



Acta Colombiana de Psicología

ISSN: 0123-9155

ISSN: 1909-9711

Universidad Católica de Colombia

Bueno-Cuadra, Roberto; Araujo-Robles, Elizabeth Dany; Ucedo-Silva, Víctor Hugo
Relaciones entre atención, claridad y reparación emocional
con respuestas rumiativas en universitarios de Lima
Acta Colombiana de Psicología, vol. 26, núm. 2, 2023, Julio-Diciembre, pp. 87-100
Universidad Católica de Colombia

DOI: <https://doi.org/10.14718/ACP.2023.26.2.8>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=79875789008>

- ▶ [Cómo citar el artículo](#)
- ▶ [Número completo](#)
- ▶ [Más información del artículo](#)
- ▶ [Página de la revista en redalyc.org](#)



Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Relaciones entre atención, claridad y reparación emocional con respuestas rumiativas en universitarios de Lima

Roberto Bueno-Cuadra; Elizabeth Dany Araujo-Robles; Víctor Hugo Ucedo-Silva

Como citar este artículo:

Bueno-Cuadra, R., Araujo-Robles, E. D., & Ucedo-Silva, V. H. (2023). Relaciones entre atención, claridad y reparación emocional con respuestas rumiativas en universitarios de Lima. *Acta Colombiana de Psicología*, 26(2), 87-100. <https://www.doi.org/10.14718/ACP.2023.26.2.8>

Recibido, enero 17/2022; Concepto de evaluación, agosto 1/2022; Aceptado, febrero 14/2023

Roberto Bueno-Cuadra¹

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8895-9109>

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Federico Villarreal, Lima, Perú

Elizabeth Dany Araujo-Robles

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9875-6097>

Facultad de Psicología, Universidad Peruana Cayetano Heredia, Lima, Perú

Víctor Hugo Ucedo-Silva

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1466-8103>

Facultad de Psicología, Universidad Peruana Cayetano Heredia, Lima, Perú

Resumen

El factor de atención emocional ha sido reportado con frecuencia negativamente asociado con indicadores de salud mental; al contrario de los resultados obtenidos con los factores de claridad y de reparación emocional. Los objetivos del estudio fueron examinar las relaciones entre atención, claridad y reparación emocional con los factores de respuestas rumiativas y determinar si la relación entre la atención emocional y rumiación varía de acuerdo con los niveles de atención, claridad y reparación emocional en estudiantes universitarios de Lima, Perú. Para ello, primero se realizó un estudio de la estructura factorial y la confiabilidad de la TMMS-24 y de la Escala de Respuestas Rumiativas, en 320 estudiantes de una universidad pública de Lima, Perú. Segundo, se llevó a cabo un estudio correlacional mediante la aplicación de ambos instrumentos a 529 estudiantes de la misma universidad. En la muestra total se obtuvo que ambos factores de rumiación correlacionaron positivamente con atención emocional, pero solo reproche correlacionó con claridad y con reparación, siendo tal correlación negativa. Para determinar si la relación positiva entre atención y rumiación varía con los niveles de atención, claridad y reparación, se compararon las correlaciones entre atención y rumiación correspondientes a los grupos de baja, media y alta atención, claridad y reparación. Estas comparaciones mostraron que la relación entre atención y los factores de rumiación variaban solo en función del nivel de reparación. Los resultados indican diferencias importantes en la manera en que se relaciona cada factor de rumiación con la atención emocional, por un lado, y con la claridad y la reparación emocional, por el otro.

Palabras clave: inteligencia emocional, TMMS-24, rumiación, estudiantes universitarios.

¹ Nota de autor: los autores agradecen a Andrea Peña Neira, por su ayuda en la recolección de parte de las referencias del presente trabajo. Autor de correspondencia. Correo electrónico: rbueno@unfv.edu.pe

Relations between Attention, Clarity and Emotional Repair with Ruminative Responses in Lima University Students

Abstract

The emotional attention factor has been often reported as negatively associated with mental health indicators, contrary to the results attained with the emotional clarity and repair factors. The objectives of this study were to examine relationships between emotional attention, clarity and repair and factors of ruminative responses and to determine whether the relation between emotional attention and rumination could vary according to the levels of emotional attention, clarity and repair in university students from Lima, Peru. For this, in first place, a study was carried out to determine the factor structure and the internal consistency of the *TMMS-24* and the Ruminative Responses Scale in 320 undergraduates of a public university in Lima, Peru. After this psychometric study, it was carried out a correlation study in 529 undergraduates from the same university. In the whole sample, both rumination factors positively correlated with emotional attention, but only brooding correlated with clarity and repair, negatively. In order to determine whether the positive relation between attention and rumination varies with the levels of attention, clarity and repair, the attention-rumination correlations were compared between groups of low, medium and high attention, clarity and repair. These comparisons shown that the relationship between attention and rumination factors varied only as a function of the level of repair. These results indicate important differences in the way that each rumination factor is related with emotional attention, on the one hand, and with emotional clarity and repair, on the other.

Keywords: emotional intelligence, *TMMS-24*, rumination, university students.

La *Trait Meta-Mood Scale* (*TMMS*; Salovey et al., 1995) es un instrumento de autorreporte diseñado para medir la inteligencia emocional (IE) desde la perspectiva teórica de Mayer y Salovey (Mayer et al., 2016; Mayer & Salovey, 1997). La *TMMS* consta de tres subescalas: atención, claridad y reparación. La primera mide la habilidad para percibir los estados emocionales propios, la segunda analiza la habilidad para distinguir y precisar los estados emocionales propios, y la tercera, evalúa la capacidad para regular dichos estados.

Existe vasta evidencia de que los factores medidos con la *TMMS* se relacionan de manera compleja con diversos indicadores de salud y bienestar. Por ejemplo, en el reporte original, Salovey et al. (1995) informaron que el factor de atención correlacionó negativamente con los otros dos factores, y estos últimos, en cambio, correlacionaron positivamente entre sí. También reportaron correlaciones negativas entre claridad y reparación, por un lado, y depresión por el otro. El factor de atención también correlacionó con depresión, pero débilmente y a un nivel no significativo. Otros datos en el mismo reporte indicaron una correlación positiva entre atención y neuroticismo, pero negativa entre claridad y neuroticismo.

