

VALIDEZ DE CONSTRUCTO Y PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL CUESTIONARIO “RESPUESTAS AL AFECTO POSITIVO” (RAP)

Manuel González¹, Laureano Lorenzo², Pilar Rascón²,
Raquel Alonso² e Inés Flores²

¹Universidad de La Laguna; ²Unidad de Salud Mental de Valterra (España)

Resumen

Los estudios constatan el papel de la rumia depresiva como un amplificador del estado de ánimo negativo, sin embargo, se conoce menos sobre la rumia relacionada con el afecto positivo. Presentamos la validez de constructo y propiedades psicométricas del cuestionario “Respuestas al afecto positivo” (RAP) en una muestra de 302 personas de la población general (55,2% mujeres), con edades entre los 18 y 68 años ($M= 28,6$; $DT= 12,0$). Los análisis factorial exploratorio y confirmatorio indican una estructura de dos factores: rumia positiva centrada en la emoción y en la persona ($\alpha= 0,88$) y amortiguación ($\alpha= 0,83$), ambos con una adecuada invarianza configural, métrica y escalar por sexo. Los dos factores presentan una adecuada validez convergente, discriminante e incremental con constructos relacionados con el afecto negativo y positivo. Los resultados se discuten atendiendo a los estudios revisados y se propone el RAP como instrumento de evaluación en procedimientos terapéuticos que tratan de potenciar el afecto positivo y el bienestar psicológico.

PALABRAS CLAVE: *rumiación positiva, amortiguación, depresión, satisfacción con la vida, resistencia al malestar.*

Abstract

Previous studies confirm the role of depressive rumination in the exacerbation of negative mood. However, less is known about rumination in relation to positive affect. We present the construct validity and psychometric properties of the Responses to Positive Affect (RAP) questionnaire in a sample of 302 people from the general population (55.2% female), aged 18-68 years ($M= 28.6$, $SD= 12.0$). Exploratory and confirmatory factor analyses indicate a two-factor structure: emotion- and person-centered positive rumination ($\alpha= .88$) and buffering ($\alpha= .83$), both with adequate configural, metric and scalar invariance by sex. The two factors present adequate convergent, discriminant and incremental validity with constructs related to negative and positive affect. The results are discussed according to the studies reviewed and the RAP is proposed as an assessment instrument in therapeutic procedures that seek to enhance positive affect and psychological well-being.

KEY WORDS: *positive rumination, dampening, depression, life satisfaction, distress endurance.*

Introducción

Los pensamientos negativos repetitivos (PNRs) se definen como “el pensamiento repetitivo sobre uno o más temas negativos que se experimenta como difícil de controlar” (Ehring y Watkins, 2008, p. 193). Estos PNRs incrementan la vulnerabilidad a experimentar diversos trastornos emocionales y se consideran factores de vulnerabilidad cognitiva y de riesgo común o transdiagnóstico de diversos trastornos emocionales (Cludius *et al.*, 2020; Ferrer *et al.*, 2018; González *et al.*, 2017a; McEvoy *et al.*, 2018; 2021; Wahl *et al.*, 2019). Los PNRs pueden ser de naturaleza constructiva y no constructiva. Entre los primeros podemos considerar la rumiación relacionada con el afecto positivo, y en los segundos la rumiación relacionada con la depresión (Feldman *et al.*, 2008; Nolen-Hoeksema y Morrow, 1991).

Según la teoría de los estilos de respuesta la rumia depresiva es una respuesta al afecto negativo (AN), que se define como la forma de responder a los sentimientos de angustia centrándose repetitiva y pasivamente en los síntomas negativos y sus posibles causas y consecuencias (Nolen-Hoeksema y Watkins, 2011; Watkins y Roberts, 2020). Esta conceptualización distingue dos tipos de rumia: los reproches y la reflexión (Treyner *et al.*, 2003). Los reproches son considerados como una forma de rumiación menos adaptativa caracterizados por una comparación pasiva y negativa de uno mismo con un estándar no alcanzado, sin embargo, la reflexión es una forma más adaptativa de rumia distinguida por involucrarse intencionalmente en la resolución de problemas para mejorar los síntomas depresivos (Treyner *et al.*, 2003; para una revisión véase p. ej., González *et al.*, 2017a). La rumiación sobre el AN lo amplifica, de manera que conlleva a una mayor gravedad de los síntomas depresivos y de ansiedad (Aldao *et al.*, 2010; González *et al.*, 2017b; Mennies *et al.*, 2020).

Si bien la rumia depresiva se considera un constructo transdiagnóstico de múltiples trastornos emocionales (Aldao *et al.*, 2010), es menos conocido el papel de la rumia relacionada con el afecto positivo (AP) (Abasi *et al.*, 2023; Feldman *et al.*, 2008) dado que ambos constructos son similares en cuanto al proceso cognitivo al centrarse en su enfoque repetitivo, sin embargo difieren en la valencia, pues la rumia depresiva implica una valencia negativa, mientras que la rumia sobre el AP se caracteriza por la perseverancia en la valencia positiva (Mennies *et al.*, 2020).

La teoría de ampliar y construir de las emociones positivas considera que las emociones positivas amplían los repertorios de pensamiento y acción, deshacen las emociones negativas persistentes, mantienen la resiliencia psicológica y desencadenan espirales ascendentes hacia un mejor bienestar emocional y satisfacción con la vida (Fredrickson, 2004). Aunque las emociones positivas son inherentemente placenteras, los estudios constatan que algunas personas muestran aprensión hacia la experiencia de las emociones positivas, que se manifiesta por miedo tanto al afecto positivo (AP) como al afecto negativo (AN) que es una forma de miedo a las emociones (Puntons *et al.*, 2011; Williams *et al.*, 1997). Por lo tanto, no es suficiente la cantidad de experiencias emocionales positivas y negativas lo que afecta la salud individual y el bienestar psicológico de una persona, sino también cómo se regulan estas emociones (Gross y Jazaieri, 2014).

La regulación de las emociones se define como los procesos mediante los que las personas influyen en los tipos de emociones que tienen, cuándo las experimentan y cómo las expresan (Gross, 2015). Este proceso de regulación puede consistir en la regulación a la baja de las emociones negativas, en la regulación al alza de esas emociones o en mantener estables las propias emociones, de manera que el empleo frecuente de estrategias de regulación positiva está asociado con niveles más altos de felicidad, satisfacción con la vida y emociones positivas (Quoidbach *et al.*, 2010).

Al igual que para el afecto negativo (AN) ya señalado, dos tipos de respuestas cognitivas al afecto positivo (AP) parecen especialmente relevantes, por un lado, la rumiación positiva o amplificación (AMPLI), definida como "la tendencia a responder a estados afectivos positivos con pensamientos recurrentes sobre las cualidades positivas de uno mismo, la experiencia afectiva positiva y las circunstancias favorables de la vida" (Feldman *et al.*, 2008, p. 509), y por otro, la amortiguación que es considerada como la tendencia a responder a los estados de ánimo positivos utilizando estrategias para reducir tanto la intensidad como la duración de dichos estados (Feldman *et al.*, 2008). A diferencia de una respuesta amplificadora, la respuesta amortiguadora no se caracteriza por un enfoque repetitivo, sino que consiste en enfocarse en los matices negativos de una situación atenuando de esa forma el afecto positivo (AP) (Mennies *et al.*, 2020). Por lo tanto, la rumia positiva es una forma más adaptativa de rumia que amplifica el AP, mientras que la amortiguación es una estrategia menos adaptativa que atenúa el AP (Gilbert *et al.*, 2013).

