

EVALUACIÓN DE LA REGULACIÓN EMOCIONAL: INDICADORES PSICOMÉTRICOS DEL INSTRUMENTO RPA EN POBLACIÓN ESPAÑOLA

EVALUATION OF EMOTIONAL REGULATION: PSYCHOMETRIC INDICATORS OF THE RPA INSTRUMENT IN SPANISH POPULATION

MARGARITA HIDALGO GARCÍA¹,
RAFAEL MARTÍNEZ CERVANTES¹, CRISTINA SENÍN-CALDERÓN²
Y JUAN FRANCISCO RODRÍGUEZ-TESTAL¹

Cómo referenciar este artículo/How to reference this article:

Hidalgo García, M., Martínez Cervantes, R., Senín-Calderón, C. y Rodríguez Testal, J. F. (2019). Evaluación de la regulación emocional: indicadores psicométricos del instrumento RPA en población española [Evaluation of Emotional Regulation: Psychometric Indicators of the RPA Instrument in Spanish Population]. *Acción Psicológica*, 16(1), 43–62. <https://doi.org/10.5944/ap.16.1.22180>

Resumen

En la investigación clínica, el afecto positivo ha recibido menos atención que su dimensión paralela: el afecto negativo. Este trabajo analiza las propiedades psicométricas de la Escala de Afectividad Positiva (*Response to Positive*

Affect), para su adaptación al castellano y validación en población española. La escala mide las respuestas a las emociones experimentadas ante situaciones positivas (regulación emocional). Según los autores de la escala, está compuesta por tres factores: Amortiguación, Rumia positiva centrada en la emoción y Rumia positiva centrada en la persona. Se llevaron a cabo análisis factoriales

Correspondence address [Dirección para correspondencia]: Juan Francisco Rodríguez-Testal. Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológicos, Universidad de Sevilla, España. **Email:** testal@us.es

ORCID: Rafael Martínez Cervantes (<http://orcid.org/0000-0002-4248-861X>), Cristina Senín-Calderón (<https://orcid.org/0000-0002-9181-8603>), y Juan Francisco Rodríguez-Testal (<https://orcid.org/0000-0002-9181-8603>).

¹ Universidad de Sevilla, España.

² Universidad de Cádiz, España.

Recibido: 4 de junio de 2018.

Aceptado: 5 de septiembre de 2018.

exploratorio y confirmatorio, con 970 participantes de población general y clínica, análisis de la consistencia interna, invarianza para sexo y grupo (pacientes/controles) y validez concurrente. Se obtuvo la misma estructura factorial planteada por los creadores de la versión original de la escala. Se obtuvieron adecuados valores para la consistencia interna, invarianza para sexo y pacientes/controles, y correlaciones significativas con el cuestionario de salud general y el Cuestionario de Sensibilidad al Castigo y Sensibilidad a la Recompensa de sensibilidad al castigo y a la recompensa. La escala presenta adecuadas propiedades psicométricas. La Escala de Afectividad Positiva es un instrumento que puede permitir el estudio y análisis de la rumia positiva y la amortiguación, por tanto, la regulación de los estados emocionales positivos, complementando otros instrumentos centrados en otros procesos como la rumia y la afectividad negativa. Puede ser particularmente útil para la evaluación, seguimiento, y planificación de la intervención ante trastornos de ansiedad, depresivos y bipolares, entre otros, al evaluar características de regulación emocional en la persona evaluada.

Palabras clave: Regulación emocional; Afectividad positiva; Amortiguación; Rumia positiva; GHQ-28; SPSRQ; Propiedades psicométricas.

Abstract

Positive affect has often been neglected throughout research in clinical psychology, with respect to its parallel dimension: Negative affect. This study analyses the psychometric properties of the Response to Positive Affect scale in order for it to be adapted and validated in Spanish population. The scale measures people reaction to the emotions experienced from positive situations (emotion regulation). According to the authors of the scale, it is composed by three factors: Dampening, Emotion-focused positive rumination and Self-focused positive rumination. An exploratory and confirmatory factor analysis were carried out, with 970 participants from general and clinical population, along with analyses about internal consistency, invariance analysis for gender and group (patients/controls) and concurrent validity. The

factors obtained were the same as the ones proposed by the creators of the original scale. Furthermore, the values for internal consistency were adequate, invariance for sex and group (patients/controls), as well as the correlations with the Sensitivity to Punishment and Sensitivity to Reward Questionnaire (sensitivity to punishment and reward). The scale has good psychometric properties. The Response to Positive Affect scale is an instrument that can allow the study and analysis of positive rumination and damping, therefore, the regulation of positive emotional states, complementing other instruments focused on processes as rumination or negative affectivity. It can be particularly useful for the evaluation, follow-up, and planning of the intervention in anxiety, depressive, and bipolar disorders, among others, when analyzing characteristics of emotional regulation.

Keywords: Emotion regulation; Positive affect; Dampening; Positive rumination; GHQ-28; SPSRQ; Psychometric properties.

Introducción

La investigación ha venido dando una especial importancia a la respuesta de las personas ante situaciones aversivas y sus consecuentes emociones negativas. El afecto negativo es un componente temperamental y alude a una propensión o sensibilidad a experimentar emociones negativas en situaciones de estrés. En trabajos previos se ha resaltado la importancia de los factores temperamentales por su relación con los trastornos del estado de ánimo o de ansiedad (Brown y Barlow, 2009). El estudio del afecto positivo, permite analizar la dimensión temperamental complementaria, es decir, las respuestas de las personas ante estimulación apetitiva, una predisposición que nos permite experimentar emociones como la alegría ante ciertos estímulos, además del interés por el entorno y la capacidad de disfrutar de dicho estímulo. Entender estos componentes temperamentales o de disposición y las respuestas emocionales pueden ser de interés a la hora de comprender diversos trastornos psicopatológicos y decidir su abordaje. Sin embargo, se conoce menos de qué manera se relacionan estas dimensiones entre sí y de qué modo par-

ticipan en la regulación de las emociones puestas en marcha.

En el estudio de estas dimensiones, puede destacarse a Jeffrey Gray, quien en 1970 plantea su Teoría Neuropsicológica de la Personalidad, centrándose en el papel que el castigo y el refuerzo tienen sobre el aprendizaje (Gray, 1987). Expuso que existían personas más difíciles de condicionar ante estimulación amenazante, mientras que otras personas se condicionaban más fácilmente, debido a una mayor susceptibilidad al miedo, entendida como sensibilidad al castigo. De aquí se derivó su Teoría de la sensibilidad al Refuerzo (TSR), en la que ya se mencionan los sistemas de aproximación e inhibición comportamental, relacionados, respectivamente, con impulsividad y la ansiedad. En la revisión de la teoría (Gray y McNaughton, 2000) se proponen un sistema de aproximación (BAS, o *behavioural approach system*) y dos subsistemas de defensa, uno relacionado con la ansiedad, BIS o *behavioural inhibition system*, y otro con el miedo, FFFS o *Fight-flight-freeze system*. En dicha revisión se hace alusión a la regulación que podía existir entre los sistemas, y como ésta determina, en función de la situación, la aparición de unas u otras respuestas. El sistema de aproximación comportamental (BAS) media reacciones a todos los estímulos apetitivos. Se vincula con el optimismo, la orientación a la recompensa y la impulsividad, estando clínicamente relacionado con las conductas de adicción, los comportamientos impulsivos y la manía (Johnson, Swerdlow, Treadway, Tharp y Carver, 2017). En el segundo sistema de defensa, el subsistema BIS, se centraría en la resolución de conflictos sobre metas en general. Sería el sistema relacionado con otras manifestaciones de ansiedad, distintas del pánico (Gray, 1987). Procesos como la rumia y la preocupación se asociarían con este sistema de defensa. Por último, y en términos generales, tal como apuntan Corr y Cooper (2016), el sub-sistema FFFS o de lucha-huida-inmovilidad, se encargaría de mediar las reacciones de un organismo ante todos los estímulos aversivos, relacionándose con la respuesta de miedo. Su finalidad es reducir la discrepancia existente entre la amenaza y el estado deseado de seguridad. Este sistema indicaría una hiperactivación en el funcionamiento normal que se haría evidente en cuadros como las fobias o el pánico. Estos sistemas de aproximación e inhibición comportamental se han evaluado

habitualmente con instrumentos como la escala BIS/BAS (Carver y White, 1994).

Los criterios más recientes de investigación del Instituto Nacional de Salud Mental (Research Domain Criteria o RDoC; Fernandez, Jazaieri y Gross, 2016), plantean un dominio llamado *Sistemas de Valencia Positiva*, compuesto por constructos y subconstructos del afecto positivo, que difieren de los mencionados con anterioridad. De este modo, el dominio de los Sistemas de Valencia Positiva está compuesto de los constructos *motivación para la aproximación* (formado por los subconstructos de *evaluación de recompensas*, *evaluación del esfuerzo/disposición para trabajar*, *expectativa/error en la predicción de recompensa* y *selección de acción/toma de decisiones basada en preferencias*), *sensibilidad inicial a la obtención de recompensa*, *sensibilidad sostenida/a largo plazo a la obtención de respuesta*, *aprendizaje de recompensas y hábitos* (Olino, 2016).