Por su parte, Fernández-Berrocal et al. (2004) adaptaron el instrumento al español, reduciéndolo a 24 ítems (de ahí la denominación de *TMMS-24*), encontraron correlaciones negativas entre claridad y reparación, por un lado, y depresión y rumiación por el otro; en tanto que la atención emocional correlacionó positivamente con depresión y

rumiación. Otros estudios, también correspondientes a los primeros años de empleo de la *TMMS-24* en poblaciones hispanoparlantes, informaron resultados similares (p. ej., Extremera & Fernández-Berrocal, 2005a, 2005b, 2006a; Extremera et al., 2006).

En trabajos recientes se ha confirmado este funcionamiento peculiar del factor de atención respecto de diversos indicadores de salud mental, con los cuales correlaciona de manera inversa a como lo hacen los factores de claridad y reparación, o no correlaciona en lo absoluto (Antonio-Agirre et al., 2020; Barraza-López et al., 2017; Cazalla-Luna & Molero, 2014; Costa et al., 2013; Garrido-Hernansaiz et al., 2022; Guil et al., 2022; Jiménez et al., 2022; Maria et al., 2016; Menéndez-Aller et al., 2023; Pérez-Fuentes et al., 2019; Veytia et al., 2016).

En un estudio reciente realizado en el Perú, Rivera-Véliz y Araujo-Robles (2020) encontraron correlaciones negativas, aunque bajas y solo algunas de ellas significativas, entre los factores de claridad y de reparación con algunos indicadores de adicción a las redes sociales digitales. El factor de atención correlacionó positiva y significativamente con dos de los tres factores de adicción medidos. En la discusión, las autoras coincidieron con el planteamiento de Extremera y Fernández-Berrocal (2005a), según el cual el factor de atención pudiera no estar englobando componentes de “alguna habilidad respecto de las emociones; en este caso, la habilidad para monitorear las emociones propias, sino más bien una *tendencia* del individuo a

realizar constantemente este automonitoreo” (Rivera-Véliz & Araujo-Robles, 2020, p. 8),

La idea de que la subescala de atención evalúa no tanto una habilidad sino una tendencia a la constante vigilancia de las propias emociones, sugiere la posibilidad de que esta subescala podría estar evaluando, al menos parcialmente, algún componente de pensamiento rumiativo (Barraza-López et al., 2017). Esto explicaría la relación positiva encontrada entre atención y depresión en algunos estudios (p. ej., Barraza-López et al., 2017; Veytia et al., 2016), así como con otros indicadores de desajuste emocional.

La rumiación se entiende como una “estrategia de regulación emocional que consiste en pensar de un modo repetitivo, pasivo y reflexivo en la propia tristeza, en sus causas y posibles consecuencias” (Hernández-Martínez et al., 2016, p. 66). Investigadores vinculados a la teoría de los estilos de respuesta, planteada primero por Nolen-Hoeksema (1987), crearon la *Ruminative Responses Scale*, que en su versión original constaba de 22 ítems. Treynor et al. (2003) la redujeron a 10 ítems, después de eliminar aquellos que evaluaban aspectos más propios de los síntomas depresivos. El constructo de rumiación medido así abarca dos factores: uno, el de reflexión, que comprende la concentración en pensamientos orientados a resolver los problemas, y el otro, el de reproche, constituido por un enfoque en pensamientos de autocastigo y desvalorización de sí mismo. El primer factor puede considerarse adaptativo y el segundo desadaptativo y quizá más cercano a la idea original o usual de rumiación.

Sin embargo, estar atento o pendiente de las emociones propias no equivale exactamente a rumiación, o más precisamente, tendencia a la rumiación, la cual es un hábito de pensar constantemente en un tipo particular de emociones. Pero dado ese aparente traslape parcial entre ambos constructos, no sería de extrañar que la escala de atención emocional pueda correlacionar positivamente con rumiación (González et al., 2020). Varios trabajos han reportado correlaciones positivas entre atención emocional y rumiación. Por ejemplo, Iani et al. (2019) investigaron en un grupo de 66 personas con diagnóstico de trastorno de ansiedad generalizada y emplearon la subescala de reproche de la *Ruminative Responses Scale*, obteniendo una correlación positiva de esta variable con atención emocional y negativa con claridad y reparación. En algunos de los trabajos que han explorado esta relación en poblaciones hispanoparlantes

(p. ej., Extremera et al., 2006; Fernández-Berrocal et al., 2004; Salguero et al., 2013) la rumiación se midió con una versión de la *Ruminative Responses Scale* de 10 ítems, adaptada por Extremera y Fernández-Berrocal (2006b), sin embargo, no se reportaron resultados separados para reflexión y reproches. En los estudios de Hervás y Vázquez (2006) y de Roso-Bas et al. (2016), se empleó una versión de 22 ítems. En ambos estudios se reportaron correlaciones positivas entre atención emocional y rumiación, pero solo Roso-Bas et al. (2016) informaron las correlaciones de atención tanto con reflexión como con depresión (aparentemente, reproches). También se han encontrado correlaciones positivas entre atención emocional y otras medidas de rumiación (p. ej., Garrido-Hernansaiz et al., 2022; Gómez-Baya & Mendoza, 2018; Pena & Losada, 2017).

Como se puede apreciar, en la mayoría de los estudios sobre la relación entre atención emocional y rumiación no se reportan resultados separados para reflexión o reproches, así mismo, es necesario que este análisis se realice mediante un instrumento que evalúe los componentes de rumiación excluyendo elementos que podrían confundirse con los síntomas depresivos. Es decir, se requiere profundizar en la relación entre atención emocional, y los componentes adaptativo y desadaptativo de la rumiación, y que además, en esa relación la rumiación esté claramente delimitada como una estrategia de afrontamiento, o sea, sin incluir aspectos de depresión. Por consiguiente, el primer objetivo del presente estudio es determinar la magnitud y sentido de la relación entre la atención, la claridad y la reparación emocional con cada uno de los dos componentes del estilo rumiativo, excluyendo explícitamente los componentes depresivos. Este análisis permitiría observar en qué grado el factor de atención involucra componentes o elementos de rumiación, en comparación con los otros dos factores de la IE.

En segundo lugar, se ha planteado que la relación de la atención emocional con diversos desajustes emocionales podría estar moderada por las puntuaciones en los otros dos factores de la IE (Thayer et al., 2003). Por ejemplo, la relación negativa entre atención y un indicador de salud mental como el bienestar subjetivo, es modulada por los factores de claridad y de reparación (Vergara et al. 2015). Con base en ello, es de suponer que estos factores también moderan la relación de la atención con la tendencia a la rumiación (Fernández-Berrocal et al., 2001). Pero además,

este efecto de moderación podría ser distinto para el factor de reflexión que para el de reproches. Dicha cuestión podría investigarse verificando si hay diferencias significativas al comparar las correlaciones de atención y cada factor de rumiación—sin los elementos de depresión—según el nivel de atención, claridad y reparación emocional. Ese efecto merece ser investigado no solo para comprender mejor la relación entre la atención y un indicador más de salud mental como la rumiación, sino también porque, como se asume en el presente trabajo, la atención emocional involucra en sí misma algún grado de rumiación.