Las personas deprimidas y ansiosas, por un lado, se involucran en pensamientos negativos repetitivos como respuesta a las emociones negativas (Aldao *et al.*, 2010; González *et al.*, 2017a) y, por otro, tienen más probabilidades que las personas sin problemas de amortiguar sus experiencias emocionales como respuesta a las emociones positivas (Feldman *et al.*, 2008; Raes *et al.*, 2009). La tendencia a responder a las emociones positivas con amortiguación predice niveles futuros de síntomas depresivos y se relaciona con los síntomas de ansiedad y depresión (McEvoy *et al.*, 2018, 2021). Por otro lado, el aumento de la tendencia a amortiguar y la reducción de la tendencia a amplificar empeora la gravedad de los síntomas del trastorno del estado de ánimo, de manera que la rumia positiva y la rumia depresiva pueden ejercer efectos duales sobre el afecto positivo (AP) y el afecto negativo (AN), respectivamente, con la rumia positiva que amplifica el AP mientras que disminuye el AN y la rumia depresiva amplifica el AN al tiempo que disminuye el AP (Harding y Mezulis, 2017; para un metaanálisis véase p. ej., Bean *et al.*, 2022).

Un instrumento que evalúa la regulación del afecto positivo es el cuestionario de "Respuestas al afecto positivo" (RAP) (Response to Positive Affect, RPA; Feldman *et al.*, 2008). Utilizando análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC) se han identificado una estructura de tres factores denominados rumia centrada en las emociones, la rumia centrada en uno mismo y la amortiguación (Dempsey *et al.*, 2011; Feldman *et al.*, 2008; Olofsson *et al.*, 2014). Estos tres factores fueron replicados en varias muestras de distintos países, como Holanda, Suecia, China, Países Bajos y España (Hidalgo-García *et al.*, 2019; Kraiss *et al.*, 2019; Olofsson *et al.*, 2014; Raes *et al.*, 2009; Yang y Guo 2014). Los estudios constatan que la rumia

centrada en la emoción y la centrada en uno mismo correlacionan entre 0,44 y 0,90 (Hidalgo-García *et al.*, 2019; McEvoy *et al.*, 2018, 2021; Mennies *et al.*, 2020).

Los coeficientes de consistencia interna para la estructura de tres factores oscilan entre 0,73 a 0,79 (Felman *et al.*, 2008), y para la de dos factores es algo más elevada, con 0,80 para la rumiación positiva y 0,77 para amortiguación, donde la fiabilidad test-retest a los 14 días es de 0,81 para rumia positiva y 0,83 para amortiguación (Abasi *et al.*, 2018; Voss *et al.*, 2019).

En cuanto a la validez convergente y discriminante, los estudios constatan que la rumia positiva se relaciona positivamente con bienestar subjetivo, por el contrario, se relaciona negativamente con la depresión y la ansiedad. La amortiguación se relaciona positivamente con ansiedad, depresión y negativamente con bienestar subjetivo (Abasi *et al.*, 2018; Kraiss *et al.*, 2019; McEvoy *et al.*, 2018, 2021; Mennies *et al.*, 2020; Voss *et al.*, 2019). Si bien las relaciones anteriores son evidentes, se observan algunos resultados discordantes con algunos constructos relacionados con el afecto negativo (AN), tales como los reproches y la reflexión, donde en un estudio no se relacionan con la rumia positiva y si lo hacen con la amortiguación (Voss *et al.*, 2019). En otro estudio, la rumia positiva se relaciona con reflexión y la amortiguación con los reproches (Abasi *et al.*, 2018). Por otro lado, con relación a los coeficientes de correlación entre los factores del RAP, algunos estudios no encuentran relaciones estadísticamente significativas entre la rumia positiva y la amortiguación (Abasi *et al.*, 2018; Feldman *et al.*, 2008), otros encuentran una relación negativa y estadísticamente significativa (Kraiss *et al.*, 2019; Olofsson *et al.*, 2014; Voss *et al.*, 2019), y finalmente, tres estudios encuentran relaciones positivas, aunque bajas ($r_{xy}=0,05$; $p \leq 0,05$) (McEvoy *et al.*, 2018, 2021; Mennies *et al.*, 2020; Samtani *et al.*, 2021).

Los estudios revisados presentan algunos resultados discrepantes, entre los que destacamos: 1) no se replica la estructura de tres factores del inglés original del RAP en diversos países en los que ya se ha validado, pues en la estructura de tres y de dos factores se observan problemas en al menos seis de los 17 ítems de la escala. En la muestra iraní y los países bajos se elimina el ítem 17 referido a "Piensas, esto es demasiado bueno para ser verdad" (Abasi *et al.*, 2018; Kraiss *et al.*, 2019). En la muestra alemana se eliminan tres ítems, dado que dos mostraron cargas cruzadas superiores a 0,30 en ambos factores, a saber, el ítem 1 "Piensas en lo feliz que te sientes" y el ítem 8 "Piensas en lo fuerte que te sientes", y finalmente el ítem 6 "Disfrutas o saboreas este momento", no saturó lo suficiente en ninguno de los dos factores por lo que sometieron a AFC los 14 ítems restantes (Voss *et al.*, 2019). En otro estudio, en una muestra de pacientes con trastorno bipolar, a dos ítems se les permitió una correlación ($r_{xy}=0,65$) con la finalidad de mejorar el modelo propuesto, a saber el ítem 11 "Recuerda que estos sentimientos no durarán" y el 2 "Yo tengo suerte por ahora, pero esto terminará pronto", y el ítem 6 antes señalado saturó muy bajo en el factor y lo eliminan (Kraiss *et al.*, 2019); 2) en los estudios que aíslan tres factores, la rumia centrada en la emoción y la centrada en uno mismo correlacionan entre 0,44 y 0,90 (McEvoy *et al.*, 2018, 2021; Mennies *et al.*, 2020), en el estado español esa correlación es de 0,59 (Hidalgo-García *et al.*, 2019); 3) tal vez por la ausencia de una validez de constructo validada, la validez convergente y discriminante de los factores aislados por el RAP no están del todo claros, sobre todo

respecto a las relaciones entre los dos factores del RAP y con los reproches y la reflexión antes señalados; 4) no conocemos estudios sobre la invarianza de medición del RAP con relación al sexo, excepto un estudio (Hidalgo-García *et al.*, 2019); 5) no conocemos estudios en los que se han explorado las relaciones entre las respuestas al afecto positivo y los constructos relacionados con el afecto positivo (AP), tales como la satisfacción con la vida (Diener *et al.*, 1985) y la resistencia al malestar (*distress endurance*) (Gámez *et al.*, 2011).

En el presente estudio tiene como objetivos el análisis de: 1) la validez de constructo y las propiedades psicométricas del cuestionario "Respuesta al afecto positivo" (RAP); 2) la validez convergente y discriminante con la depresión, la ansiedad, la satisfacción con la vida y la resistencia al malestar; 3) la invarianza de medición según el sexo; 4) la validez incremental para explicar la variación en la satisfacción con la vida, la resistencia al malestar, la ansiedad y la depresión, una vez controlado los reproches y la reflexión.