Hasta ahora, se ha hecho hincapié principalmente sobre aquellos aspectos de la afectividad positiva más orientados hacia la motivación, impulsividad o sensibilidad a la recompensa, dentro de una perspectiva conductual y motivacional de esta dimensión temperamental. Sin embargo, en lo que se refiere a los estados emocionales positivos o negativos, y la relación entre los mismos, interesa resaltar la línea de trabajos realizada por Tellegen (1985), quien hace mención de las diferencias interindividuales en cuanto a reactividad emocional, tanto positiva como negativa. En un intento por delimitar más exhaustivamente el afecto negativo y positivo, Watson, Clark y Tellegen (1988), desarrollaron la *Positive And Negative Affect Schedule* (PANAS), que evalúa esencialmente la intensidad con la que determinadas emociones, positivas o negativas, aparecen en distintos momentos (en la última semana, en los últimos días, en este momento...). Estos autores partieron del planteamiento del afecto positivo y el afecto negativo como dos dimensiones diferentes, no como dos polos de una dimensión, pudiendo encontrar niveles altos o bajos de cada uno, que se manifestarían a través de unas u otras emociones. De este modo, bajos niveles de afecto positivo se relacionarían con la tristeza y el letargo, y con estados de ánimo depresivos, fatiga y suicidabilidad; niveles elevados del afecto negativo se relacionarían con el nerviosismo, la hostilidad, y con la ansiedad

y el miedo (Watson, Stasik, Ellickson-Larew y Stanton, 2015).

Desde esta perspectiva orientada a los aspectos emocionales activados, se construye el instrumento *Response to Positive Affect* (RPA; Feldman Joormann y Johnson, 2008). Este instrumento tiene como finalidad la evaluación de las respuestas cognitivas de las personas ante emociones positivas. Ofrece tres factores: *rumia positiva centrada en la emoción* (Pensamientos recurrentes y positivos acerca de las emociones que se están sintiendo. Por ejemplo: “Piensas en lo feliz que te sientes”), *amortiguación* (Estrategias orientadas a reducir la intensidad de una emoción dada. Por ejemplo: “Piensas: ‘mi racha de buena suerte se va a terminar pronto’”), y *rumia positiva centrada en la persona* (Pensamientos recurrentes y positivos sobre sí mismo o sus capacidades. Por ejemplo: “Piensas en lo orgulloso que estás de ti mismo”). La novedad que presentaría esta escala con respecto a planteamientos previos (e.g., Bradburn, 1969; Warr, Barter y Brownbridge, 1983) es que se refiere a la relación existente entre afecto negativo y positivo, tratando de esclarecer el proceso de regulación entre ambos y, consecuentemente, se refiere a posibles estrategias cognitivas de regulación de emociones. En los instrumentos clásicos de balance afectivo se alude principalmente a un equilibrio que tiene que ver con las estrategias de afrontamiento, si bien no se evalúan los procesos cognitivos expresamente (Amor, Holgado-Tello, Lasa-Aristu, Domínguez-Sánchez y Delgado, 2015).

La regulación emocional se refiere a procesos que controlan, evalúan y modifican la naturaleza y curso de las respuestas emocionales según las demandas ambientales (Klemanski, Curtiss, McLaughlin y Nolen-Hoeksema, 2017). En consecuencia, el estudio de la regulación emocional, desde este punto de vista, se enlaza con la investigación sobre el estrés y *coping*. Las estrategias de *coping* se definen como los esfuerzos, tanto cognitivos como comportamentales, que tienen como finalidad gestionar demandas específicas, internas o externas, que exceden los recursos del individuo (Lazarus y Folkman, 1984). El concepto de *coping* engloba estrategias centradas en el problema y estrategias centradas en la emoción. Serían estas últimas las que se relacionarían, sin ser equivalentes, con el concepto de regulación emocional. La principal diferencia reside en las emociones que se abordan y la dirección

de dicho abordaje. De este modo, mientras que las estrategias de *coping* centradas en las emociones tratan de incidir únicamente sobre emociones negativas con el fin de minimizarlas, la regulación emocional puede llevarse a cabo para alterar emociones tanto negativas (e.g., rumia y preocupación) como positivas, con la finalidad tanto de potenciarlas como de minimizarlas (Gross, 1998; Klemanski et al., 2017).

Siguiendo la perspectiva de Gross (1998), el desarrollo del instrumento RPA permite analizar los componentes de la regulación emocional tanto para emociones positivas como negativas, incluyendo las respuestas cognitivas o de regulación emocional cognitiva. La regulación emocional cognitiva trata, de manera consciente o no consciente, de modificar la magnitud y/o tipo de experiencias emocionales sobre situaciones o emociones negativas, constituyéndose en un elemento transdiagnóstico de los trastornos de ansiedad, depresión y de la conducta alimentaria (Aldao y Nolen-Hoeksema, 2010).

A lo largo de las revisiones y metaanálisis realizados sobre este tema, se ha aludido con frecuencia a la relación entre distintos trastornos psicopatológicos y la regulación de las emociones negativas (Sloan et al., 2017; Yoon, Dang, Mertz y Rottenberg, 2018). En este sentido, abordar las estrategias que se llevan a cabo ante situaciones y emociones positivas podría proporcionar una visión más completa sobre los elementos transdiagnósticos de trastornos de tipo impulsivo. Se incluirían aquí la manía del trastorno bipolar o las adicciones. Por ejemplo, en estudios anteriores se ha observado que los factores de rumia positiva de esta escala se relacionan con niveles subclínicos de hipomanía (Carver y Johnson, 2009; Johnson y Jones, 2009).

Por otro lado, existen trabajos que tratan de abordar el afecto positivo en relación con la psicopatología, generalmente en forma de afecto positivo bajo y afecto negativo elevado –ansiedad y depresión– (Watson y Naragon-Gainey, 2010). Sin embargo, hay muchas menos aportaciones de aquellas manifestaciones clínicas en las que el afecto positivo es elevado y el afecto negativo bajo/alto (e.g., Stanton et al., 2018) y, especialmente, cómo se relacionan dichos sistemas comportamentales de aproximación e inhibición.

Al hilo de la relevancia que el instrumento tiene en el ámbito clínico, el objetivo general de este trabajo es hallar las propiedades psicométricas del instrumento RPA (Feldman et al., 2008) en población española. Para ello, se proponen como objetivos específicos: (a) Estudiar la estructura factorial de la escala RPA; (b) Hallar la invarianza de medición de la escala RPA con respecto al sexo y la condición paciente/control; y (c) Analizar la consistencia interna y evidencias de validez de la escala y sus factores. Se predice que se hallará una estructura similar a la obtenida por los creadores de la escala y que habrá invarianza de medición entre sexos y la condición grupo de pertenencia (paciente/control). Se espera hallar una consistencia interna adecuada y evidencias de validez concurrente con respecto a indicadores de ansiedad, depresión y somatización, junto con la sensibilidad al castigo y a la recompensa (Gray, 1987).

Método

Participantes y procedimiento

El estudio se realizó con una muestra total de 976 sujetos (72.7 % mujeres) tras hallar la distancia de Mahalanobis y eliminar a 10 sujetos por presentar valores atípicos en la escala RPA (Liu, Gao, Wu y Zhao, 2018). El 70.5 % de la muestra corresponde a estudiantes universitarios (últimos cursos de Psicología y Criminología), con edades comprendidas entre 18 y 23 años ($M_{edad} = 20.21$, $DT = 1.14$). El 21.8 % de la muestra, corresponde a población no universitaria con edades comprendidas entre los 24 y los 72 años ($M_{edad} = 24.23$; $DT = 9.13$) (principalmente familiares de los estudiantes universitarios). El 7.7 % de la muestra, está representada por 75 pacientes entre los que predominan los trastornos de ansiedad y los trastornos depresivos (58.9 %). Las edades de este grupo oscilaron entre los 18 y 65 años ($M_{edad} = 27.53$, $DT = 10.90$). La muestra de estudiantes y población no universitaria se unió en un único grupo de población general para realizar los análisis estadísticos.

El diseño de este trabajo fue *ex-post-facto*, para un método transversal, una única medida. No se llevó a cabo un procedimiento específico de control de variables extrañas.

La muestra fue seleccionada por accesibilidad, con estudiantes que, tras haber sido informados por escrito sobre las características y fines del estudio, decidieron participar voluntariamente en la investigación. Los datos de población general no universitaria se obtuvieron mediante muestreo de bola de nieve, a partir de los participantes universitarios. En lo que a la muestra clínica respecta, los participantes fueron obtenidos de un centro privado de psicología clínica, y fueron clasificados dentro de las distintas clases diagnósticas en función de los criterios del DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2000), por psicólogos con más de 20 años de experiencia clínica. De este modo, se clasificaron en trastornos depresivos ($n = 20$), trastornos adaptativos ($n = 7$), trastornos disociativos ($n = 1$), trastornos de la conducta alimentaria ($n = 6$), de ansiedad ($n = 23$), esquizofrenia y otros trastornos psicóticos ($n = 3$), trastornos bipolares ($n = 1$), trastornos somatomorfos ($n = 3$), trastornos sexuales ($n = 1$) y otros trastornos aplicables al eje I ($n = 2$). Todos los participantes firmaron un consentimiento informado donde se garantizaba el anonimato de sus datos, y la exclusiva utilización de éstos con fines de investigación.