El grado en que la atención emocional involucra elementos de rumiación podría depender en parte del nivel de la propia atención emocional, así como también de las habilidades implicadas en los otros factores de la IE; por ejemplo, si la atención emocional involucra una tendencia al automonitoreo de las emociones, incluyendo a las disfuncionales, esta podría dirigirse en menor grado a estas emociones disfuncionales si el individuo posee algunos recursos de autorregulación emocional. Por tanto, el segundo objetivo del presente trabajo es determinar si la relación entre atención y los factores de reproche y reflexión—sin los componentes depresivos—puede variar dependiendo del nivel de atención, claridad y reparación.

Desde el punto de vista teórico, el estudio se enmarca en una línea de trabajo que apunta a aclarar la naturaleza contrastante del factor de atención emocional, respecto de los factores de claridad y reparación emocional, aun cuando estos tres factores, teóricamente, deben contribuir en la misma dirección al constructo más general de IE. Si el factor de atención continúa correlacionando con indicadores emocionales de modo inverso a como lo hacen los otros dos, debe revisarse seriamente la noción de que la atención emocional involucra alguna clase de habilidad relacionada con las emociones—la subescala de atención emocional evalúa más de una tendencia al automonitoreo emocional que la calidad de este automonitoreo—. La importancia metodológica del estudio se vincula con lo recién señalado, ya que la cuestión de lo que es medido por la escala de atención emocional incide en el tópico de la validez, en particular, la validez de constructo (American Educational Research Association et al., 2014). El problema en este caso, es determinar la naturaleza del constructo que es medido por la subescala de atención emocional, lo cual se logra, en parte, mediante la obtención de datos sobre la

magnitud y sentido de las correlaciones de dicho constructo con otros. Finalmente, desde un punto de vista práctico, y como resultado de los dos puntos anteriores, el estudio contribuye con información potencialmente aplicable para decidir sobre la utilidad de la subescala de atención emocional como un instrumento para evaluar habilidades emocionales.

Método

Tipo de estudio

De acuerdo con Ato et al. (2013), la presente investigación es, en parte, de tipo instrumental, ya que comprende el estudio de algunas propiedades psicométricas de dos instrumentos, y en otra—según la terminología empleada por dichos autores—empírica, con estrategia asociativa mediante un diseño predictivo correlacional, en la medida que analiza las relaciones entre las variables medidas.

Participantes

El estudio comprendió una etapa previa para determinar la estructura interna y confiabilidad de los instrumentos, y una etapa final para el estudio de la relación de las variables. En el estudio previo participaron 320 estudiantes de una universidad pública de Lima, cuyas edades variaban entre 18 y 33 años ($M=22.31$; $DE=2.81$), de los cuales 259 (80.9%) fueron hombres. El tamaño de esta muestra se fijó con base en las recomendaciones de Hair et al. (2019), respecto a modelos con siete o menos constructos y bajas comunaldades. El estudio final comprendió 529 estudiantes de la misma universidad. Dichos participantes tenían entre 18 y 59 años ($M=22.42$; $DE=4.23$), de los cuales 425 (80.3%) fueron hombres. El tamaño de muestra del estudio final se calculó con base en criterios de nivel de significación (.05), potencia de prueba (.80) y tamaño del efecto, este último estimado globalmente alrededor de .23, considerando la correlación significativa más baja reportada por Roso-Bas et al. (2016) entre las subescalas de la *TMMS-24* y los factores de reflexión y depresión. Tanto en el estudio previo como en el final, se empleó una muestra no probabilística de voluntarios y en ambos participaron estudiantes de los ciclos de estudio de tercero a décimo, de todas las carreras de la universidad seleccionada. Se consideraron como criterios

de inclusión que el estudiante estuviera matriculado durante el período en que se recolectaron los datos, que asistiera regularmente a sus clases y que hubiera cumplido 18 años. No se consideraron criterios de exclusión.

Instrumentos

Trait Meta-Mood Scale (TMMS-24)

Es un instrumento de autorreporte, originalmente creado por Salovey et al. (1995). Consta de tres subescalas, cada una de las cuales evalúa uno de los tres factores de la IE: atención emocional, claridad emocional y reparación emocional. La versión utilizada corresponde a la adaptación realizada en España (Fernández-Berrocal et al., 2004). Esta consta de 24 afirmaciones con cada una de las cuales el participante indica su grado de acuerdo mediante una escala graduada con cinco opciones que van desde “Nada de acuerdo” hasta “Totalmente de acuerdo”. A cada una de las subescalas mencionadas le corresponde ocho ítems. En el estudio de Fernández-Berrocal et al. (2004), las subescalas obtuvieron altos valores de alfa (entre .86 y .90) y mostraron una buena correlación test-retest (entre .60 y .83). Un análisis de componentes con rotación varimax confirmó la estructura de tres factores, los cuales explicaron el 58.8% de la varianza. En el presente trabajo, la redacción del ítem 1 se cambió de “presto atención a los sentimientos” a “presto atención a mis sentimientos”, a fin de que guardara coherencia con los restantes ítems de la subescala, los cuales también están redactados haciendo referencia a “mis” sentimientos o emociones. En el presente estudio fueron evaluadas la estructura factorial y la confiabilidad de este instrumento.

Escala de Respuestas Rumiativas

Constituye la versión en español de la *Ruminative Responses Scale*. Se empleó la traducción y adaptación reportadas por Hervás (2008). Originalmente, el instrumento contaba con 22 ítems, pero tras el análisis de Treynor et al. (2003), quedó reducido a 10 ítems agrupados en dos factores: reflexión y reproche. En el estudio de Hervás (2008), realizado en España, se confirmó esta estructura con 10 ítems, dichos factores explicaron el 54% de la varianza. Los ítems consisten en afirmaciones que, en el caso de la subescala de reproche, comienzan con “Pensas en...” y en el caso de la subescala de reflexión empiezan con “Te vas a pensar...” o “Analizas...” o “Escribes”.

El participante responde mediante una escala graduada de frecuencia en cuatro opciones que va desde “Casi nunca” a “Casi siempre”. Hervás (2008) reportó un alfa de .80 para la subescala de reproche y .74 para la de reflexión. En el presente estudio se evaluó la estructura factorial y confiabilidad de este instrumento.