Método

Participantes

Participaron 302 personas de la población general con una media de edad de 28,6 años ($DT= 12,0$; rango: 18-68 años; moda= 21). Mediante la prueba de distancia de Mahalanobis se detectaron 13 (4.3%) valores atípicos, que se eliminaron. Un 55,2% eran mujeres y el 44,8% hombres. En lo que se refiere al nivel de estudios, un 4,5% tenían estudios primarios, el 47,9% estudios medios, un 18,7% eran diplomados y un 28,9% eran licenciados. Con relación a su actividad un 46,5% estaban estudiando, un 37,6% trabajo remunerado, 12,2% estaban desempleadas, y un 3,8% jubilado. Con respecto al estado civil, el 61,7% están solteros, un 32,1% están casadas o en pareja, el 6,3% se encuentran divorciadas o separadas. Finalmente, un 24,2% de la muestra procede del área rural y un 75,8% de áreas urbanas.

Instrumentos

- a) "Escala de depresión, ansiedad y estrés" (*Depression, Anxiety, Stress Scales*, DASS-21; Lovibond y Lovibond, 1995), adaptación española de Bados *et al.* (2005). Se trata de un instrumento que mide los síntomas actuales ("durante la semana pasada") de depresión, ansiedad y estrés. Para este trabajo se emplearon sólo las escalas de ansiedad y depresión, cada una con 7 ítems. Cada ítem se responde de acuerdo con la presencia e intensidad de los síntomas en una escala tipo Likert de cuatro puntos (0= "no se aplica a mí en absoluto" a 3= "se aplica mucho a mí o la mayoría de las veces"). La puntuación total se calcula con la suma de los ítems pertenecientes a cada escala, en el que los ítems de cada factor se multiplican por dos. La puntuación oscila entre 0 y 42 para cada escala, a mayor puntuación más síntomas de ansiedad y depresión. La consistencia interna del total de la escala es de 0,95 y fiabilidad test-retest de

- 0,55 (Bados *et al.*, 2005). En este estudio la consistencia interna de ansiedad fue de 0,85 y de depresión es de 0,90.
- b) “Escala de respuestas rumiativa” (*Ruminative Responses Scale*, RRS; Nolen-Hoeksema y Morrow, 1991). Esta escala evalúa la rumia depresiva y se empleó la adaptación española de Hervás (2008). Es una escala de 22 ítem de cuatro puntos (1= “casi nunca” a 4 = “casi siempre”). En este estudio se emplearon los 10 ítems que evalúan los factores de reproches ($\alpha= 0,80$) y la reflexión ($\alpha= 0,74$). Se suman los ítems de cada subescala, de manera que a mayor puntuación más reproches y/o más reflexión. La consistencia interna del total de los 10 ítems de la escala en esta muestra es de 0,81, de los reproches es 0,79 y la reflexión es de 0,75 (Hervás, 2008). La consistencia interna del total de los 10 ítems de la escala en esta muestra fue de 0,81, de los reproches es 0,79 y la reflexión es de 0,75.
- c) “Cuestionario de respuestas al afecto positivo” (*Responses to Positive Affect Questionnaire*, RPA; Feldman *et al.*, 2008). Este cuestionario fue traducido para esta investigación y fue revisado por una persona con grado en traducción e interpretación. A diferencia de la RRS antes señalada, la RPA evalúa la rumia referida al afecto positivo. El RPA consta de 17 ítems y aísla tres factores, a saber, el enfoque emocional, referido a la rumia sobre estados de ánimo positivos y experiencias somáticas con el objetivo de intensificar los estados de ánimo positivos actuales, el autoenfoque, que se centra en la rumia sobre las cualidades positivas o metas personalmente relevantes y la amortiguación, centrada en los aspectos negativos de una situación y un cambio de humor que reduce el AP. Se responde es una escala Likert de 4 puntos (1= “casi nunca” a 4= “casi siempre”). Se suman los ítems de cada factor. La consistencia interna del enfoque emocional es de 0,76, del autoenfoque es de 0,73 y la de amortiguación es de 0,72. La consistencia interna en este estudio fue adecuada para las subescalas de enfoque emocional ($\alpha= 0,88$) y amortiguación ($\alpha= 0,83$).
- d) “Cuestionario multidimensional de evitación experiencial” (*Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire*, MEAQ, Gámez *et al.*, 2011). Se trata de 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 comportamientos efectivos frente al malestar (p. ej., “estoy dispuesto a sufrir por las cosas que me importan”). Se responde según una escala tipo Likert de seis puntos (1= muy en desacuerdo a 6= muy de acuerdo). La puntuación oscila entre 1 y 66, a mayor puntuación mayor resistencia al malestar. Su coeficiente de consistencia interna oscila entre 0,80 a 0,82. La traducción de los ítems fue realizada por el equipo de investigación y corroborada por una persona de lengua inglesa. En este estudio la consistencia interna fue de 0,89.
- e) “Escala de satisfacción con la vida” (*Satisfaction with Life Scale*, SWLS; Diener *et al.*, 1985), adaptación española de Atienza *et al.* (2003). La SWLS evalúa el juicio global que hacen las personas sobre la satisfacción con su vida. Es una escala de cinco ítems con alternativas de respuesta (1= “totalmente en desacuerdo” a 5= “totalmente de acuerdo”). Las puntuaciones oscilan entre 5 y 25, a mayor puntuación mayor es la satisfacción con la vida. La consistencia

interna de la versión española de la SWLS es buena ($\alpha = 0,84$) (Atienza *et al.*, 2003). En este estudio la consistencia interna fue de 0,76.

Procedimiento

Un total de 15 alumnos que realizaban el trabajo de fin de grado, fueron entrenados en la administración de cuestionarios usando la representación de papeles (*role playing*), en el que un alumno hacía de entrevistador y otro de entrevistado. Se les solicitó que seleccionaran de su entorno cercano a un grupo de entre 8 y 10 adultos mayores de 18 años, mediante el efecto de bola nieve, que suele emplearse para recoger información de poblaciones difíciles de muestrear (Thomson, 2002), es decir, de la comunidad. Las personas recibían en un sobre las instrucciones para responder a cada cuestionario, un teléfono de contacto, la firma del consentimiento informado y dando mucho énfasis en el anonimato y la protección de los datos. Los sobres debían ser entregados a los alumnos al día siguiente y debidamente cerrados y sellados. Esta investigación tuvo el informe favorable del Comité de Ética de la Investigación y el Bienestar Animal (CEIBA) de la Universidad de La Laguna.

Análisis de datos

Se realiza en primer lugar la prueba MCAR de Little para la detección de los valores perdidos. Esto valores se detectan mediante la prueba de distancia de Mahalanobis con un criterio de $p \leq 0,001$ (Brereton, 2015). Para el cálculo de la validez de constructo del RAP se realiza el AFE y el AFC según el número de factores extraídos en el AFE, que se contrastan con tres de los estudios revisados, el modelo de tres factores de la muestra original (Feldman *et al.*, 2008), dos modelos de dos factores en una muestra iraní y otra alemana (Abasi *et al.*, 2018; Voss *et al.*, 2019). El ajuste del modelo se evaluó mediante la estadística de ji cuadrado (χ^2), en la que un valor más pequeño indica un mejor ajuste del modelo y la relación entre χ^2 y los grados de libertad (*gl*) (χ^2/gl) debe ser < 3 para un ajuste aceptable (Kline, 2015). Además, el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), la raíz cuadrada media ponderada residual (SRMR) y la aproximación del error cuadrático medio (RMSEA) se calcularon para determinar el ajuste del modelo (Hu y Bentler, 1999). Los valores $\geq 0,90$ se consideraron aceptables y los valores $\geq 0,95$ como un buen ajuste del modelo para el CFI y el TLI, mientras que los valores de RMSEA $\leq 0,80$ y $\leq 0,50$ se consideraron aceptables y un buen ajuste del modelo, respectivamente (Hu y Bentler, 1999). Una vez conformado el modelo que se adecua mejor a los datos realizamos un análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFCM) anidado según el sexo.