El instrumento de Respuesta al afecto positivo o RPA (Feldman et al., 2008) fue traducido profesionalmente por una nativa del inglés con conocimientos de psicología clínica. Posteriormente fue revisado por cinco psicólogos expertos en psicología clínica para revisar el ajuste de los ítems a la prueba original, y su adecuación a las respuestas de un grupo de diez participantes, la mitad de los cuales eran pacientes.

Instrumentos de evaluación

Los instrumentos que se describen a continuación se administraron a través de un formulario online de Google Drive en el orden en el que se describen.

Datos sociodemográficos

Contiene preguntas acerca del nivel de estudios, sexo, estado civil y edad.

Respuesta al Afecto Positivo (Response to Positive Affect, RPA; Feldman et al., 2008). El instrumento RPA incluye, en primer lugar la siguiente consigna: "indique si usted

piensa o hace lo que se dice en dichas afirmaciones cuando se siente feliz, excitado o entusiasmado “. Está formado por 17 ítems referidos a una lista de afirmaciones sobre posibles reacciones ante emociones positivas. Cada ítem proporciona cuatro opciones de respuesta, en escala tipo Likert ordinal en función de la frecuencia con que dichas reacciones le ocurren a la persona ante emociones positivas (1: nunca/casi nunca, 2: algunas veces, 3: a menudo, 4: casi siempre/siempre). Cuenta con tres factores que evalúan tres posibles reacciones: rumia positiva centrada en la emoción (ejemplo de ítem: *Disfrutas del momento*), amortiguación (Ejemplo: *Te recuerdas que estos sentimientos no van a durar*), y rumia positiva centrada en la persona (Ejemplo: *Piensas que estas desarrollando tu potencial*). Los autores del cuestionario obtuvieron adecuados indicadores de consistencia interna (α Cronbach: Estrategias centradas en la emoción = .76; α Amortiguación = .72; α Estrategias centradas en la persona = .73 (Feldman et al., 2008).

Cuestionario de Salud General del Goldberg (GHQ-28) versión de Lobo, Pérez-Echeverría y Artal (1986). Es una prueba de screening destinada a población general, que ofrece una valoración global de la salud y disfunción social. Consta de 28 ítems agrupados en 4 subescalas: síntomas somáticos (por ejemplo: *¿Ha padecido dolores de cabeza?*), ansiedad e insomnio (por ejemplo: *¿Sus preocupaciones le han hecho perder mucho sueño?*), disfunción social (por ejemplo: *¿Se ha sentido capaz de tomar decisiones?*) y depresión grave (por ejemplo: *¿Ha pensado en la posibilidad de “quitarse de en medio”?*). Se han informado adecuadas propiedades de fiabilidad (test-retest $r = .90$) y evidencias de validez (Lobo et al., 1986). El punto de corte se sitúa entre cinco y seis puntos para una sensibilidad del 84.6 % y una especificidad del 82 %. (sensibilidad entre 44 % y 100 % y especificidad entre 74 % y 93 % (Lobo et al., 1986). Con la muestra del presente estudio, la consistencia interna de las subescalas utilizadas fue de $\alpha = .79$ para síntomas somáticos, $\alpha = .82$ para ansiedad, y $\alpha = .78$ para depresión.

Cuestionario de Sensibilidad al Castigo y Sensibilidad a la Recompensa (Sensitivity of Punishment and Sensitivity to Reward Questionnaire, SPSRQ; Torrúbia, Ávila, Moltó y Caseras, 2001). El SPSRQ está formado por 48 ítems, con opción de respuesta verdadero/falso, divididos

en dos subescalas, de 24 ítems cada una, que miden los conceptos de Sensibilidad al castigo (SC) y Sensibilidad a la recompensa (SR) de la Teoría de la Sensibilidad al Refuerzo (Gray, 1987). Los creadores del instrumento obtuvieron adecuados indicadores de fiabilidad (α Cronbach SR = .78 y α SC = .83, Torrúbia et al., 2001). Un ítem del cuestionario que mediría la SR sería: *¿A menudo le resulta difícil resistir la tentación de hacer cosas prohibidas?* Por el contrario, un ítem correspondiente a la SC sería: *¿Preferiere no pedir una cosa si no está seguro de que se la darán?* La consistencia interna con la muestra de este estudio fue de $\alpha = .85$ en la SC y $\alpha = .77$ en la SR

Análisis de datos

Se analizaron los estadísticos descriptivos de los ítems de la escala RPA. Se realizó un análisis factorial exploratorio, con correlaciones policóricas, por el procedimiento de mínimos cuadrados no ponderados, con el objetivo de obtener la validez de constructo. Para ello, se empleó el software Factor 9.2 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2013). La solución extraída fue sometida a un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonales robustos con el software Lisrel 8.7. El ajuste del modelo se evaluó con los siguientes criterios de bondad de ajuste: Chi cuadrado Satorra-Bentler, Comparative Fit Index (CFI), Non-Normed Fit Index (NNFI), cuyos valores deben ser superiores a .90 (Baumgartner y Homburg, 1996), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) y su intervalo de confianza al 90 % y Standardized Root Mean Square Residual (SRMR), cuyos valores deben ser inferiores a .05 para ser considerados adecuados y entre .05 y .08 para considerarlos aceptables (Schermelel-Engel, Moosbrugger y Müller, 2003). Posteriormente, se realizó la evaluación progresiva de la invarianza de la escala RPA entre sexos, por un lado, y de grupo, por otro, realizando un AFC multigrupo para comprobar si los parámetros estimados son invariantes entre varones y mujeres y entre pacientes y grupo de comparación. El ajuste de los modelos se evaluó atendiendo al Δ CFI y Δ RMSEA. Existe invarianza si el Δ CFI y Δ RMSEA es $< .01$ (Cheung y Rensvold, 2002).

Para comprobar la consistencia interna de la escala se halló el coeficiente alfa ordinal de cada factor y el coefi-

Tabla 1

Análisis descriptivos de los ítems de la escala RPA

Variable	Media (DT)	Asimetría	Curtosis	K-S ^a (p)	K ^{2b}
Ítem1	2.87 (.85)	-.36	-.44	.241 (<.001)	17.19
Ítem2	2.59 (.94)	-.17	-.75	.223 (<.001)	27.18
Ítem3	3.07 (.84)	-.58	-.25	.228 (<.001)	55.85
Ítem4	3.08 (.88)	-.61	-.40	.239 (<.001)	67.90
Ítem5	3.34 (.98)	-1.02	.60	.257 (<.001)	183.67
Ítem6	1.77 (.88)	.96	.23	.269 (<.001)	154.10
Ítem7	1.40 (.75)	1.97	3.38	.426 (<.001)	1096.20
Ítem8	2.13 (.92)	.42	-.54	.249 (<.001)	41.23
Ítem9	1.98 (.91)	1.18	.53	.235 (<.001)	62.58
Ítem10	1.60 (.82)	1.16	.53	.343 (<.001)	180.62
Ítem11	1.73 (.87)	1.03	.34	.288 (<.001)	178.79
Ítem12	1.70 (.88)	1.04	.19	.314 (<.001)	175.78
Ítem13	1.54 (.80)	1.30	.83	.374 (<.001)	306.06
Ítem14	2.75 (.84)	-.31	-.36	.268 (<.001)	22.97
Ítem15	2.67 (.93)	-.25	-.73	.232 (<.001)	31.78
Ítem16	2.65 (.98)	-.15	-.96	.200 (<.001)	41.22
Ítem17	2.44 (.91)	.13	-.75	.237 (<.001)	25.89
Total	39.35 (6.75)			.063 (<.001)	51.99
Sujetos sin psicopatología	39.24 (6.44)	-.13	1.63		
Pacientes	40.68 (9.71)	-1.17	5.36		

Nota. a: Prueba de Kolmogorov-Smirnov para testar la normalidad univariante; b: valor experimental del estadístico de contraste conjunto k^2 .

ciente Omega de McDonald como índice de fiabilidad global. Para hallar la evidencia de validez concurrente, se realizaron correlaciones bivariadas de Pearson, a dos colas, entre los factores (rumia positiva centrada en la emoción, amortiguación y rumia positiva centrada en la persona) y los factores de las escalas GHQ-28 (Síntomas somáticos, ansiedad e insomnio, disfunción social y depresión grave) y SPSRQ (Sensibilidad al castigo y a la recompensa).

Resultados

Análisis descriptivos

Se calcularon las medidas de tendencia central, dispersión y correlaciones de Pearson entre las variables de estudio expuestas en la Tabla 1.