Procedimiento

La convocatoria y reclutamiento de la muestra, así como la obtención del consentimiento informado y la aplicación de los instrumentos, se realizaron mediante un mensaje enviado a los correos electrónicos de todos los estudiantes de la universidad pública en que se llevó a cabo el estudio. El mensaje incluía un enlace por medio del cual se accedía al formulario de consentimiento informado realizado en Google Forms, una ficha de datos personales y los dos instrumentos. El estudiante accedía a la ficha de datos e instrumentos, solo si marcaba la opción correspondiente dando su consentimiento para participar.

Análisis de datos

Para el análisis de la estructura interna de los instrumentos se calcularon primero las correlaciones corregidas ítem-test, retirándose aquellos ítems que mostraron una correlación menor a .30 con la puntuación total. Para cada instrumento se realizó un AFC, teniendo en cuenta que el objetivo era confirmar la estructura prevista teóricamente para cada uno de los instrumentos. Estos análisis se realizaron mediante el método de estimación de mínimos cuadrados de libre escala, utilizado cuando las variables que se presentan en escala ordinal, el cual se eligió dado que no se encontró normalidad multivariada. Se calcularon los siguientes indicadores de bondad de ajuste: la razón χ^2/gl , la medida de bondad de ajuste absoluto (GFI), la medida de bondad de ajuste incremental (AGFI), el índice de ajuste normalizado (NFI), el índice de ajuste relativo (RFI) y el residuo cuadrático medio (RMR). Estos índices fueron valorados según los criterios descritos por Byrne (2016), Ucedo y Cambillo (2021) y Westland (2019). La confiabilidad se estimó mediante al alfa ordinal y el coeficiente omega.

En el estudio final se calcularon primero los estadísticos descriptivos (media y desviación estándar), se evaluó la normalidad o no de la distribución de las variables mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov, y luego se obtuvieron las correlaciones de todas las variables en la muestra total.

Posteriormente, la muestra fue dividida en tres grupos de atención, tres de claridad y tres de reparación, según el rango percentil; cada grupo correspondió a un nivel (bajo, medio o alto) de puntuación en la respectiva subescala. En cada uno de estos grupos también se evaluó si todas las variables tenían o no distribución normal, mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov y se calcularon las correlaciones entre atención emocional y cada una de las variables de rumiación (reflexión, reproche y total). Según los resultados de la prueba de normalidad, las correlaciones calculadas fueron Spearman o Pearson; sin embargo, todas las correlaciones Spearman fueron transformadas a Pearson para facilitar las comparaciones de estas correlaciones. La transformación de correlaciones Spearman a Pearson se realizó mediante la fórmula $r = 2\text{sen}(\tau_s \pi/6)$, descrita por [Rupinski y Dunlap \(1996\)](#). Las correlaciones se compararon mediante el coeficiente q de Cohen (1988) y sus respectivos intervalos de confianza al 95 %, entre los grupos bajo y medio, medio y alto y bajo y alto, tanto en atención, como en claridad y en reparación.

Aspectos de ética

Los estudiantes convocados accedieron a los instrumentos solo después de indicar en el formulario su consentimiento para participar. En dicho documento se les informó que su participación era voluntaria, que podían retirarse del estudio si lo deseaban y que se garantizaba la confidencialidad de los datos. No se ofreció ningún incentivo por participar. El proyecto fue previamente aprobado por el Comité de Ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Federico Villarreal. El nivel de riesgo se estableció en mínimo, de acuerdo con la normativa peruana Resolución Ministerial 233-2020-MINSA¹ y Resolución Directoral 127-2017/INSN-SB.² Para la elaboración del consentimiento informado se tomaron como referencia las recomendaciones de los *Ethical principles of psychologists and code of conduct* de la American Psychological Association.³

¹ Véase <https://www.gob.pe/institucion/minsa/normas-legales/541139-233-2020-minsa>

² Véase <https://www.insnsb.gob.pe/docs-trans/resoluciones/archivopdf.php?pdf=2017/RD-127-2017.pdf>

³ Véase <https://www.apa.org/ethics/code>

Resultados

Estudio previo

Respecto de la *TMMS-24*, las correlaciones ítem-test fueron mayores a .30, con excepción de los ítems 1 y 5 (correspondientes a la subescala de atención emocional), tomándose por ello la decisión de excluirlos de los análisis posteriores. El AFC reveló una estructura de tres factores en la que los ítems cargaron en sus respectivas subescalas como en el instrumento original. Los pesos factoriales estuvieron en el primer factor entre .53 y .91, en el segundo entre .71 y .85, y en el tercero entre .49 y .76, lo que indica un buen nivel de influencia por parte de la variable latente. Los valores de los índices de ajuste (con la posible excepción del RMR) indican que, en general, este modelo se ajusta bien a los datos ($\chi^2/g1=1.88$; $GFI=0.975$; $RMR=0.087$; $AGFI=0.969$; $NFI=0.968$; $RFI=0.964$). Para la escala total se obtuvo un alfa ordinal de .935 y un omega de .924 (IC 95 % [.907, .937]). La subescala de atención emocional presentó un alfa ordinal de .905 y un omega de .886 (IC 95 % [.862, .905]), la subescala de claridad emocional mostró un alfa ordinal de .941 y un omega de .930 (IC 95 % [.915, .942]), y en la subescala de reparación emocional, el valor alfa ordinal fue de .891 y el del omega .874 (IC 95 % [.859, .894]).

En relación con la *Escala de Respuestas Rumiativas*, las correlaciones ítem-test fueron mayores a .30, excepto para uno de los ítems de la subescala de reflexión —el ítem 12 de la versión original de 22 ítems, según la [Tabla 1 de Hervás, 2008](#)—, por lo que se decidió retirar dicho ítem de los análisis posteriores. El AFC produjo una estructura de dos factores, obteniéndose una correlación entre los factores de .78. Los índices de ajuste se encuentran en los valores adecuados, lo que en general muestra un buen ajuste del modelo ($\chi^2/g1=2.38$; $GFI=0.979$; $AGFI=0.963$; $RMR=0.064$; $NFI=0.959$; $RFI=0.943$), confirmando la estructura de dos factores y con los ítems cargando en las respectivas subescalas como en el instrumento original. Los pesos factoriales variaron en el primer factor entre .51 y .64 y en el segundo factor entre .62 y .72, indicando una influencia fuerte por parte de la variable latente. Finalmente, la escala total presenta un coeficiente alfa ordinal de .860, en tanto que el coeficiente omega presenta un valor de .831 (IC 95 % [.795, .855]). Asimismo, la subescala de reproche presenta un alfa ordinal de .766 y un valor de omega de .733 (IC 95 % [.678, .777]). En tanto que en la subescala

de reflexión el alfa ordinal fue .820 y el valor de omega .767 (IC 95% [.714, .813]).