Se realiza el coeficiente de correlación (*r* de Pearson), tanto de orden cero para conocer las relaciones entre los factores aislados por el RAP con las variables criterio de reproches, reflexión, la ansiedad, la depresión, la satisfacción con la ida y la resistencia al malestar, así como correlaciones parciales, en el que se controla los reproches y la reflexión. La fiabilidad del RPA se calculó mediante el análisis de la consistencia interna (a través del coeficiente alfa de Cronbach). Para determinar la

validez incremental de los factores del RAP, se realizan análisis de regresión jerárquica múltiple que evalúa si las subescalas del RAP podrían explicar una cantidad de variabilidad significativa en los síntomas de depresión, la ansiedad, la satisfacción con la vida y la resistencia al malestar, una vez controlado los reproches y la reflexión. En el primer paso, se ingresaron los reproches y la reflexión, y en el segundo las subescalas del RAP. Los cambios significativos en la varianza explicada después del segundo paso ($p < 0,05$) se consideraron indicativos de validez incremental.

Resultados

La prueba MCAR de Little indicó que los valores perdidos no estaban distribuidos completamente al azar, $\chi^2_{(48)} = 89,16$; $p \leq 0,001$. Los valores atípicos, 13 casos (4,3%) se detectaron mediante la prueba de distancia de Mahalanobis con un criterio de $p \leq 0,001$ (Brereton, 2015), que se eliminaron de la base de datos.

Análisis factorial exploratorio

Para explorar la estructura factorial del cuestionario "Respuestas al afecto positivo" (RAP) se realizó un AFE mediante la extracción de factores principales con rotación promax y saturación mayor o igual que 0,30 y un valor propio ≥ 1 . El Índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO=0,892; $p < 0,001$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{[136]} = 3898$, $p < 0,001$), confirman la adecuación de los datos para la realización del análisis factorial (Bartlett, 1954; Kaiser, 1974). Se realizó el análisis paralelo de Horn (1969) que sugerían la retención de dos factores que explican el 49,5% de la varianza. El primero lo hemos denominado rumia positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP), y el segundo, amortiguación (AM). En la tabla 1 se observan los coeficientes de correlación ítem-total, las medias y desviaciones típicas de cada ítem, así como la saturación de los ítems, que oscila entre 0,47 y 0,78.

Análisis factorial confirmatorio

Se realizó el AFC para poner a prueba el modelo de dos factores del AFE. En la tabla 2 se contrasta el modelo de dos factores de este estudio (Md) con al menos tres modelos, el primero es el tres factores del estudio original (Ma) (Feldman *et al.*, 2008), el segundo es el de la muestra iraní (Mb) (Abasi *et al.*, 2018) y el tercero es el de la muestra alemana (Mc) (Voss *et al.*, 2019).

Así se observa que los modelos de tres factores (Ma) y de dos factores (Mb y Mc) presenta los índices de ajustes aceptables, pero la diferencia de (χ^2/gf) es mayor que 3, lo que indica un bajo ajuste, aunque los CFI están en 0,90, los TLI son inferiores a 0,90. Si atendemos a los índices generales el que obtiene un mejor ajuste es el modelo Md de este estudio, por lo que se considera adecuado, dado que obtiene un $\chi^2/gf = 2,29$, un CFI=0,914 y TLI=0,901. En la tabla 2 donde se contrastan los tres modelos, el Mb, el Mc y el Md no se observan diferencias estadísticamente significativas en los ji-cuadrado, en el caso del Mb-Mc es de ($p\Delta\chi^2 = 0,498$) y en el Mc-Md es de ($p\Delta\chi^2 = 0,515$). Por otro lado, las diferencias en los índices de ajuste

incremental se sitúan por debajo de los índices establecidos, por lo que podemos considerar que los modelos de dos factores contrastados son equivalentes.

Tabla 1

Análisis factorial exploratorio con rotación promax del cuestionario "Respuestas al afecto positivo" (RPA)

Factores / ítems	Saturaciones	h ²	M	DT	r _{i-t}
<i>Rumia positiva centrada en la emoción y en la persona</i> (VP= 5,40; VE= 30,8)					
8. Piensas en lo fuerte que te sientes	0,76	0,43	2,51	0,92	0,44
14. Piensas en lo orgulloso que estás de ti mismo	0,73	0,44	2,50	0,99	0,37
10. Notas cómo te sientes lleno de energía	0,72	0,42	2,66	0,94	0,36
5. Pienso "lo estoy consiguiendo o logrando todo"	0,71	0,47	2,38	0,91	0,40
13. Piensas "estoy viviendo toda mi capacidad o energía"	0,66	0,57	2,66	0,88	0,36
1. Piensas en lo feliz que te sientes	0,62	0,52	2,57	0,85	0,39
3. Piensas en cómo te sientes capaz de hacerlo todo	0,59	0,64	2,01	0,92	0,46
6. Disfruto o gozo de este momento	0,55	0,63	3,08	0,88	0,26
16. Piensas "lo estoy consiguiendo todo"	0,47	0,77	1,85	0,89	0,41
<i>Amortiguación</i> (VP= 2,94; VE= 18,7)					
11. Te recuerdas "que estos sentimientos no durarán"	0,78	0,39	1,81	0,85	0,30
17. Piensas "esto es demasiado bueno para ser verdad"	0,67	0,57	1,93	0,89	0,38
7. Piensas "en las cosas que podrían salir mal"	0,65	0,50	1,77	0,89	0,26
4. Piensas "no me merezco esto"	0,63	0,53	1,76	0,93	0,14
2. Piensas "mi racha de buena suerte va a terminar pronto"	0,60	0,63	2,38	0,93	0,12
9. Piensas en las cosas que no te han ido bien	0,59	0,59	2,29	0,88	0,18
12. Piensas en lo difícil que es concentrarse	0,55	0,66	2,13	0,96	0,17
15. Piensas que "la gente pensará que me estoy alardeando o jactando"	0,49	0,76	1,75	0,88	0,34

Nota: VP= valor propio; VE= varianza explicada; r_{i-t}= correlación ítem-total.

Se evaluó la invarianza de medición según el sexo. En cuanto a la invarianza configural (Mdc) no se observan diferencias estadísticamente significativas cuando se comparan las diferencias en ji-cuadrado ($p\Delta\chi^2 = 0,171$) y las diferencias en los índices de ajuste incremental están por debajo de los criterios establecidos para sostener la no equivalencia, de manera que podemos concluir que la estructura del RAP es similar para hombres y mujeres, que se sustenta en el $\Delta CFI = 0,001$; el $\Delta RMSEA = 0,001$ y el $\Delta SRMR = 0,005$. Atendiendo a estos resultados el modelo se ajusta a los datos y asumimos la invarianza configural por sexo. También se asume la invarianza métrica (Mdm) entre sexos, dado que el ji-cuadrado no es significativo,

Tabla 2
Índices de ajuste para los modelos contrastados

	F	χ^2	gI	χ^2/gI	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	Modelo comparado	Δ SRMR	Δ RMSEA	$\Delta\chi^2(\Delta gI)$ p (ΔgI)	Δ CFI
Ma	3	435	116	3.75	0,908	0,892	0,067	0,070					
Mb	2	399	103	3.87	0,907	0,892	0,066	0,072					
Mc	2	312	76	4.10	0,904	0,885	0,073	0,075	Mb-Mc	0,007	0,003	87(27)	0,498
Md	2	271	118	2.29	0,914	0,901	0,065	0,067	Mc-Md	0,008	0,008	41(42)	0,515
Mdc	2	399	236	1.69	0,908	0,894	0,078	0,069	Mdc-Md	0,013	0,002	128(118)	0,249
Mdme	2	416	251	1.65	0,907	0,899	0,083	0,068	M _{dc} -M _{djm}	0,005	0,001	17(15)	0,318
Mdes	2	435	266	1.63	0,905	0,903	0,080	0,066	M _{djm} -M _{des}	0,003	0,002	19(15)	0,213
Mdst		457	283	1.72	0,902	0,906	0,083	0,065	Mdes-Mdst	0,003	0,001	22(17)	0,184