Destaca en la muestra las puntuaciones de las variables de compromiso con la preparación ($M = 5.74$, $DT = 1.34$) y optimismo ($M = 1.64$, $DT = 0.82$), ya que la primera

muestra la media más alta y la segunda desviación típica más alta, y la otra variable, la media más baja y la una desviación típica media a baja.

En la Tabla 1, se presentan los estadísticos descriptivos de los ítems de la escala RPA con la muestra al completo y la puntuación total media de la muestra sin psicopatología frente a la muestra de pacientes. La asimetría fue inferior a dos puntos y la curtosis inferior a tres excepto en el ítem 7. El test de Mardia fue = 35.35 ($p < .001$) indicando que los datos no siguen una distribución normal multivariante. Se calculó una t de Student entre muestras sobre la puntuación total en la escala RPA, no se hallaron diferencias estadísticamente significativas ($t_{(974)} = 1.78$, $p = .075$, $d = 0.12$).

Análisis factorial exploratorio

Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con el método de estimación mínimos cuadrados no ponderados con la matriz de correlaciones policóricas y rotación

Tabla 2

Matriz de componentes rotados del Análisis Factorial Exploratorio de la escala APR

Ítems	F1	F2	F3
10. Te recuerdas que estos sentimientos no van a durar.	.798		
8. Piensas en las cosas que podrían salir mal	.788		
11. Piensas que es demasiado bueno para ser verdad	.757		
6. Piensas: "mi racha de buena suerte se va a terminar pronto"	.735		
9. Piensas en cosas que no han ido bien para ti	.731		
7. Piensas: "no merezco esto"	.704		
12. Piensas en lo difícil que te resulta concentrarte	.489		
13. Piensas que la gente creerá que estás presumiendo	.447		
4. Notas que estás lleno de energía		.836	
1. Piensas en lo feliz que te sientes		.792	
2. Piensas en la fuerza de lo que sientes		.714	
3. Piensas en las ganas que tienes de hacerlo todo		.666	
5. Disfrutas del momento		.447	
15. Piensas que estás desarrollando tu potencial			.901
16. Piensas en lo orgulloso que estás de ti mismo			.818
17. Piensas que consigues todo lo que intentas			.758
14. Piensas en todo lo que estás consiguiendo			.743
% Varianza explicada	32.1 %	23.9 %	7 %

Nota. F1: Amortiguación; F2 = Rumia positiva centrada en emociones; F3 = Rumia positiva centrada en la persona.

promin. La prueba de esfericidad de Barlett mostró una buena relación entre los ítems estudiados, y, por lo tanto, una adecuada aplicabilidad del análisis factorial ($\chi^2_{(136)} = 6131.7, p < .001$), junto con el test KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) con valor = .88. El determinante indicó que la matriz de datos es factorizable (.0017). Para decidir el número de factores a extraer se empleó el análisis paralelo y el criterio de información Bayesiano (BIC). El primero, recomendó una solución de dos factores y el segundo, una solución de tres factores. Teniendo en cuenta el número de factores extraídos por los autores, se tomó la solución de tres factores.

Los tres factores explicaron un 63 % de la varianza y los ítems cargaron en los mismos factores que en la escala original. El primer factor extraído se corresponde con el que los autores de la escala denominaron "amortiguación" donde saturaron los ítems 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12 y 13. El segundo factor, se corresponde con la "rumia positiva centrada en emociones" (ítems 1, 2, 3, 4 y 5) y el tercer factor, se corresponde con la "rumia positiva centrada en la persona" (ítems 14, 15, 16 y 17). En la Tabla 2 se muestran

las cargas factoriales y el porcentaje de varianza explicada de cada factor.

Análisis factorial confirmatorio

Se exploraron tres modelos mediante un AFC con el método de estimación mínimos cuadrados ponderados diagonales robustos y la matriz asintótica de covarianzas, dada la naturaleza ordinal de los datos y el incumplimiento de la normalidad multivariante, El Modelo 1, exploró una estructura unidimensional, el Modelo 2 exploró dos factores; por un lado, el factor amortiguación y por otro, dada la alta correlación entre los dos factores de rumia positiva ($r = .591$), se unieron en un solo factor. Por último, el Modelo 3 exploró la estructura obtenida en el AFE. En la Tabla 3, se muestran los índices de bondad de ajuste. Como puede observarse, el Modelo 1 no se ajustó bien a los datos y obtuvo unos índices de bondad de ajuste inadecuados. Sin embargo, los Modelos 2 y 3, obtuvieron unos indicadores de bondad de ajuste apropiados. El modelo 3, fue más parsimonioso pues los valores en CFI y NNFI fueron

Tabla 3

Índices de bondad de ajuste de los modelos analizados mediante Análisis Factorial Confirmatorio

Modelos	S-B χ^2	Gl	CFI	NNFI	RMSEA [IC 90%]	SRMR
Modelo 1	4224.18	119	.73	.70	.19 [.18, .19]	.21
Modelo 2	726.28	118	.96	.96	.07 [.68, .78]	.09
Modelo 3	432.55	116	.98	.98	.05 [.04, .05]	.08

Nota. S-B χ^2 : Chi² Satorra-Bentler.

cercaros a uno, RMSEA y SRMR fueron más bajos en comparación con el Modelo 2. Teniendo en cuenta estos criterios, se decidió finalmente considerar el Modelo 3 como el más adecuado en consonancia con la estructura propuesta por los autores de la escala.

Invarianza entre sexos y entre grupos (pacientes y comparación)

Se evaluó la invarianza de la escala RPA en función del sexo y el grupo mediante un AFC multigrupo. Primeramente, se realizó un AFC del modelo de tres factores analizando a varones y mujeres por separado. Los indicadores de bondad de ajuste fueron adecuados. Posteriormente se realizó un AFC multigrupo donde se estimó el modelo de línea base (invarianza configural) que estima libremente las cargas factoriales y los umbrales entre varones y mujeres sin añadir ninguna restricción al modelo. Este modelo obtuvo unos indicadores de bondad de ajuste apropiados. Seguidamente, se añadieron

restricciones de igualdad en las cargas factoriales entre sexo (invarianza métrica) y este modelo comparado con el modelo de línea base, mostró un ajuste apropiado siendo el incremento en CFI y RMSEA inferior a .01. Por último, se restringieron las cargas factoriales y los umbrales a ser iguales entre sexo (invarianza escalar). Comparando los indicadores de bondad de ajuste obtenidos con los del modelo anterior (invarianza métrica), se produjo un incremento en CFI y RMSEA superior a .01, no cumpliéndose por tanto la hipótesis de invarianza escalar. Teniendo en cuenta los índices de modificación, se liberaron los umbrales de los ítems 1 y 15 y se reestimó el modelo para hallar la invarianza escalar parcial. Tras este ajuste, tanto el incremento de CFI como RMSEA fueron inferiores a .01.

Se realizó el mismo procedimiento descrito anteriormente para hallar la invarianza en función del grupo (pacientes y comparación). Se cumplió la hipótesis de invarianza configural, métrica y escalar. Estos

Tabla 4

Invarianza de medición de la escala RPA en función del sexo y el grupo

	S-B χ^2	gl	CFI	NNFI	RMSEA [IC 90%]	Δ CFI	Δ RMSEA
Sexo							
Varones (<i>n</i> = 267)	237.33	116	.97	.97	.06 [.05, .07]		
Mujeres (<i>n</i> = 709)	515.76	116	.97	.96	.07 [.06, .08]		
Análisis multigrupo							
Configural	744.96	232	.97	.97	.07 [.06, .07]		
Métrica	865.07	246	.96	.96	.07 [.07, .08]	-.01	-.01
Escalar	1288.48	251	.94	.94	.09 [.09, 1.00]	-.02	-.02
Escalar parcial	1117.02	249	.95	.95	.08 [.08, .09]	-.01	-.01
Grupo							
Comparación (<i>n</i> = 901)	474.76	116	.97	.97	.06 [.05, .06]		
Pacientes (<i>n</i> = 75)	155.38	116	.97	.97	.07 [.04, .09]		
Análisis multigrupo							
Configural	664.21	232	.98	.98	.06 [.05, .06]		
Métrica	553.28	246	.98	.98	.05 [.05, .06]	-.01	-.01
Escalar	876.77	251	.97	.97	.07 [.06, .08]	-.01	-.01

Nota. S-B χ^2 : Chi² Satorra-Bentler.