Estudio final

La [Tabla 1](#) presenta los descriptivos y correlaciones de todas las variables en la muestra total. Las dos subescalas de rumiación se correlacionan positivamente entre sí. Respecto de las correlaciones entre reproche y reflexión, por un lado, y los factores de IE, por el otro, hay un efecto de desplazamiento de las correlaciones hacia el lado positivo cuando se comparan las correlaciones de reproche y de reflexión. La correlación positiva de atención con reflexión es más alta que la correlación con reproche, en tanto que las correlaciones de claridad y de reparación con reproche son negativas, pero se acercan al cero en el caso de la correlación con reflexión.

La [Tabla 2](#) presenta las correlaciones entre atención emocional y las variables de rumiación en cada nivel (bajo, medio y alto) de atención, claridad y reparación. La mayoría de las correlaciones mostradas son Spearman transformadas a Pearson. Todas las correlaciones son positivas y significativas. En todos los grupos, las correlaciones entre atención y reflexión son más altas que entre atención y reproches, replicando lo observado a nivel de la muestra total. Las correlaciones en los grupos de atención emocional son relativamente más bajas.

La [Tabla 3](#) exhibe los coeficientes q de Cohen con sus respectivos intervalos de confianza al 95%, los cuales permiten comparar las correlaciones entre atención y variables de rumiación entre los grupos bajo y medio, medio y alto, y

bajo y alto en atención, en claridad y en reparación. Estos datos confirman tres resultados importantes: (1) ni el nivel de atención ni el de claridad influyen en la magnitud de estas correlaciones; (2) existe una disminución sistemática de la correlación entre atención y reproche con el aumento en reparación, y (3) la correlación entre atención y reflexión es significativamente más alta en los dos niveles extremos de reparación.

Discusión

El objetivo del estudio fue determinar la magnitud y sentido de la relación entre los factores de atención, claridad y reparación emocional con cada uno de los dos componentes del estilo rumiativo (reflexión y reproches), excluyendo explícitamente los componentes depresivos, a la vez que verificar si las relaciones entre atención y rumiación varían según los niveles de atención, claridad y reparación emocional. Previamente, el estudio inicial permitió evaluar la estructura interna de los instrumentos empleados en el presente trabajo, comprobando que, en la muestra investigada, ambos conservan en lo fundamental su estructura original. En el caso de la *TMMS-24*, dos ítems fueron preliminarmente retirados por su baja correlación con la puntuación total, siendo necesario mencionar que, respecto de uno de ellos (el ítem 5), ya existían algunos reparos en la literatura ([Espinoza-Venegas et al., 2015](#); [Martín-Albo et al., 2010](#)). El AFC arrojó una estructura que replicó el modelo original de tres factores, con los

Tabla 1.

Media, desviación estándar, estadístico de Kolmogorov-Smirnov y correlaciones Spearman entre las variables de estudio (n = 529)

	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>K-S</i>	1	2	3	4	5
1. Reproche	11.45	3.25	.103***					
2. Reflexión	9.39	3.07	.081***	.567***				
3. Rumiación	20.84	5.58	.063***	.882***	.879***			
4. Atención	17.02	5.23	.085***	.289***	.459***	.419***		
5. Claridad	22.70	6.91	.088***	-.233***	.018	-.125**	.408***	
6. Reparación	25.20	6.82	.058***	-.178***	.003	-.106*	.308***	.567***

Nota. *M* = media; *DE* = desviación estándar; *K-S* = estadístico de Kolmogorov-Smirnov.

* $p < .05$., ** $p < .01$., *** $p < .001$.

Tabla 2.

Correlaciones entre atención y rumiación en cada nivel de atención, claridad y reparación

	Atención		
	Bajo (<i>n</i> =193)	Medio (<i>n</i> =130)	Alto (<i>n</i> =206)
R _{A-RX}	.381***a	.292**a	.334***a
R _{A-RP}	.235**a	.193*a	.189**a
R _{A-RT}	.338***a	.261**a	.332***a
	Claridad		
	Bajo (<i>n</i> =203)	Medio (<i>n</i> =124)	Alto (<i>n</i> =202)
R _{A-RX}	.505***a	.560***a	.512***a
R _{A-RP}	.380***a	.458***a	.378***a
R _{A-RT}	.488***a	.563***a	.514***a
	Reparación		
	Bajo (<i>n</i> =195)	Medio (<i>n</i> =128)	Alto (<i>n</i> =206)
R _{A-RX}	.566***a	.362***b	.516***a
R _{A-RP}	.445***a	.327***b	.303**b
R _{A-RT}	.558***a	.388***b	.462***b

Nota. R_{A-RX} = correlación atención-reflexión; R_{A-RP} = correlación atención-reproche; R_{A-RT} = correlación atención-rumiación total. La mayoría de estas correlaciones fueron originalmente Spearman, los datos mostrados en esta tabla corresponden a sus valores transformados a correlación Pearson. Letras diferentes acompañan a aquellas correlaciones entre las cuales se encuentra un valor $q_{\text{Cohen}} \geq .10$ y cuyo IC al 95 % no incluye el cero. Se comparan entre sí solo las correlaciones que están en la misma fila.

* $p < .05$., ** $p < .01$., *** $p < .001$.

Tabla 3.

*Tamaños de efecto (*q* de Cohen) de las diferencias entre las correlaciones de atención y variables de rumiación en los niveles bajo, medio y alto en atención, claridad y reparación*

	q_{BM} [IC 95 %]	q_{MA} [IC 95 %]	q_{BA} [IC 95 %]
	Atención		
R _{A-RX}	.100 [-.01, .210]	.046 [-.061, .153]	.054 [-.044, .152]
R _{A-RP}	.044 [-.066, .154]	.004 [-.103, .111]	.048 [-.050, .146]
R _{A-RT}	.085 [-.025, .195]	.078 [-.029, .185]	.007 [-.091, .105]
	Claridad		
	R _{A-RX}	.077 [-.032, .186]	.068 [-.041, .177]
R _{A-RP}	.095 [-.014, .204]	.097 [-.012, .206]	.002 [-.096, .100]
R _{A-RT}	.104 [-.005, .213]	.069 [-.040, .178]	.035 [-.063, .133]
	Reparación		
	R _{A-RX}	.262 [.152, .372]	.192 [.084, .300]
R _{A-RP}	.139 [.029, .249]	.026 [-.082, .134]	.165 [.067, .263]
R _{A-RT}	.221 [.111, .331]	.091 [-.017, .199]	.130 [.032, .228]

Nota. R_{A-RX} = correlación atención-reflexión; R_{A-RP} = correlación atención-reproche; R_{A-RT} = correlación atención-rumiación total; q_{BM} = coeficiente *q* de Cohen, grupos bajo y medio; q_{MA} = coeficiente *q* de Cohen, grupos medio y alto; q_{BA} = coeficiente *q* de Cohen, grupos bajo y alto.