Nota: F= factores aislados; Ma= modelo de tres factores (Feldman *et al.*, 2008); Mb= modelo de dos factores (Abasi *et al.*, 2017); Mc= modelo dos factores (Voss *et al.*, 2019); Md= modelo de dos factores en este estudio; Mdc= modelo de dos factores configural; Mdme= modelo de dos factores métrica; Mdes= modelo de dos factores escalar; CFI= índice de ajuste comparativo; TLI= índice de ajuste comparativo; SRMR= raíz cuadrada media ponderada residual; RMSEA= aproximación del error cuadrático medio.

$\Delta\chi^2(\Delta df) = (20, 15)$; $p < 0,318$, y $\Delta CFI = 0,001$, que es menor que 0,01. En cuanto a la invarianza escalar, al comparar el modelo con las cargas factoriales restringidas a ser iguales con el más restrictivo que asume igualdad en los interceptos, los resultados revelan que el ji-cuadrado ($p\Delta\chi^2 = 0,184$) no es estadísticamente significativo y las diferencias en los índices de ajuste incremental están por debajo de los criterios establecidos para sostener la no equivalencia, de manera que podemos afirmar la invarianza estricta del RAP.

Validez convergente y discriminante: análisis correlacionales

En la tabla 3 se muestran los coeficientes de correlación r de Pearson de orden cero y parcial. Con relación a los primeros, los dos factores de la escala¹ se relacionan negativamente entre sí ($r_{xy} = -0,27$). La rumiación positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP) se relaciona positivamente, con coeficientes mayores a 0,40 con la satisfacción con la vida y algo más bajos con la reflexión y la resistencia al malestar. Por el contrario, la RPEP se relaciona negativamente con los reproches, la ansiedad y la depresión. La amortiguación (AM) muestra los coeficientes de correlación más elevados con los reproches, la ansiedad y la depresión, y más bajos con la reflexión y negativamente con satisfacción con la vida, pero no muestra relaciones con la resistencia al malestar. Los reproches y la reflexión se correlacionan 0,45, donde el primero se relaciona más elevado con la depresión y no se relaciona con resistencia al malestar, mientras que la reflexión se relaciona con este último, pero no se relaciona con la satisfacción con la vida. Finalmente, la resistencia al malestar se relaciona con satisfacción con la vida y negativamente con ansiedad y depresión, constructos éstos últimos que comparten un 59% de la varianza (Abdi y Pak, 2019). Con relación a la correlación parcial, se observan diferencias estadísticamente significativas entre la amortiguación (AM) con ansiedad ($z = 2,70$; $p < 0,007$) y con depresión ($z = 3,38$; $p < 0,0008$).

Resumiendo, la RPEP se relaciona positivamente con la reflexión, la resistencia al malestar y satisfacción con la vida, y negativamente con los reproches, la ansiedad y la depresión. La AM se relaciona por encima de 0,40 con reproches, ansiedad y depresión.

¹ Se realizó un análisis de correlación atendiendo a los tres factores de los autores originales (Feldman et al., 2008), y se constató que la rumia positiva centrada en la emoción y la rumia centrada en la persona correlacionan ($r_{xy} = 0,72$; $p \leq 0,001$). La primera correlacionó con amortiguación ($r_{xy} = -0,29$; $p \leq 0,001$) y este último correlacionó con la rumia centrada en la persona ($r_{xy} = -0,16$, $p \leq 0,005$).

Tabla 3
Coeficientes de correlación entre las variables evaluadas

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
1. RPEP	--	-0,27***	-0,13***	0,15***	0,23***	0,43***	-0,20***	-0,33***
2. AM	-0,18***	--	0,52***	0,21***	-0,09	-0,32***	0,44***	0,49***
3. REP			--	0,45***	-0,04	-0,27***	0,35***	0,42***
4. REF				--	0,05	-0,09	0,27***	0,26***
5. RMA	0,22***	-0,08			--	0,27***	-0,13*	-0,18**
6. SAV	0,41***	-0,21***			0,26***	--	-0,27***	-0,37***
7. ANS	-0,21***	0,33***			-0,14***	-0,20***	--	0,77***
8. DEP	-0,34***	0,34***			-0,20***	-0,30***	0,73***	--
M(DT)	22,7(5,7)	15,6(4,8)	10,4(2,9)	10,4(3,2)	51,5(8,8)	19,6(5,1)	7,5(7,9)	7,8(8,6)

Notas: RPEP= Rumiación positiva centrada en la emoción y en la persona; AM= Amortiguación; REP= Reproches, REF= Reflexión; RMA= Resistencia al malestar; SAV= Satisfacción con la vida; ANS= Ansiedad, DEP= Depresión. Por encima de la diagonal coeficientes de orden cero y por debajo de la diagonal correlación parcial. En negrita diferencias estadísticamente significativas. * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$.

Tabla 4
Análisis de regresión entre las variables evaluadas

Variables criterios	Modelo	Variables predictoras	B	β	R ² aj	SE B	t
Ansiedad		Constante	-5.22			1.89	-2.75**
		REP	.37	.14		.13	2.82**
	1	REF	.42	.16	.16	.11	3.92***
		RPEP	-.15	-.11		.05	4.39***
Depresión		Constante	-3.10			1.92	6.62***
		REP	.60	.20		.13	4.52***
	1	REF	.41	.15	.22	.11	3.83***
		RPEP	-.35	-.23		.05	-6.29***
Satisfacción con la vida		Constante	17.31			1.70	10.14***
		REP	-.22	-.12		.12	-1.85
	1	REF	-.10	-.07	.06	.09	-1.09
		RPEP	.34	.39		.05	7.14***
Resistencia al malestar		Constante	43.05			2.34	13.36***
		REP	-.13	-.04		.16	-.79
	1	REF	.38	.14	.03	.13	2.94**
		RPEP	.30	.20		.07	4.45***
2	AM	-.07	-.04	.06	.09	-.71	

Notas: REP= Reproches, REF= Reflexión; RPEP= Rumiación positiva centrada en la emoción y en la persona; AM= Amortiguación. * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$.

Validez incremental: análisis de regresión

En la tabla 4 se observa que la ansiedad es predicha en el paso 1 con un 16% de la varianza por los reproches y la reflexión, y en el paso 2 con un 25% por la rumia positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP), y la amortiguación (AM) que contribuyen con un 36% de la varianza, aportando estas dos últimas un 9% adicional de varianza explicada, donde la amortiguación presenta un coeficiente β más elevado ($\beta= 0,30$), que es seguido por la reflexión ($\beta= 0,16$) y los reproches ($\beta= 0,14$). La depresión es predicha en el paso 1 con un 22% de la varianza por los reproches y la reflexión, y en el paso 2 por la RPEP y la AM que contribuyen con un 34% de la varianza, donde otra vez la AM obtiene el coeficiente β más alto ($\beta= 0,29$), seguido de la rumia positiva ($\beta= -0,23$) y los reproches. Para la satisfacción con la vida, los dos factores del RAP predicen un 23% adicional de la varianza por encima de los reproches y la reflexión que representaron solo un 6%, por lo que contribuyen con un 17% de la varianza de manera estadísticamente significativa solo la RPEP. La resistencia al malestar es predicha por un 6% de la varianza, donde los coeficientes β más elevados son para la RPEP ($\beta= 0,20$) y la reflexión ($\beta= 0,14$).