Tabla 5

Correlaciones entre los factores del RPA y los cuestionarios GHQ-28 ($n = 512$) y SPSRQ ($n = 355$)

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Síntomas somáticos (GHQ-28)	-							
2. Ansiedad e insomnio (GHQ-28)	.600**	-						
3. Disfunción social (GHQ-28)	.412**	.546**	-					
4. Depresión grave (GHQ-28)	.478**	.590**	.569**	-				
5. Sensibilidad Castigo (SPSRQ)	.310**	.407**	.129*	.365**	-			
6. Sensibilidad Recompensa (SPSRQ)	.114*	.213**	.076	.197**	.281**	-		
7. Rumia positiva (emoción) (RPA)	-.134**	-.129**	-.229**	-.223**	-.106*	.114*	-	
8. Amortiguación (RPA)	.387**	.485**	.272**	.454**	.471**	.243**	-.174**	-
9. Rumia positiva (persona) (RPA)	-.049	-.053	-.237**	-.168**	-.087	.281**	.591**	-.098**

Nota. **. significativa $p < .01$ (bilateral); *. significativa $p < .05$ (bilateral).

resultados muestran evidencia de que la estructura del cuestionario ARP (constructos e ítems que cargan en cada constructo), las cargas factoriales y los umbrales son invariantes entre pacientes y sujetos sin psicopatología. Los indicadores de bondad de ajuste tanto para la evaluación de la invarianza en función del sexo como entre grupos se muestran en la Tabla 4.

Fiabilidad y evidencias de validez

Se halló el alfa ordinal de cada una de las subescalas del RPA. El factor amortiguación obtuvo un $\alpha = .89$, el factor rumia positiva centrada en emociones $\alpha = .84$ y rumia positiva centrada en la persona $\alpha = .89$. La consistencia interna de la escala global fue satisfactoria (McDonald's Omega = .83).

En cuanto a la evidencia de validez concurrente, las correlaciones de Pearson (Tabla 5) mostraron una fuerte relación positiva entre el factor amortiguación, los síntomas somáticos ($d = 0.839$), ansiedad e insomnio ($d = 1.109$), depresión grave ($d = 1.109$; GHQ-28) y sensibilidad al castigo ($d = 1.067$; SPSRQ), mostrando todas ellas un tamaño de efecto de moderado a alto. Se hallaron correlaciones negativas entre la rumia positiva centrada en emociones y las subescalas del GHQ-28, así como la sensibilidad al castigo y recompensa (SPSRQ), no obstante, éstas no fueron especialmente elevadas, ocurriendo lo mismo, con respecto a las correlaciones halladas entre la rumia positiva centrada en la persona con el resto de variables co-

rrespondientes a la escala GHQ-28 y SPSRQ (ver Tabla 5).

Discusión y conclusiones

En este trabajo se pretendió, en primer lugar, analizar la estructura factorial de la escala *Response to Positive Affect* (RPA), con la intención de verificar la estructura originalmente propuesta por Feldman et al. (2008). Se propuso igualmente analizar su invarianza con respecto al sexo y la condición paciente/control, la consistencia interna del instrumento, así como la validez concurrente. Concretamente, se planteó relacionar las medidas de los distintos factores de esta escala con aquellos obtenidos en el GHQ-28 y el SPSRQ.

En primer lugar, hay que señalar que se obtuvo una estructura factorial idéntica a la de los autores originales, compuesta por tres factores, compuestos a su vez por los mismos ítems que en el trabajo original. Estos factores eran la amortiguación (F1: ítems 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12 y 13), rumia positiva centrada en la emoción (F2: ítems 1, 2, 3, 4 y 5) y rumia positiva centrada en la persona (F3: ítems 14, 15, 16 y 17).

Sin embargo, con respecto al número de factores, algunas soluciones y modelos factoriales recomendaban el uso de dos, en lugar de tres factores. Esto es debido a que los factores F2 y F3 podrían quedar agrupados dentro de uno solo (rumia positiva). Esta posibilidad se ha estudiado en trabajos previos, llegando a la conclusión de que podría

entenderse la potenciación de las emociones como un único factor (Nelis et al., 2016). Es cierto, como se puede observar en la Tabla 5, que la correlación entre ambos factores es la segunda más alta. A pesar de la alta correlación, no se puede afirmar que ambos factores sean iguales. Aunque hagan referencia a la misma estrategia (potenciación de emociones positivas), los métodos utilizados para conseguir este fin son distintos. Así, en la rumia positiva centrada en la persona, se focaliza sobre sus capacidades y otros aspectos de sí mismo, mientras que en el caso de la rumia positiva centrada en la emoción, se focaliza en las sensaciones positivas que está teniendo. Por este motivo se decidió tomar como resultado final la estructura de tres factores recogida en la Tabla 2 y los indicadores favorables que confirman dicha estructura en la Tabla 3, siguiendo la propuesta de Feldman et al. (2008) y los criterios de contenido de los ítems.

Otro de los objetivos del trabajo consistió en demostrar la invarianza del instrumento. Los resultados muestran que las respuestas al instrumento RPA son independientes de que el evaluado sea mujer u hombre, e incluso, paciente o persona perteneciente a la población general.

En cuanto a la fiabilidad del instrumento, se obtuvieron adecuados indicadores de fiabilidad para cada uno de los factores extraídos, a partir del alfa ordinal. Además, se obtuvo la consistencia interna adecuada a partir del coeficiente Omega de McDonald. Esto implica que todos los ítems de la escala están midiendo la misma variable latente. Esta variable latente podría entenderse como la regulación emocional general.

Por último, en cuanto al objetivo referido a la validez concurrente del instrumento, con respecto a los factores del GHQ-28 y el SPSRQ, hay que destacar la relación existente entre la depresión, la ansiedad y la sensibilidad al castigo, hallada en trabajos previos (Johnson, Turner e Iwata, 2003). Si se observa la correlación obtenida en la Tabla 5 entre la amortiguación y la sensibilidad al castigo, se puede verificar la relación existente entre ambas. Esto quedaría explicado porque la amortiguación de emociones positivas se desataría ante la anticipación de un estado o suceso negativo inminente. Esto se hace evidente en los mismos ítems del instrumento, entre los que se encuentra *Te recuerdas que estos sentimientos no van a durar, o*

Piensas que es demasiado bueno para ser verdad. Adicionalmente, se ha destacado en numerosas ocasiones la alta relación existente entre la sensibilidad al castigo y la ansiedad, relación que igualmente se ha encontrado entre la amortiguación y la ansiedad. Esto está relacionado con la tendencia a utilizar estrategias de amortiguación ante emociones positivas cuando la persona anticipa un castigo o una consecuencia negativa inminente, anticipaciones que se darían con frecuencia en personas sensibles al castigo. Por último, se obtuvo que la depresión guarda una alta correlación con los tres factores del instrumento (Sensibilidad al castigo, ansiedad y amortiguación). Por tanto, se puede concluir que la amortiguación guarda una estrecha relación con el afecto negativo, y que se trataría de una estrategia más propia de personas sensibles al castigo, con tendencia a desarrollar ansiedad y estados depresivos.

Por otro lado, en cuanto a los factores de rumia positiva centrada en la emoción y la persona, también se obtuvieron una serie de correlaciones significativas, aunque algo menores, con respecto a los factores utilizados para la validez concurrente. Al estar estos factores más relacionados con el afecto negativo, las correlaciones obtenidas fueron negativas principalmente. En primer lugar, cabe destacar la correlación de F2 (Rumia positiva centrada en la emoción) y F3 (Rumia positiva centrada en la persona) con la Depresión Grave del GHQ-28. Esto resulta coherente con el planteamiento sobre la utilización de estas estrategias como protectores frente a la depresión (Aldao y Nolen-Hoeksema, 2010). Sin embargo, se aprecia ante una correlación pequeña, especialmente en el caso de F3, lo que puede significar que el efecto de este factor sobre la depresión puede encontrarse en interacción con otra variable, y por ello no correlacionarían en mayor medida (Feldman et al., 2008). Se hace evidente que el uso de estas estrategias no es suficiente para garantizar protección frente a estados depresivos. Correlaciones similares entre estos factores de la RPA y otras escalas relacionadas con la depresión se obtuvieron en trabajos previos (Nelis, Holmes y Raes, 2015). En este mismo estudio, se encontró una mayor relación específicamente con el componente de anhedonia. En este sentido, las correlaciones obtenidas con la depresión grave puede explicarse por estar los factores de rumia positiva más relacionados con un componente concreto de la depresión.

Por otro lado, la correlación entre la ansiedad y la rumia positiva centrada en la persona no fue significativa, mientras que sí lo fue en el caso de la rumia positiva centrada en la emoción, aunque fue más baja que en el caso de la depresión. Esto puede deberse al componente común que existe entre la rumia típica de la ansiedad, sobre emociones y sucesos negativos, y este tipo de rumia, independientemente de la dirección en la que vaya (potenciación de emociones positivas o negativas). En este sentido, se podría tratar de un proceso similar, frecuente en personas que piensan mucho en general, por lo que la correlación negativa sería menos intensa para la rumia positiva.

En cuanto al factor de disfunción social, las estrategias de potenciación de las emociones positivas mostraron correlaciones negativas con éste, por lo que el uso de estas estrategias podría estar relacionado con mejores niveles de adaptación social. Por último, comparando la rumia positiva y la amortiguación, se obtuvieron correlaciones negativas bajas. Concretamente, en el caso de la rumia positiva centrada en la persona, la correlación se consideró insignificante. En general las correlaciones encontradas entre las estrategias potenciadoras y el resto de los factores son pequeñas o insignificantes, a pesar de ser negativas, lo que sí era esperable. Además, podría resultar intuitivo que las estrategias de potenciación o amortiguación de las emociones fueran excluyentes. Sin embargo, a partir de las correlaciones se observa que una persona puede utilizar indistintamente una u otra estrategia, que podría estar determinada por las situaciones, más que por variables personales o temperamentales.

