaughlin K. A., & Nolen-Hoeksema S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, *49*, 186–193. <http://dx.doi.org/10.1016/j.brat.2010.12.006>.
- Meyer T. J., Miller M. L., Metzger R. L., & Borkovec T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, *28*, 487–495.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1993). The effects of rumination and distraction on naturally-occurring depressed moods. *Cognition and Emotion*, *7*, 561-570. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/02699939308409206>.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: the 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology* *61*, 115-121. DOI: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.1.115>.
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, *3*, 400–424. doi:10.1111/j.1745-6924.2008.00088.x.
- Pavot, W. & Diener, E. (2013). Happiness experienced: The science of subjective wellbeing. En S. A. David, I. Boniwell y A. Conley Ayers (Eds.), *The Oxford handbook of happiness* (pp. 134–151). New York, NY: Oxford University Press.
- Pedersen, W. C., Denson, T. F., Goss, R. J., Vasquez, E. A., Kelley, N. J., & Miller, N. (2011). The impact of rumination on aggressive thoughts, feelings, arousal, and behavior. *British Journal of Social Psychology*, *50*, 281–301. doi:10.1348/014466610X515696.

- Pérez Nieto, M. A., Redondo Delgado, M. M. & León, L. (2008). Aproximaciones a la emoción de ira: de la conceptualización a la intervención psicológica. *Revista Electrónica de Motivación y Emoción*, 11 (28). Disponible en <http://reme.uji.es>.
- Ramos-Cejudo, J., Salguero, J.M., Kannis-Dymand, L., García-Sancho, E. & Love, S. (2017). Anger rumination in Australia and Spain: Validation of the Anger Rumination Scale. *Australian Journal of Psychology*, 69, 293-302.
- Reynes, E., Berthouze-Aranda, H. E., Guilet-Descas, E., Chabaud, P., & Deflandre, A. (2013). French validation of the Anger Rumination Scale (ARS). *The Brain*, 39, 339–346. doi:10.1016/j.encep.2012.11.006.
- Rodebaugh, T., Woods, C., & Heimberg, R. (2007). The reverse of social anxiety is not always the opposite: the reverse-scored items of the social interaction anxiety scale do not belong. *Behavior Therapy*, 2, 192-206. DOI:10.1016/j.beth.2006.08.001
- Russell J.A. & Feldman-Barrett L. (1999). The Structure of Current Affect: Controversies and Emerging Consensus. *Blackwell Publishers*, 8, 10-14.
- Rusting, C. L., & Nolen-Hoeksema, S. (1998). Regulating responses to anger: Effects of rumination and distraction on angry mood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 790–803. doi:10.1037/0022-3514.74.3.790.
- Spielberger, C. D., Tobal, J. J., Casado, M. I. & Cano Vindel, A. (2001). *Inventario de Expresión de Ira Estado Rasgo 2–STAXI 2*. Madrid: TEA.
- Suinn, R. (2001). The Terrible Twos - Anger and Anxiety. *American Psychological Association*, 56, 27-36. DOI: 10.1037//0003-066X.56-1-27.
- Sukhodolsky, D. G., Golub, A., & Cromwell, E. N. (2001). Development and validation of the Anger Rumination Scale. *Personality and Individual Differences*, 31, 689–700. doi:10.1016/S0191-8869(00)00171-9.

- Suldo, S. M., & Shaffer, E. J. (2008). Looking beyond psychopathology: The dual-factor model of mental health in youth. *School Psychology Review, 37*, 52-68.
- Tamir, M., Mitchell, C., & Gross, J. J. (2008). Hedonic and instrumental motives in anger regulation. *Psychological Science, 19*, 324–328.
- Treynor, W., González, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research, 27*, 247-259. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1023910315561>.
- Uceda, I., Bleda, J., Nieto, M., Sukhodolsky, D. & Martínez, A. (2016). Psychometric Properties of the Spanish Adaptation of the Anger Rumination Scale: Evidence of Reliability and Validity in the General Population. *The Spanish Journal of Psychology, 19*, 1-9.
- Van Kleef, G. A., & Cote, S. (2007). Expressing anger in conflict: When it helps and when it hurts. *The Journal of Applied Psychology, 92*, 1557–1569.
- Wang, J., Wang, X. & Zhang, D. (2011). Dual-Factor Model of Mental Health: Surpass the Traditional Mental Health Model. *Scientific Research, 2*, 767-772.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*, 1063–1070. doi:10.1037/0022-3514.54.6.1063.
- Westerhof, G.J. & Keyes, C.L. (2010). Mental Illness and Mental Health: The Two Continua Model Across the Lifespan. *Journal of Adult Development, 17*, 110-119.
- White, B. A., & Turner, K. A. (2014). Anger rumination and effortful control: Mediation effects on reactive but not proactive aggression. *Personality and Individual Differences, 56*, 186–189. doi:10.1016/j.paid.2013.08.012.

- Wilkowski B. M., & Robinson M. D. (2010). The anatomy of anger: An integrative cognitive model of trait anger and reactive aggression. *Journal of Personality*, 78, 9–38. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6494.2009.00607.x>.
- Wood, A. M., Joseph, S., & Maltby, J. (2009). Gratitude predicts psychological well-being above the big five facets. *Personality and Individual Differences*, 46, 443–447.
- Wood, A. M., & Joseph, S. (2010a). The absence of positive psychological (eudemonic) well-being as a risk factor for depression: A ten year cohort study. *Journal of Affective Disorders*, 122, 213–217.
- Wood, A., & Tarrrier, N. (2010). Positive Clinical Psychology: A new vision and strategy for integrated research and practice. *Clinical Psychology Review*, 30, 819-829.