Discusión

En este trabajo hemos analizado la estructura factorial y las propiedades psicométricas del cuestionario "Respuestas al afecto positivo" (RAP) (Feldman *et al.*, 2008). Los resultados señalan que la estructura de dos factores demostró un ajuste superior en todos los análisis, con índices adecuados (Hu y Bentler, 1999; Kline, 2015). Los análisis de invarianza de medición indicaron una invarianza total a nivel configural, métrico, escalar y estricta según el sexo (Hidalgo-García *et al.*, 2019).

En este estudio el RPA aísla dos factores frente a los tres de los estudios revisados (Feldman *et al.*, 2008; Hidalgo-García *et al.*, 2019; Kraiss *et al.*, 2019; Olofsson *et al.*, 2014; Raes *et al.*, 2009; Yang y Guo 2014) y coincidentes con otros estudios (Abasi *et al.*, 2018; Voss *et al.*, 2019), aunque conservando en nuestro caso el total de los 17 ítems del cuestionario, dado que en la muestra iraní se eliminó un ítems (Abasi *et al.*, 2018) y en la muestra alemana se eliminaron hasta tres ítems (Voss *et al.*, 2019). Por otro lado, el ítem 17 "Piensas, esto es demasiado bueno para ser verdad" satura 0,67 en amortiguación, frente a que en dos estudios no alcanzó la saturación de 0,35 y lo eliminan al considerarlo un ítem de no amortiguación (Kraiss *et al.*, 2019; Nelis *et al.*, 2016).

Los dos factores se denominan rumia positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP) y la amortiguación del afecto positivo (AM), que se relacionan negativamente (Kraiss *et al.*, 2019; Voss *et al.*, 2019), resultados estos últimos contrarios a algunos estudios revisados (Abasi *et al.*, 2018; McEvoy *et al.*, 2018, 2021; Mennies *et al.*, 2020; Nelis *et al.*, 2016; Samtani *et al.*, 2021). Los coeficientes de consistencia interna (RPEP; $\alpha= 0,88$) y AM ($\alpha= 0,83$) son algo más elevados que los estudios revisados (Abasi *et al.*, 2018; Voss *et al.*, 2019).

En cuanto a la validez convergente y discriminante, la rumia positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP) se relaciona positivamente con la satisfacción

con la vida, la resistencia al malestar y la reflexión, y negativamente con los reproches, la depresión y la ansiedad (Abasi *et al.*, 2018; Gilbert *et al.*, 2013; Kraiss *et al.*, 2019; McEvoy *et al.*, 2018, 2021; Mennies *et al.*, 2020; Voss *et al.*, 2019). La amortiguación (AM) es todo lo contrario a la anterior, excepto que no se relaciona con la resistencia al malestar, pero sí con la reflexión (Abasi *et al.*, 2018; Nelis *et al.*, 2016; Voss *et al.*, 2019).

Con relación a la correlación parcial, donde se controlaron los reproches y la reflexión, se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre los coeficientes de correlación de la AM con la ansiedad y la depresión, señalando que la AM sería un factor común compartido con la ansiedad y la depresión (Eisner *et al.*, 2009), que de alguna manera explicaría la comorbilidad entre esos trastornos. Con relación a la validez incremental, una vez controlado los reproches y la reflexión, encontramos, por un lado, la rumia positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP) explicó la variación única en la satisfacción con la vida, y por otro, conjuntamente con la reflexión, la resistencia al malestar. La amortiguación (AM) explicó las variaciones de los síntomas depresivos y ansiosos, que están en línea con estudios previos (Abasi *et al.*, 2018; Raes *et al.*, 2009; Voss *et al.*, 2019).

Los reproches y la amortiguación (AM) comparten un 27% de la varianza, y ambos se relacionan negativamente con la satisfacción con la vida, además de la ausencia de relaciones con resistencia al malestar. Si tenemos en cuenta la definición de los reproches y la AM, en el que los primeros se centran pasivamente en los sentimientos negativos e incrementan el afecto negativo (AN), y a su vez la AM se caracteriza por la atenuación del afecto positivo (AP). En su conjunto estos resultados confirman el proceso dual donde la rumia positiva amplifica el AP, mientras que disminuye el AN y la rumia depresiva amplifica el AN al tiempo que disminuye el AP (Harding y Mezulis, 2017).

En cuanto a la reflexión, la situación cambia, pues se relaciona con la resistencia al malestar, pero no con la satisfacción con la vida, y ésta es predicha por la rumia positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP), mientras la resistencia al malestar es predicha por la reflexión y la RPEP. Estos resultados se explicarían porque es plausible que la reflexión participa en la resolución de problemas cognitivos para aliviar el afecto negativo (AN) (Treyner *et al.*, 2003). En este sentido, las personas resistentes al malestar es más probable que hayan experimentado más AN, y que la reflexión como estrategia de regulación emocional les ayude a afrontar el malestar generado por el AN, estaría relacionado con algunos estudios donde la reflexión se relaciona con centrarse en la planificación y la reevaluación cognitiva (González *et al.*, 2017a). Respecto a la satisfacción con la vida, estas personas puntúan alto en rumia positiva como un amplificador del afecto positivo (AP) que ya de por sí experimentan, que a su vez decrece el AN, tal y como postula la teoría de Ampliar y Construir (Fredrickson, 2004) al señalar como se ha mencionado, que las emociones positivas desencadenan espirales ascendentes hacia un mejor bienestar emocional y más satisfacción con la vida.

En esta investigación hemos evaluado algunos resultados discordantes en los estudios revisados Con relación a la validez de constructo y discriminante del RAP. En este sentido, en cuanto a la validez de constructo, la estructura de dos factores que proponen los mismos autores de la escala (Abasi *et al.*, 2018) negativamente

relacionados es más parsimoniosa, conceptual y metodológicamente más coherente o factible (Kraiss *et al.*, 2019; Voss *et al.*, 2019), frente a la usencia de relaciones o relaciones positivas encontradas en estudios previos (Abasi *et al.*, 2018; McEvoy *et al.*, 2018, 2021; Samtani *et al.*, 2021). Se dilucidan la validez convergente y discriminante de los dos factores aislados, donde la rumia positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP) se relaciona positivamente con la resistencia al malestar, la satisfacción con la vida y con la reflexión, y negativamente con los reproches, la ansiedad y la depresión. La amplificación (AMPLI) se relaciona positivamente con los tres anteriores. Por lo tanto, estos resultados señalan que el RAP evalúa una estrategia de regulación más adaptativa, la rumiación positiva centrada en la emoción y en la persona (RPEP), y una menos adaptativa, la amortiguación (AMTG), donde la primera amplifica el afecto positivo (AP), y la segunda por un lado atenúa el AP e incrementa el afecto negativo (AN) (Abasi *et al.*, 2018; Kraiss *et al.*, 2019; McEvoy *et al.*, 2018, 2021; Mennies *et al.*, 2020; Voss *et al.*, 2019), de manera que es plausible que la AMTG tendría una relación bidireccional entre los síntomas de depresión y la amortiguación (Bean *et al.*, 2022).