Finalmente, se deben relacionar estas estrategias con la sensibilidad a la recompensa del SPSRQ. Se anticipó que, al igual que existe una relación entre la amortiguación y la sensibilidad al castigo, se encontraría una relación similar entre las estrategias de rumia positiva y la sensibilidad a la recompensa, entendiendo que se trata de constructos excluyentes y complementarios. En el caso de la amortiguación se observa una correlación significativa con la sensibilidad al castigo, pero en el caso de la rumia positiva, la correlación con la sensibilidad a la recompensa es más baja de lo esperado. Es probable que los motivos para que se dé este tipo de respuestas son otros diferentes a una alta sensibilidad a la recompensa, o que haya otros aspectos que tengan más peso a la hora de determinar estas estrate-

gias. También es posible que el instrumento no contemple las estrategias que estas personas llevan realmente a cabo. En este sentido, cabe destacar que la correlación entre la amortiguación y la sensibilidad a la recompensa fue superior a la correlación entre la rumia positiva centrada en la emoción y la sensibilidad a la recompensa. Esto puede explicarse a través de los planteamientos recogidos en el trabajo de Corr y Cooper (2016), en el cual se alude a la consecución de submetas en el proceso de consecución de la meta final. En esta línea, la amortiguación de las emociones positivas en determinados momentos (tras la consecución de cada submeta), podría favorecer la continuación del proceso, y por ello, facilitar la obtención de una recompensa mayor. De cara a trabajos posteriores, podría resultar interesante estudiar cómo la función ejecutiva podría mediar en la utilización o no de la estrategia de amortiguación por parte de personas con alta sensibilidad a la recompensa. De este modo, la no utilización de la amortiguación podría derivarse de un déficit en las funciones ejecutivas, y por ello una mayor impulsividad, que podría estar estrechamente relacionada con la manía o el consumo de sustancias. Este déficit puede encontrarse en los trastornos bipolares y trastornos por consumo de sustancias, destacándose el déficit en la inhibición de conductas (Snyder, Miyake y Hankin, 2015). Por otro lado, se ha aludido a investigaciones previas de la presencia de amortiguación en el trastorno bipolar (Edge et al., 2013; Gruber, Eidelman, Johnson, Smith y Harvey, 2011; Johnson, Mckenzie y McMurrich, 2008). También se ha relacionado este trastorno con una mayor sensibilidad a la recompensa (Johnson, Ruggero y Carver, 2005; Salavert et al., 2007). Al hilo de estas investigaciones, resulta coherente la relación hallada entre la amortiguación y la sensibilidad a la recompensa.

El presente trabajo supone una contribución de interés para el de la afectividad positiva y su relación desde el punto de vista clínico, con las limitaciones de la diversidad en las características de estos participantes. Permite comprender mejor los mecanismos de regulación de las emociones, y sienta las bases para futuros trabajos en esta línea. Sin embargo, se dan una serie de limitaciones que deben tenerse en cuenta. La principal limitación, de cara a la generalización de los resultados alcanzados, es la obtención de la muestra, para lo cual se realizó un muestreo por accesibilidad para la recogida de la gran mayoría de los

datos, pertenecientes a estudiantes universitarios. Esto da lugar a que la muestra utilizada pueda no ser representativa de la población general. Sin embargo, el gran tamaño de la muestra supone una de las principales fortalezas de este trabajo, teniendo en cuenta que participó un grupo clínico y que, en el grupo no clínico, también participó población no universitaria. Con todo, sería necesario introducir algunas modificaciones para constatar definitivamente la utilidad del instrumento. Por ejemplo, un número superior de pacientes y de diferentes clases diagnósticas, lo que daría una mayor fortaleza al trabajo y podría introducir matices en las respuestas a la RPA según las características fundamentalmente de los trastornos emocionales. Por otro lado, se hace necesario un mayor control experimental sobre posibles variables extrañas no controladas, desarrollar un análisis pormenorizado de los valores perdidos, y analizar las características de la mortandad experimental, limitada en este estudio a la distancia de Mahalanobis para diez participantes excluidos.

La generalización de los resultados obtenidos en este trabajo se vería afectada también por tratarse de un diseño transversal. Además, el tema abordado por el instrumento es susceptible de provocar sesgos relacionados con la discapacidad social por parte de los participantes. Esto puede observarse en la media de las respuestas a los distintos ítems en la tabla 1, en la que se señala que el uso de la amortiguación es bastante menos frecuente que el de la rumia positiva, lo cual puede deberse, bien a que realmente es así, o bien a la discapacidad social ya mencionada. Sin embargo, entre las fortalezas de este trabajo puede destacarse la comprobación de la invarianza con respecto al sexo y en la condición paciente/control, y la coherencia de los resultados alcanzados con los trabajos previos sobre el instrumento (Edge et al., 2013; Feldman et al., 2008; Gruber et al., 2011; Neils et al., 2015)

Como propuesta de mejora para este trabajo, se plantea una reducción de los ítems del cuestionario, de 17 ítems a 14, eliminando aquellos que tengan una carga factorial menor que .500 (ítems 5, 12 y 13). Quedaría un factor de amortiguación compuesto por seis ítems (F1), un factor de rumia positiva centrada en la persona de cuatro ítems (F2) y un factor de rumia positiva centrada en la emoción de cuatro ítems (F3). Esta posibilidad se prevé para estudios posteriores con este prometedor instrumento, además de

obtener la fiabilidad retest para verificar la estabilidad de la medida.

Sería de utilidad para la práctica clínica fomentar la investigación sobre las emociones positivas y las estrategias de regulación de emociones. Concretamente, como líneas de trabajo futuras, sería de interés aplicar el instrumento a una muestra clínica mayor a la utilizada para el presente trabajo, concretamente a trastornos del estado de ánimo (depresión y trastorno bipolar), de ansiedad, de la conducta alimentaria y consumo de sustancias. Sería igualmente relevante introducir el componente de la función ejecutiva, para comprobar su funcionamiento en esta muestra, en relación con las estrategias llevadas a cabo, como se ha apuntado previamente. La importancia de futuros trabajos en esta línea reside en la posibilidad de predicción o detección de vulnerabilidades en ciertas personas ante trastornos relacionados con el control de impulsos.

A modo de conclusión, la versión al español del instrumento RPA presenta la misma estructura factorial que la alcanzada por sus creadores (Feldman et al., 2008), con cualidades psicométricas adecuadas, pudiendo ser útil para el estudio y análisis de la rumia positiva y la amortiguación de los estados emocionales positivos, complementando otros instrumentos centrados en los procesos menos favorables de la rumia y la afectividad negativa. Con el fin de evaluar vulnerabilidades relativas a los procesos de regulación emocional, es preciso profundizar en la investigación acerca de los procesos relativos a la afectividad positiva y la impulsividad, siendo esta escala, un indicador de conexión entre los procesos de aproximación e inhibición comportamental. Finalmente, puede ser de interés constatar su estabilidad y utilidad para la evaluación, seguimiento, y planificación de la intervención ante trastornos de ansiedad, depresivos y bipolares, entre otros.

Referencias

- Aldao, A. y Nolen-Hoeksema, S. (2010). Specificity of Cognitive Emotion Regulation Strategies: A Transdiagnostic Examination. *Behaviour Research and*