ítems distribuidos en las subescalas de la misma manera que en la versión original de Fernández-Berrocal et al. (2004). La *TMMS-24* se caracteriza por la fortaleza de su estructura de tres factores, lo que hace posible que esta se

replice en distintos contextos geográficos y poblaciones, al menos en el ámbito hispanoparlante (p. ej., Díaz-Castela et al., 2013; Espinoza-Venegas et al., 2015; González et al., 2020; Miguel-Rojas et al., 2018; Ocaña et al., 2019;

Pedrosa et al., 2014), aun cuando en algunos casos se ha encontrado que ciertos ítems no cargan en ningún factor (Angulo & Albarracín, 2018). En cuanto a la confiabilidad, los resultados son similares a los hallados en los estudios recién citados.

Respecto de la *Escala de Respuestas Rumiativas*, y luego de la eliminación de un ítem, el AFC mostró una estructura de dos factores que replica la estructura original, incluyendo la distribución de los ítems en sus respectivas subescalas. A diferencia de lo que sucede con la *TMMS-24*, existen relativamente pocos estudios de validación de este instrumento en América Latina, pero los reportes encontrados (Hernández-Martínez et al., 2016; Zanon et al., 2018), también confirman la estructura original de dos factores, aunque no siempre conservando todos los ítems ni alcanzando niveles óptimos de consistencia interna.

Como se esperaba con base en los estudios previos (Extremera et al., 2006; Fernández-Berrocal et al., 2004; Hervás & Vásquez, 2006; Iani et al., 2019; Roso-Bas et al., 2016; Salguero et al., 2013), la rumiación correlacionó positivamente con la atención emocional. Hay que recordar que en el estudio se usó la versión de la *Escala de Respuestas Rumiativas* de la que se han retirado los ítems que podrían evaluar síntomas depresivos; es decir, que las correlaciones indicadas se han obtenido a partir de una medición de elementos más “puros” de rumiación. Esto aclara, entonces, que no es el componente depresivo el que explica la relación positiva entre rumiación total y atención emocional encontrada en estudios anteriores, lo que podría haberse pensado a partir del hecho de que, como indican algunos estudios, la atención emocional correlaciona positivamente con depresión (Barraza-López et al., 2017; Veytia et al., 2016), y en general, con afectividad negativa (Guil et al., 2021). La relación entre rumiación y atención parece independiente del componente depresivo. Sin embargo, la interpretación usual de esta relación ha sido que la excesiva atención a los estados emocionales puede aumentar los síntomas depresivos, conducir a ellos o que, en general, puede tener un carácter desadaptativo (Costa et al., 2013; González et al., 2020; Salguero et al., 2013; Thompson et al., 2011). En dichas interpretaciones está implícita la idea de que la subescala de atención emocional evalúa más una tendencia de conducta, que una habilidad emocional. Rivera-Véliz y Araujo-Robles (2020) señalaron que los ítems que componen esta subescala parecen referirse más

a un hábito de poner atención a los estados emocionales, en vez de a una capacidad, habilidad o competencia para atenderlos, a diferencia de lo que puede notarse en las otras subescalas de la *TMMS*, en particular la de reparación emocional, donde más claramente se ve que los ítems se orientan a una capacidad.

Por otro lado, la *Escala de Respuestas Rumiativas* evalúa la tendencia a realizar un automonitoreo de un tipo particular de respuestas emocionales: aquellas vinculadas con los afectos negativos. En ese sentido podría decirse que esta escala evalúa un subconjunto de respuestas dentro de un conjunto más amplio evaluado por la escala de atención emocional.

Líneas arriba hemos mencionado un efecto de “desplazamiento” en los valores de estas correlaciones: cuando pasamos de reproche a reflexión, la correlación con atención es más positiva y las correlaciones con claridad y reparación son menos negativas (por acercarse al cero). Estos efectos ya han sido observados en estudios previos (Roso-Bas et al., 2016). Los pensamientos de queja, impotencia o frustración propios de la subescala de reproche están en contraposición a la capacidad de control emocional, que es la que permite al individuo mantener un estado de ánimo positivo ante eventos de estrés (como en la subescala de reparación), y también en contraposición a la capacidad para discriminar adecuadamente sus estados emocionales, sin poner énfasis en la atención constante al estado de ánimo (como en la subescala de claridad). En suma, el recurrir a una estrategia rumiativa desadaptativa parece estar en contradicción con la búsqueda de estrategias más efectivas de afrontamiento, como la reevaluación positiva (Avilés et al., 2014), o el asumir una actitud más positiva frente a las situaciones que provocan estrés, todo lo cual parece estar involucrado principalmente en el factor de reparación emocional (Morales, 2017). El hecho de que de las subescalas, solo el reproche correlacione negativamente con la claridad y la reparación, parece confirmar el carácter desadaptativo de este componente en particular y no de todo el constructo de rumiación, al menos como es medido por la *Escala de Respuestas Rumiativas*.

En otros estudios, también se ha observado que diversos indicadores de desajuste correlacionan con ambos factores de rumiación, pero en mayor grado con reproche (Zanon et al., 2018). Así, el reproche es el componente que sesga hacia el lado negativo la correlación de la rumiación total

con claridad y con reparación. Por otra parte, el factor de reflexión comprende solamente el intento del individuo por comprender las causas de su estado de ánimo actual, y la falta de correlación con claridad y con reparación sugiere que el uso de tal estrategia comprende competencias distintas de las que están implicadas en la autorregulación emocional.