Por lo tanto, teniendo en cuenta el miedo a las emociones que experimentan las personas tanto con el AP como con el AN (Puntons *et al.*, 2011; Williams *et al.*, 1997), nuestros resultados tienen relevancia clínica a la hora de la programación de las actividades placenteras que se proponen en algunas terapias psicológicas, como la terapia de activación conductual (Martell *et al.*, 2010). Si las personas deprimidas o ansiosas hacen valoraciones amortiguadoras cuando comienzan a experimentar el afecto positivo (AP) por una actividad placentera, y a su vez experimentan miedo al AP puede conllevar que esa actividad reduzca los niveles de AP y aumente los niveles de afecto negativo (AN) (Bean *et al.*, 2022). Por lo tanto, como objetivo importante para intervenciones destinadas a mejorar la regulación de las emociones es deseable informar sobre los efectos contraproducentes de las evaluaciones amortiguadoras y el miedo a las emociones, entre los que destacamos los programas de intervención transdiagnósticos o unificados (Carlucci *et al.*, 2021; Osmá *et al.*, 2015). Dado que la rumia depresiva y la rumia relacionada con el afecto positivo comparten un enfoque repetitivo, son relevantes las estrategias centradas en los pensamientos negativos repetitivos (Watkins, 2016), y la reevaluación positiva y la cognitiva (Purdon, 2021), dado que a corto plazo la reevaluación conduce a una disminución de las emociones negativas y a un aumento de las positivas (Denny y Ochsner, 2014), y a largo plazo genera un mayor bienestar psicológico y menos síntomas (Cludius *et al.*, 2020, para una revisión véase p. ej. Watkins y Roberts, 2020).

Esta investigación tiene algunas limitaciones, como podría ser el número de personas de la muestra y es un estudio de tipo transversal que impide inferencias de causalidad y direccionalidad. Se propone como trabajo futuro el estudio de dos muestras amplias, una de la comunidad y otra clínica, así como el estudio de una muestra longitudinal.

Referencias

- Abasi, I., Feldman, G., Farazmand, S., Pourshahbaz, A. y Sarichloo, M. E. (2018). A psychometric evaluation of Iranian version of the Responses to Positive Affect (RPA) questionnaire. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences*, 12(4), e11923. doi: 10.5812/ijpbs.11923
- Abasi, I., Shams, G., Pascual-Vera, B., Milosevic, I., Bitarafan, M., Ghanadanzadeh, S. y Moghaddam, M. T. (2023). Positive emotion regulation strategies as mediators in depression and generalized anxiety disorder symptoms: a transdiagnostic framework investigation. *Current Psychology*, 42, 800-807. doi: 10.1007/s12144-021-01392-5
- Abdi, R. y Pak, R. (2019). The mediating role of emotion dysregulation as a transdiagnostic factor in the relationship between pathological personality dimensions and emotional disorders symptoms severity. *Personality and Individual Differences*, 142, 282-287. doi: 10.1016/j.paid.2018.09.026
- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S. y Schweizer, S. (2010). Emotion regulation strategies across psychopathology: a meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 30, 217-237. doi: 10.1016/j.cpr.2009.11.004
- Atienza, F. L., Balaguer, I. y García-Merita, M. L. (2003). Satisfaction with Life Scale: analysis of factorial invariance across sexes. *Personality and Individual Differences*, 35, 1255-1260. doi: 10.1016/S0191-8869(02)00332-X
- Bados, A., Solanas, A. y Andrés, R. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS). *Psicothema*, 17(4), 679-683.
- Bartlett, M. S. (1954). A note on the multiplying factors for various χ^2 approximations. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 16, 296-298.
- Bean, C. A. L., Summers, C. B. y Ciesla, J. A. (2022). Dampening of positive affect and depression: a meta-analysis of cross-sectional and longitudinal relationships. *Behaviour Research and Therapy*, 156, 104153. doi: 10.1016/j.brat.2022.104153.
- Bin-Na K, Seok-Man K. (2014). Preliminary validation of Korean-Responses to Positive Affect (K-RPA). *Korean Journal of Clinical Psychology*, 33, 243-260. doi: 10.15842/kjcp.2014.33.2.002
- Brereton, R. G. (2015). The Mahalanobis distance and its relationship to principal component scores. *Journal of Chemometrics*, 29, 143-145. doi: 10.1002/cem.2692
- Carlucci, L., Saggino, A. y Balsamo, M. (2021). On the efficacy of the unified protocol for transdiagnostic treatment of emotional disorders: a systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 87, 101999. doi: 10.1016/j.cpr.2021.101999
- Cludius, B., Mennin, D. y Ehling, T. (2020). Emotion regulation as a transdiagnostic process. *Emotion*, 20(1), 37-42. doi: 10.1037/emo0000646
- Dempsey, R. C., Gooding, P. A. y Jones, S. H. (2011). Positive and negative cognitive style correlates of the vulnerability to hypomania. *Journal of Clinical Psychology*, 67, 673-690. doi: 10.1002/jclp.20789
- Denny, B.T., y Ochsner, K.N., 2014. Behavioral effects of longitudinal training in cognitive reappraisal. *Emotion*, 14 (2), 425-433. doi: 10.1037/a0035276.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13
- Eisner, L. R., Johnson, S. L. y Carver, C. S. (2009). Positive affect regulation in anxiety disorders. *Journal Anxiety Disorders*, 23, 645-9. doi: 10.1016/j.janxdis.2009.02.001.
- Ehring, T. y Watkins, E. R. (2008). Repetitive negative thinking as a transdiagnostic process. *International Journal of Cognitive Psychotherapy*, 1, 192-205. doi: 10.1177/1073191117693923

- Feldman, G. C., Joormann, J. y Johnson, S. L. (2008). Responses to Positive Affect: a self-report measure of rumination and dampening. *Cognitive Therapy and Research, 32*, 507-525. doi: 10.1007/s10608-006-9083-0.
- Ferrer, L., Martín-Vivar, M., Pineda, P., Sandín, B. y Piqueras, J. A. (2018). Relación de la ansiedad y la depresión en adolescentes con dos mecanismos transdiagnósticos: el perfeccionismo y la rumiación. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual, 26*(1), 55-74.
- Fredrickson, B. L. (2004). The broaden-and-build theory of positive emotions. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London: Series B. Biological Sciences, 359*, 1367-1377. doi: 10.1098/rstb.2004.1512
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C. y Watson, D. (2011). Development of a measure of experiential avoidance: the Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire. *Psychological Assessment, 23*, 692-713. doi: 10.1037/a0023242
- Gilbert, K. E., Nolen-Hoeksema, S. y Gruber, J. (2013). Positive emotion dysregulation across mood disorders: how amplifying versus dampening predicts emotional reactivity and illness course. *Behaviour Research and Therapy, 51*(11), 736-741. doi: 10.1016/j.brat.2013.08.004.
- González, M., Ramírez, G., Brajin, M. M. y Londoño, C. (2017a). Estrategias cognitivas de control, evitación y regulación emocional: el papel diferencial en pensamientos repetitivos negativos e intrusivos. *Ansiedad y Estrés, 23*, 84-90. doi: 10.1016/j.anyes.2017.09.005
- González, M., Ibáñez, I. y Barrera, A. (2017b). Rumiación, preocupación y orientación negativa al problema: procesos transdiagnósticos de los trastornos de ansiedad, de la conducta alimentaria y del estado de ánimo. *Acta Colombiana de Psicología, 20*, 30-41. doi: 10.14718/ACP.2017.20.2.3
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: current status and future prospects. *Psychological Inquiry, 26*, 1-26. doi: 10.1080/1047840X.2014.940781
- Gross, J. J. y Jazaieri, H. (2014). Emotion, emotion regulation, and psychopathology: An affective science perspective. *Clinical Psychological Science, 2*(4), 387-401. doi: 10.1177/2167702614536164.
- Harding, K. A. y Mezulis, A. (2017). Is rumination a risk and a protective factor? *European Journal and Psychology, 3*, 28-46, doi: 10.5964/ejop.v13i1.1279
- Hervás, G. (2008). Adaptación al castellano de un instrumento para evaluar el estilo rumiativo: la Escala de respuestas rumiativas. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 13*, 111-121. doi: 10.5944/rppc.vol.13.num.2.2008.4054
- Hidalgo-García, M., Martínez Cervantes, R., Senin-Calderon, C. y Rodríguez Testal, J. F. (2019). Evaluación de la regulación emocional: indicadores psicométricos del instrumento RPA en población española. *Acción Psicológica, 16*(1), 43-62. doi: 10.5944/ap.16.1.22180
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- Hu, L., Bentler, P.M., (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika, 39*, 31-36. doi: 10.1007/BF02291575
- Kline, R. B. (2015). The mediation myth. *Basic and Applied Social Psychology, 37*(4), 202-213. doi: 10.1080/01973533.2015.1049349
- Kraiss, J. T., ten Klooster, P. M., Chrispijn, M., Stevens, A. W. M. M., Kupka, R. W. y Bohlmeijer, E. T. (2019). Psychometric properties and utility of the Responses to Positive