- Therapy*, 48(10), 974–983. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2010.06.002>
- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Text Revision. DSM-IV-TR* (4th ed.). Washington DC: Autor.
- Amor, P. J., Holgado-Tello, F. P., Lasa-Aristu, A., Domínguez-Sánchez, F. J. y Delgado, B. (2015). Estructura factorial de la Escala de Balance Afectivo en población normativa [Factorial Structure of the Affect Balance Scale in a normative population]. *Clinica y Salud*, 26(2), 73–80. <https://doi.org/10.1016/j.clysa.2015.03.001>
- Baumgartner, H. y Homburg, C. (1996). Applications of Structural Equation Modeling in Marketing and Consumer Research: A Review. *International Journal of Research in Marketing*, 13(2), 139–161. [https://doi.org/10.1016/0167-8116\(95\)00038-0](https://doi.org/10.1016/0167-8116(95)00038-0)
- Bradburn, N. M. (1969). *The Structure of Psychological Well-being*. Chicago, IL: Aldine.
- Brown, T. y Barlow, D. (2009). A Proposal for a Dimensional Classification System based on the Shared Features of the DSM-IV Anxiety and Mood Disorders: Implications for Assessment and Treatment. *Psychological Assessment*, 21, 256–271. <https://doi.org/10.1037/a0016608>
- Carver, C. S. y Johnson, S. L. (2009). Tendencies toward mania and tendencies toward depression have distinct motivational, affective, and cognitive correlates. *Cognitive Therapy and Research*, 33, 552–569. <https://doi.org/10.1007/s10608-008-9213-y>
- Carver, C. S. y White, T. L. (1994). Behavioral Inhibition, Behavioral Activation, and Affective Responses to Impending Reward and Punishment: The BIS/BAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(2), 319–333. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.2.319>
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. <https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902>
- Corr, P. J. y Cooper, A. (2016). The Reinforcement Sensitivity Theory of Personality Questionnaire (RST-PQ): Development and Validation. *Psychological Assessment*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1037/pas0000273>
- Edge, M. D., Miller, C. J., Muhtadie, L., Johnson, S. L., Carver, C. S., Marquinez, N. y Gotlib, I. H. (2013). People with Bipolar I Disorder Report Avoiding Rewarding Activities and Dampening Positive Emotion. *Journal of Affective Disorders*, 146, 407–413. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2012.07.027>
- 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(4), 507–525. <https://doi.org/10.1007/s10608-006-9083-0>
- Fernandez, K. C., Jazaieri, H. y Gross, J. J. (2016). Emotion Regulation: A Transdiagnostic Perspective on a New RDoC Domain. *Cognitive Therapy and Research*, 40(3), 426–440. <https://doi.org/10.1007/s10608-016-9772-2>
- Gray, J. A. (1987). Perspectives on Anxiety and Impulsivity: A Commentary. *Journal of Research in Personality*, 21(4), 493–509. [https://doi.org/10.1016/0092-6566\(87\)90036-5](https://doi.org/10.1016/0092-6566(87)90036-5)
- Gray, J. A. y McNaughton, N. (2000). *The Neuropsychology of Anxiety: An Enquiry into the Functions of the Septo-hippocampal System*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Gross, J. J. (1998). The Emerging Field of Emotion Regulation: An Integrative Review. *Review of General Psychology*, 2(5), 271–299. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.2.3.271>
- Gruber, J., Eidelman, P., Johnson, S. L., Smith, B. y Harvey, A. G. (2011). Hooked on a Feeling: Rumination

- tion about Positive and Negative Emotion in Inter-episode Bipolar Disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 120, 956–961. <https://doi.org/10.1037/a0023667>
- Johnson, S. L. y Jones, S. (2009). Cognitive Correlates of Mania Risk: Are Responses to Success, Positive Moods, and Manic Symptoms Distinct or Overlapping? *Journal of Clinical Psychology*, 65, 891–905. <https://doi.org/10.1002/jclp.20585>
- Johnson, S. L., McKenzie, G. L. y McMurrich, S. (2008). Ruminative Responses to Negative and Positive Affect among Students Diagnosed with Bipolar Disorder and Major Depressive Disorder. *Cognitive Therapy and Research*, 32, 702–713. <https://doi.org/10.1007/s10608-007-9158-6>
- Johnson, S. L., Ruggero, C., y Carver, C. (2005). Cognitive, Behavioral, and Affective Responses to Reward: Links with Hypomanic Symptoms. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 24, 894–906. <https://doi.org/10.1521/jscp.2005.24.6.894>
- Johnson, S. L., Swerdlow, B. A., Treadway, M., Tharp, J. T. y Carver, C. S. (2017). Willingness to Expend Effort Toward Reward and Extreme Ambitions in Bipolar I Disorder. *Clinical Psychological Science*, 1–9. <https://doi.org/10.1177/2167702617718181>
- Johnson, S. L., Turner, R. J. e Iwata, N. (2003). BIS/BAS Levels and Psychiatric Disorder: An Epidemiological Study. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 25 (1), 25–36. <https://doi.org/10.1023/A:1022247919288>
- Klemanski, D. H., Curtiss, J., McLaughlin, K. A. y Nolen-Hoeksema, S. (2017). Emotion Regulation and the Transdiagnostic Role of Repetitive Negative Thinking in Adolescents with Social Anxiety and Depression. *Cognitive Therapy and Research*, 41, 206–219. <https://doi.org/10.1007/s10608-016-9817-6>
- Lazarus, R. S., y Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal and coping*. New York, NY: Springer.
- Liu, X., Gao, F., Wu, Y. y Zhao, Z. (2018). Detecting Outliers and Influential Points: An Indirect Classical Mahalanobis Distance-based Method. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 88(11), 2013–2033. <https://doi.org/10.1080/00949655.2018.1448981>
- Lobo, A., Pérez-Echeverría, M. J. y Artal, J. (1986). Validity of the Scale Version of General Health Questionnaire (GHQ-28) in a Spanish Population. *Psychological Medicine*, 16, 135–140. <https://doi.org/10.1017/S0033291700002579>
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2 A Comprehensive Program for Fitting Exploratory and Semiconfirmatory Factor Analysis and IRT Models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497–498. <https://doi.org/10.1177/0146621613487794>
- Nelis, S., Holmes, E. A. y Raes, F. (2015). Response Styles to Positive Affect and Depression: Concurrent and Prospective Associations in a Community Sample. *Cognitive Therapy, and Research*, 39, 480–491. <https://doi.org/10.1007/s10608-015-9671-y>
- 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 Response to Positive Affect Questionnaire? *Personality and Individual Differences*, 89, 40–46. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.09.031>
- Olino, T. M. (2016). Future Research Directions in the Positive Valence Systems: Measurement, Development, and Implications for Youth Unipolar Depression. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 45(5), 681–705. <https://doi.org/10.1080/15374416.2015.1118694>
- Salavert, J., Caseras, X., Torrubia, R., Furest, S., Arranz, B., Duenas, R. y San, L. (2007). The Functioning of the Behavioral Activation and Inhibition Systems in Bipolar I Euthymic Patients and its In-

- fluence in Subsequent Episodes over an Eighteen-month Period. *Personality and Individual Differences*, 42, 1323–1331. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.10.010>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., y Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23–74. <https://doi.org/10.1002/0470010940>
- Sloan, E., Hall, K., Moulding, R., Bryce, S., Mildred, H., y Staiger, P. K. (2017). Emotion Regulation as a Transdiagnostic Treatment Construct across Anxiety, Depression, Substance, Eating, and Borderline Personality Disorders: A Systematic Review. *Clinical Psychology Review*, 57, 141–163. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.09.002>
- Snyder, H. R., Miyake, A. y Hankin, B. L. (2015). Advancing Understanding of Executive Function Impairments and Psychopathology: Bridging the Gap between Clinical and Cognitive Approaches. *Frontiers in Psychology*, 6, 1–24. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00328>
- Stanton, K., Khoo, S., Watson, D., Gruber, J., Zimmerman, M. y Weinstock, L. M. (2018). Unique and Transdiagnostic Symptoms of Hypomania/Mania and Unipolar Depression. *Clinical Psychological Science*. <https://doi.org/10.1177/2167702618812725>
- Tellegen, A. (1985). Structures of Mood and Personality and their Relevance to Assessing Anxiety, with an Emphasis on Self-report. En A. H. Tuma y J. D. Maser (Eds.), *Anxiety and the Anxiety Disorders* (pp. 681–706). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Torrubia, R., Avila, C., Molto, J. y Caseras, X. (2001). The Sensitivity to Punishment and Sensitivity to Reward Questionnaire (SPSRQ) as a Measure of Gray's Anxiety and Impulsivity Dimensions. *Personality and Individual Differences*, 31, 837–862. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00183-5](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00183-5)
- Warr, P. B., Barter, J. y Brownbridge, G. (1983). On the Independence of Positive and Negative Affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 644–651. <https://doi.org/10.1037/00223514.44.3.644>
- Watson, D. y Stasik, S. M., Ellickson-Larew, S. y Stanton, K. (2015). Extraversion and Psychopathology: A Facet-Level Analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, 124(2), 432–446. <https://doi.org/10.1037/abn0000051>
- Watson, D., Clark, L. A. y Tellegen, A. (1988). Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.54.6.1063>
- Watson, D. y Naragon-Gainey, K. (2010). On the Specificity of Positive Emotional Dysfunction in Psychopathology: Evidence from the Mood and Anxiety Disorders and Schizophrenia/Schizotypy. *Clinical Psychology Review*, 30, 839–848. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.002>
- Yoon, S., Dang, V., Mertz, J. y Rottenberg, J. (2018). Are Attitudes towards Emotions Associated with Depression? A Conceptual and Meta-analytic Review. *Journal of Affective Disorders*, 232, 329–340. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.02.009>

EVALUATION OF EMOTIONAL REGULATION: PSYCHOMETRIC INDICATORS OF THE RPA INSTRUMENT IN SPANISH POPULATION

MARGARITA HIDALGO GARCÍA¹,
RAFAEL MARTÍNEZ CERVANTES¹, CRISTINA SENÍN-CALDERÓN²,
AND JUAN FRANCISCO RODRÍGUEZ-TESTAL¹

EXTENDED SUMMARY

Introduction

Background

Positive affect has often been neglected in clinical psychology research compared to its parallel dimension, negative affect. The study of positive affect enables the complementary temperamental dimension to be analysed, that is, one's response to appetitive stimulation, a predisposition which enables emotions, such as joy, to be felt in response to certain stimuli, in addition to interest in one's surroundings and the ability to enjoy them. The most recent research criteria by the National Institute of Mental Health (Research Domain Criteria or RDoC; Fernandez et al., 2016) presents a domain called Positive Valence Systems, comprised of positive affect constructs and subconstructs, which differ from those mentioned above (Olinio, 2016).