- Affect questionnaire (RPA) in a sample of people with bipolar disorder. *Journal Clinical Psychology*, 75, 1850-1865. doi: 10.1002/jclp.22819
- Lovibond, S. H. y Lovibond, P. F. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales* (2ª ed.). Psychology Foundation.
- Martell, C. R., Dimidjian, S. y Herman-Dunn, R. (2010). *Behavioral activation for depression: a clinician's guide*. Guilford.
- McEvoy, P. M., Hyett, M. P., Ehring, T., Johnson, S. L., Samtani, S., Anderson, R. y Moulds, M. L. (2018). Transdiagnostic assessment of repetitive negative thinking and responses to positive affect: structure and predictive utility for depression, anxiety, and mania symptoms. *Journal of Affective Disorders*, 232, 375-384. doi: 10.1016/j.jad.2018.02.072
- McEvoy, P. M., Hyett, M. P., Ehring, T., Johnson, S. L., Samtani, S., Anderson, R. y Moulds, M. L. (2021). Corrigendum to Transdiagnostic assessment of repetitive negative thinking and responses to positive affect: structure and predictive utility for depression, anxiety, and mania symptoms. *Journal of Affective Disorders*, 232, 375-384. doi: 10.1016/j.jad.2021.03.025
- Mennies, R. J., Birk, S. L., Case, J. A. C., Olino, T. M. (2020) Responses to affect subtypes differentially associate with anxious and depressive symptom severity. *PLoS ONE*, 15(7), e0235256. doi: 10.1371/journal.pone.0235256
- Nelis, S., Luyckx, K., Feldman, G., Bastin, M., Raes, F. y Bijttebier, P (2016). Assessing response styles to positive affect: one or two dimensions of positive rumination in the Responses to Positive Affect questionnaire? *Personality and Individual Differences*, 89, 40-46. doi: 10.1016/j.paid.2015.09.031.
- Nolen-Hoeksema, S. y 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: 10.1037/0022-3514.61.1.115.
- Nolen-Hoeksema, S. y Watkins, E. R. (2011). A heuristic for developing transdiagnostic models of psychopathology explaining multifinality and divergent trajectories. *Perspectives on Psychological Science*, 6, 589-609. doi: 10.1177/1745691611419672
- Olofsson, M. E., Boersma, K., Engh, J., Wurm, M. A. (2014). Psychometric evaluation of the Swedish version of the responses to positive affect questionnaire. *Nordic Journal of Psychiatry*, 68, 588-593. doi: 10.3109/08039488.2014.898792
- Osma, J., Castellano, C., Crespo, E. y García-Palacios, A. (2015). El protocolo unificado para el tratamiento transdiagnóstico de los trastornos emocionales en formato grupal en el ámbito de la salud mental pública española. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 23(3), 447-466.
- Puntons, N., Ibáñez, I. y González, M. (2011). Primeros datos de validación de la Escala de control afectivo (ECA): medida del miedo a las emociones. *Revista de Investigación y Divulgación en Psicología y Logopedia*, 1, 56-61.
- Purdon, C. H. (2021). Cognitive restructuring. En A. Wenzel (dir.), *Handbook of cognitive behavioral therapy* (pp. 207-234). American Psychological Association.
- Quoidbach, J., Berry, E. V., Hansenne, M. y Mikolajczak, M. (2010). Positive emotion regulation and well-being: comparing the impact of eight savoring and dampening strategies. *Personality and Individual Differences*, 49(5), 368-373. doi: 10.1016/j.paid.2010.03.048
- Raes, F., Daems, K., Feldman, G. C., Johnson, S. L. y Van Gucht, D. (2009). A psychometric evaluation of the Dutch version of the Responses to Positive Affect questionnaire. *Psychologica Belgica*, 49, 293-310. doi: 10.5334/pb-49-4-293.
- Samtani, S., Moulds, M.L., Johnson, S. L., Ehring, T., Hyett, M., Anderson, R. y McEvoy, P. M. (2021). Higher order repetitive negative thinking is more robustly related to depression,

- anxiety, and mania than measures of rumination or worry. *Cognitive Therapy and Research*, 46, 161-170. doi: 10.1007/s10608-021-10235-3
- Thomson, S. K. (2002). *Sampling*. John Wiley & Sons.
- Treynor, W., González, R. y Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: a psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27, 247-259. doi: 10.1023/A:1023910315561.
- Voss, M., Ehring, T., Kiara R. Timpano, K. R., Joormann, J. y Wolkenstein, L. (2019). A psychometric evaluation of the German version of the Responses to Positive Affect questionnaire. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 41, 425-435 doi: 10.1007/s10862-019-09757-8
- Wahl, K., Ehring, T., Kley, H., Lieb, R., Meyer, A., Kordon, A., Heinzel, C. V., Mazanec, M. y Schönfeld, S. (2019). Is repetitive negative thinking a transdiagnostic process? A comparison of key processes of RNT in depression, generalized anxiety disorder, obsessive compulsive disorder, and community controls. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 64, 45-53.
- Watkins, E. R. (2008). Constructive and unconstructive repetitive thought. *Psychological Bulletin*, 134, 163-206. doi: 10.1037/0033-2909.134.2.163
- Watkins, E. R. (2016). *Rumination-focused cognitive-behavioral therapy for depression*. Guilford.
- Watkins, E. R. y Roberts, H. (2020). Reflecting on rumination: consequences, causes, mechanisms and treatment of rumination. *Behaviour Research and Therapy*, 127, 103573. doi: 10.1016/j.brat.2020.103573
- Williams, K. E., Chambless, D. L. y Ahrens, A. (1997). Are emotions frightening? An extension of the fear of fear construct. *Behaviour Research and Therapy*, 35(3), 239-248. doi: 10.1016/s0005-7967(96)00098-8
- Yang, H. y Guo, W. (2014). Chinese version of the Responses to Positive Affect questionnaire: testing the factor structure, reliability, and validity in a college student sample. *Psychological Reports: Measures y Statistics*, 115(2), 467-484. doi: 10.2466/08.21.PR0.115c22z8.

RECIBIDO: 14 de septiembre de 2021

ACEPTADO: 23 de enero de 2022