To date, emphasis has been placed mainly on those aspects of positive affectivity more oriented toward motivation, impulsivity or sensitivity to reward, within a behavioral and motivational perspective of this temperamental dimension. In an attempt to delimit positive and negative affect more exhaustively, Watson et al. (1988), developed the *Positive and Negative Affect Schedule* (PANAS), which essentially evaluates the intensity with which certain positive or negative emotions appear at different times. These authors approached positive and negative affect as two different dimensions, not as two poles of a sin-

gle dimension, in which high and low levels of each could be found, which would be manifested through one emotion or another. Thus, low levels of positive affect would be related to sadness and lethargy, and with depressive mood, fatigue and suicidality, while high levels of negative affect would be related with nervousness, hostility, and with anxiety and fear (Watson et al., 2015).

The scale named *Response to Positive Affect* (RPA) (Feldman et al., 2008) was constructed from this perspective oriented toward activated emotional aspects for the purpose of evaluating cognitive responses to positive emotions. The novelty presented in this scale with respect to previous approaches is the relationship between negative and positive affect, attempting to clarify the regulation between them and consequently, refers to possible cognitive emotion regulation strategies.

Emotional regulation refers to processes that control, evaluate and modify the nature and course of emotional responses according to environmental demands (Klemanski et al., 2017). Therefore, study of emotional regulation, from this point of view, is connected to research on stress and coping.

Objectives

The general objective proposed is to find the psychometric properties of the RPA (Feldman et al., 2008) in a Spanish population. The specific objectives proposed for this are: (a) Study the factor structure of the RPA, (b) Find the RPA scale invariance of measurement across gender and patient/control, and (c) Analyze internal consistency and evidence of validity of the scale and its factors. It is

predicted that a structure similar to the one found by the scale's authors will be found and that measurement will be invariant across gender and group (patient/control). It is expected to find adequate internal consistency and evidence of concurrent validity with respect to anxiety, depression and somatization indicators, along with sensitivity to punishment and reward (Gray, 1987).

Method

Participants

The total study sample was 976 subjects (72.7 % women) after eliminating 10 because of atypical scores on the RPA scale (Liu et al., 2018). Of this sample, 7.5% was made up of university students (last years of Psychology and Criminology), aged 18 to 23 ($M_{age} = 20.21$, $SD = 1.14$). Another 21.8 % of the sample were not university students and were aged 24 to 72 ($M_{age} = 24.23$; $SD = 9.13$) (mainly from the families of the university students). The remaining 7.7 % were comprised of 75 patients among whom anxiety and depressive disorders were predominant (58.9 %). The ages in this group varied from 18 to 65 ($M_{age} = 27.53$, $SD = 10.90$). The sample of students and non-university population was combined in a single general population group for statistical analysis.

Instruments

Response to Positive Affect (RPA; Feldman et al., 2008). This is made up of 17 items referring to a list of statements on possible reactions to positive emotions. Each item provides four answer choices on an ordinal Likert-type scale according to the frequency with which the person reacts that way to positive emotions (from 1, never/almost never to 4, almost always/always). It has three factors which evaluate three possible reactions: emotion-focused positive rumination, dampening, and self-focused positive rumination. The authors of the questionnaire found adequate internal consistency indicators (Cronbach's α : Emotion-focused strategies = .76; Dampening $\alpha = .72$; Self-focused strategies $\alpha = .73$ (Feldman et al., 2008).

Goldberg General Health Questionnaire (GHQ-28) version by Lobo, Pérez-Echeverría, and Artal (1986). This is a screening test for a general population which offers an overall evaluation of social health and dysfunction. It consists of 28 items grouped in four subscales: somatic symptoms, anxiety and insomnia, social dysfunction and severe depression. Internal consistency of the subscales used was $\alpha = .79$ for somatic symptoms, $\alpha = .82$ for anxiety, and $\alpha = .78$ for depression.

Sensitivity of Punishment and Sensitivity to Reward Questionnaire, SPSRQ; Torrubia et al., 2001). The SPSRQ is made up of 48 items with a true/false answer choice, divided into two subscales of 24 items each, which measure the concepts of Sensitivity to punishment (SC) and Sensitivity to reward (SR) from the Reinforcement Sensitivity Theory (Gray, 1987). Internal consistency with the study sample was $\alpha = .85$ on SC and $\alpha = .77$ on SR.

Results

An Exploratory Factor Analysis (EFA) was done using unweighted least squares with a polychoric correlation matrix and promin rotation. The Bartlett's sphericity test showed a good relationship between the items studied, and therefore, adequate applicability of factor analysis ($\chi^2_{(136)} = 6131.7$, $p < .001$), along with the KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) test = .88. The determinant indicated that the data matrix is factorable (.0017). Parallel analysis and the Bayesian Information Criteria were used to decide on the number of factors to be extracted. The first recommended a two-factor solution, and the second, a three-factor solution. Considering the number of factors extracted by the authors, the three-factor solution was taken.

The three factors explained 63 % of the variance and the items loaded on the same factors as in the original scale. The first factor extracted corresponded to what the authors of the scale called "dampening", where Items 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, and 13 saturated. The second factor, corresponded to "emotion-focused positive rumination" (Items 1, 2, 3, 4, and 5) and the third factor corresponded to "self-focused positive rumination" (Items 14, 15, 16, and 17).

Three models were explored with CFA using robust diagonally weighted least squares and asymptotic covariance matrix. Model 3 was the most parsimonious as the CFI and NNFI were near 1, RMSEA and SRMR were lower than Model 2. Considering these criteria, it was finally decided to use Model 3 as the best one, in agreement with the structure proposed by the authors of the scale.

The results show evidence that the RPA questionnaire structure (construct and items loaded on each construct), factor loadings and thresholds are invariant across patients and subjects with no psychopathology. The goodness-of-fit indicators were also adequate for both evaluation of invariance by gender and groups.

The ordinal Alpha was found for each of the RPA subscales. The dampening factor had an $\alpha = .89$, the emotion-focused positive rumination factor $\alpha = .84$, and self-focused positive rumination $\alpha = .89$. Internal consistency for the total scale was satisfactory (McDonald's Omega = .83).

Evidence of concurrent validity from the Pearson's correlations showed a strong positive relationship between the dampening factor, somatic symptoms ($d = 0.839$), anxiety and insomnia ($d = 1.109$), severe depression ($d = 1.109$, GHQ-28) and sensitivity to punishment ($d = 1.067$, SPSRQ), all of them showing a moderate-to-high effect size.

Discussion and Conclusions

This study confirmed the factor structure of the *Response to Positive Affect Scale* (RPA) in a validation carried out with the intention of verifying the structure originally proposed by Feldman et al. (2008). Invariance across gender and patient/control, internal consistency and concurrent validity of the instrument were also confirmed. It was also intended to relate the measures of the various factors on this scale with those found in the GHQ-28 and SPSRQ.

Some of the most relevant findings show that dampening of positive emotions would be triggered at anticipation

of an imminent negative state or event. Strong relationships were emphasized between sensitivity to punishment and anxiety and between dampening and anxiety. This is related to the tendency to use dampening strategies for positive emotions when the person anticipates a punishment or imminent negative consequence, anticipations which would be frequent in persons sensitive to punishment. Finally, it was found that depression has a high correlation with the instrument's three factors (Sensitivity to punishment, anxiety, and dampening). It may therefore be concluded that dampening has a close relationship with negative affect, and that it would be a strategy more typical of persons sensitive to punishment, with a tendency to developing anxiety and depression. Similar correlations between these RPA factors and other scales related to depression have been found in previous studies (Nelis, Holmes & Raes, 2015). In this same study, a higher relationship was found specifically with anhedonia.

The correlation between anxiety and self-focused positive rumination was not significant, while it was for emotion-focused positive rumination, although it was lower than for depression. This could be due to the common component in typical rumination in anxiety about emotions and negative events and this type of rumination, regardless of the direction it goes in (strengthening positive or negative emotions). Thus, it might be a similar process, frequent in persons who think a lot in general, so that the negative correlation would be less intense for positive rumination.

Therefore, the Spanish version of the RPA instrument shows the same factor structure as the one arrived at by its designers (Feldman et al., 2008), with adequate psychometric qualities, and may be used for the study and analysis of positive rumination and dampening of positive emotional states, complementing other instruments focused on less favorable rumination and negative affectivity. For the purpose of evaluating vulnerabilities related to emotion regulation, more in-depth research is necessary in processes related to positive affectivity and impulsivity, for which this scale is an indicator connecting behavioral approach and inhibition. Finally, it may be of interest to demonstrate its stability and usefulness for evaluation, follow-up and planning intervention for anxiety, depression and bipolar disorders, among others.