Finalmente, se planteó también el objetivo de determinar si la relación entre atención y los factores de reproche y reflexión (sin los componentes depresivos) varía según el nivel de atención, claridad y reparación. Al respecto, los resultados más claros se aprecian en la disminución de la relación entre atención y reproche conforme se incrementa la reparación emocional. Este hallazgo puede explicarse por el hecho de que el factor de reparación emocional involucra habilidades para mantener un estado de ánimo positivo frente al estrés. Esto último se corrobora considerando que el factor de reparación está vinculado con menores niveles de patología (Costa et al., 2013; Delgado-Gómez et al., 2019; María et al., 2016), así como con mayor optimismo y orientación positiva hacia los problemas (Augusto-Landa et al., 2008), mejores niveles de afecto positivo (De Torres et al., 2022) y una mayor estabilidad emocional (Prieto-Díez et al., 2022). Por lo tanto, aunque niveles altos de atención conllevan niveles mayores en el factor de rumiación considerado desadaptativo, este efecto parece atenuarse en sujetos con mejor autorregulación emocional, como se expresa en el factor de reparación emocional. Si existe también un alto nivel de reparación, una mayor puntuación en atención emocional debería reflejar solamente una mayor tendencia general a concentrarse en los estados emocionales propios, pero no necesariamente solo en los disfuncionales. Los resultados indican que este parece ser el caso.

A pesar del pequeño tamaño de efecto observado, se puede afirmar que el grado en que un nivel mayor de atención emocional conlleva niveles más altos de rumiación emocionalmente desadaptativa varía con el nivel de reparación, es decir, de la habilidad para autorregular las emociones. Asimismo, el que en niveles altos de reparación aún se encuentre una correlación positiva de atención con reproche, refleja en parte el hecho ya mencionado que la subescala de atención evalúa la tendencia al automonitoreo de las emociones y que siempre se encontrará en todos los individuos algún elemento de emociones disfuncionales.

Por otro lado, los resultados indican que la participación de elementos de rumiación reflexiva en la atención

emocional es más alta en los niveles extremos de reparación emocional. En esos niveles, la atención emocional involucra en mayor grado el intento por comprender el estado emocional propio, que en el nivel medio de reparación. Para explicar este hallazgo se puede plantear que, en el nivel de reparación bajo, la mayor atención involucra en mayor grado intentos por comprender el estado emocional propio, principalmente como una forma de afrontamiento (buscar una explicación que ayude a aliviar la condición emocional); en tanto que, en los niveles altos de reparación, si bien ese elemento también puede estar presente, la atención involucra una mayor cantidad de intentos por comprender el propio estado emocional, pero quizá en relación con otras necesidades e intereses, por ejemplo, como una forma de práctica de autoconocimiento. En el nivel medio de reparación, la atención emocional recibe un impacto menor de la reflexión, ya sea como forma de afrontamiento o como práctica de autoconocimiento. Por último, y siguiendo la línea de razonamiento, los factores de atención y de claridad tienen poco impacto sobre la relación entre atención y rumiación dado que, por definición, carecen en sí mismas de la funcionalidad de contribuir a la regulación emocional, aun cuando podrían considerarse como prerrequisitos para el desarrollo de esta (Martínez-Pons, 1997; Palmer et al., 2003).

Entre las limitaciones del estudio podemos mencionar el que se haya realizado en una sola universidad pública, y que, debido a que la población fue mayoritariamente masculina, no fue posible determinar si la estructura factorial de los instrumentos —y con ello, al menos parcialmente los resultados— varía o no en función del sexo de los estudiantes. También es importante considerar las posibles diferencias de resultados que podrían surgir dependiendo de si la aplicación de los instrumentos es presencial o en línea. A futuro, puede ser de interés que se investigue de qué manera factores de regulación emocional medidos con instrumentos especialmente diseñados para ese constructo (p. ej., Domínguez-Lara et al., 2022), así como otros indicadores de ajuste emocional (p. ej., autoestima, autoeficacia, etc.), podrían también moderar la relación entre atención emocional y rumiación. Otro punto sobre el que sería interesante profundizar es el análisis de las diferencias entre sujetos de baja y alta reparación emocional en cuanto a sus estrategias de afrontamiento u otros factores, de modo que se comprenda mejor el impacto de la reparación emocional en la relación entre atención y reflexión.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *The standards for educational and psychological testing*. American Psychological Association. <https://www.apa.org/science/programs/testing/standards>
- Ato, M., López-García, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Angulo, R., & Albarracín, A. P. (2018). Validez y confiabilidad de la escala rasgo de metaconocimiento emocional (TMMS-24) en profesores universitarios. *Revista Lebre*, (10), 61-72. <https://dx.doi.org/10.15332/rl.v0i10.2197>
- Antonio-Agirre, I., Axpe, I., & Septien, A. (2020). La influencia del estatus socioeconómico y cultural en la relación entre el autoconcepto y la inteligencia emocional percibida en la adolescencia. *European Journal of Education and Psychology*, 13(1), 33-48. <https://doi.org/10.30552/ejep.v13i1.291>
- Augusto-Landa, J. M., Aguilar-Luzón, M. C., & Salguero, M. F. (2008). El papel de la IEP y del optimismo/pesimismo disposicional en la resolución de problemas sociales: un estudio con alumnos de trabajo social. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 6(15), 363-382. <https://doi.org/10.25115/ejrep.v6i15.1282>
- Avilés, P., Cova, F., Bustos, C., & García, F. E. (2014). Afrontamiento y rumiación frente a eventos adversos y crecimiento postraumático en estudiantes universitarios. *Liberabit*, 20(2), 281-292. http://ojs3.revistaliberabit.com/publicaciones/revistas/liberabit20_2/9_aviles.pdf
- Barraza-López, R. J., Muñoz-Navarro, N. A., & Behrens-Pérez, C. C. (2017). Relación entre inteligencia emocional y depresión-ansiedad y estrés en estudiantes de medicina de primer año. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 55(1), 18-25. <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-92272017000100003>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with Amos. Basic concepts, applications, and programming* (3.ª ed.). Routledge.
- Cazalla-Luna, N., & Molero, D. (2014). Inteligencia emocional percibida, ansiedad y afectos en estudiantes universitarios. *Revista Española de Orientación y Psicopedagogía*, 25(3), 56-73. <https://doi.org/10.5944/reop.vol.25.num.3.2014.13858>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2.ª ed.). Lawrence Erlbaum.
- Costa, H., Ripoll, P., Sánchez, M., & Carvalho, C. (2013). Emotional intelligence and self-efficacy: Effects on psychological well-being in college students. *The Spanish Journal of Psychology*, 16, Artículo e50. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.39>
- De Torres, I., Bustos, F., Arango-Lasprilla, J. C., & Fernández-Berrocal, P. (2022). Emotional intelligence abilities of caregivers of patients with acquired brain injury and cognitive impairment: Are they related to overload or resilience? *Ansiedad y Estrés*, 28, 55-61. <https://doi.org/10.5093/anyes2022a6>
- Delgado-Gómez, M. S., Gómez-Díaz, M., Gómez-Sánchez, R., & Reche-García, C. (2019). Relación entre inteligencia emocional y riesgo psicopatológico en estudiantes universitarios. *Formación Universitaria*, 12(3), 39-46. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062019000300039>
- Díaz-Castela, M. del M., Halle, W. W., Muela, A. A., Espinosa-Fernández, K., Klimstra, T., & García-López, L. J. (2013). The measurement of perceived emotional intelligence for Spanish adolescents with social anxiety disorder symptoms. *Anales de Psicología*, 29(2), 509-515. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.2.144271>
- Domínguez-Lara, S., Navarro-Loli, J. S., Ariza-Cruz, C., Medrano, L. A., & Manrique-Millones, D. (2022). Análisis psicométrico del Cuestionario de Regulación Conductual de las Emociones en universitarios peruanos. *Acta Colombiana de Psicología*, 25(1), 72-86. <https://www.doi.org/10.14718/ACP.2022.25.1.6>
- Espinoza-Venegas, M., Sanhueza-Alvarado, O., Ramírez-Elizondo, N., & Sáez-Carrillo, K. (2015). Validación de constructo y confiabilidad de la escala de inteligencia emocional en estudiantes de enfermería. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 23(1), 139-147. <https://doi.org/10.1590/0104-1169.3498.2535>
- Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2005a). Inteligencia emocional percibida y diferencias individuales en el meta-conocimiento de los estados emocionales: una revisión de los estudios con el TMMS. *Ansiedad y Estrés*, 11(2-3), 101-122. <https://emotional.intelligence.uma.es/documentos/PDF10.pdf>

- Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2005b). Perceived emotional intelligence and life satisfaction: Predictive and incremental validity using the Trait Meta-Mood Scale. *Personality and Individual Differences*, 39(5), 937-948. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.03.012>
- Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2006a). Emotional intelligence as predictor of mental, social, and physical health in university students. *The Spanish Journal of Psychology*, 9(1), 45-51. <https://doi.org/10.1017/S1138741600005965>
- Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2006b). Validity and reliability of Spanish versions of the Ruminative Responses Scale-Short form and the Distraction Responses Scale in a sample of Spanish high school and college students. *Psychological Reports*, 98(1), 141-150. <https://doi.org/10.2466/pr0.98.1.141-150>
- Extremera, N., Fernández-Berrocal, P., Ruiz-Aranda, D., & Cabello, R. (2006). Inteligencia emocional, estilos de respuesta y depresión. *Ansiedad y Estrés*, 12(2-3), 191-205. https://emotional.intelligence.uma.es/documentos/PDF26estilos_respuesta_depresion.pdf
- Fernández-Berrocal, P., Extremera, N., & Ramos, N. (2004). Validity and reliability of the Spanish modified version of the Trait Meta-Mood Scale. *Psychological Reports*, 94(3), 751-755. <http://dx.doi.org/10.2466/pr0.94.3.751-755>
- Fernández-Berrocal, P., Ramos, N., & Extremera, N. (2001). Inteligencia emocional, supresión crónica de pensamientos y ajuste psicológico. *Boletín de Psicología*, 70, 79-95. https://www.researchgate.net/publication/253234666_Inteligencia_Emocional_supresion_cronica_de_pensamientos_y_ajuste_psicologico
- Garrido-Hernansaiz, H., Rodríguez-Rey, R., Nieto, C., & Alonso-Tapia, J. (2022). Construction and evidence of validity regarding the emotion self-regulation questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 193, Artículo 111610. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2022.111610>
- Gómez-Baya, D., & Mendoza, R. (2018). Trait emotional intelligence as a predictor of adaptive responses to positive and negative affect during adolescence. *Frontiers in Psychology*, 9, Artículo 2525. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02525>
- González, R., Custodio, J. B., & Pablo, F. J. (2020). Propiedades psicométricas del Trait Meta-Mood Scale-24 en estudiantes universitarios argentinos. *Psicogente*, 23(44), 1-26. <https://doi.org/10.17081/psico.23.44.3469>
- Guil, R., Gómez-Molinero, R., Merchán-Clavellino, A., & Gil-Olarte, P. (2021). Lights and shadows of trait emotional intelligence: Its mediating role in the relationship between negative affect and state anxiety in university students. *Frontiers in Psychology*, 11, Artículo 615010. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.615010>
- Guil, R., Morales-Sánchez, L., Ruiz-González, P., Gómez-Molinero, R., & Gil-Olarte, P. (2022). The key role of emotional repair and emotional clarity on depression among breast cancer survivors. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19, Artículo 4652. <https://doi.org/10.3390/ijerph19084652>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8.ª ed.). Cengage.
- Hernández-Martínez, A., García, R., Valencia, A. I., & Ortega, N. A. (2016). Validación de la Escala de Respuestas Rumiativas para población mexicana. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual*, 6(2), 66-74. <http://www.journals.unam.mx/index.php/rllmc/article/view/58075/51394>
- 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(2), 111-121. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.13.num.2.2008.4054>
- Hervás, G., & Vásquez, C. (2006). Explorando el origen emocional de las respuestas rumiativas: el papel de la complejidad emocional y la inteligencia emocional. *Ansiedad y Estrés*, 12(2-3), 279-292. <https://www.researchgate.net/publication/232586656>
- Iani, L., Quinto, R. M., Lauriola, M., Crosta, M. L., & Pozzi, G. (2019). Psychological well-being and distress in patients with generalized anxiety disorder: The roles of positive and negative functioning. *PLoS ONE*, 14(11), Artículo e0225646. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0225646>
- Jiménez, A. M., De la Barrera, U., Schoeps, K., & Montoya-Castilla, I. (2022). Emotional factors that mediate the relationship between emotional intelligence and psychological problems in emerging adults. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 30(1), 249-267. <https://doi.org/10.51668/bp.8322113n>

- Maria, A.-S., Bourdier, L., Duclos, J., Ringuenet, D., & Berthoz, S. (2016). Propriétés psychométriques de la version française d'une échelle de mesure de l'intelligence émotionnelle perçue: la Trait Meta-Mood Scale (TMMS). *La Revue Canadienne de Psychiatrie*, *61*(10), 652-662. <http://dx.doi.org/10.1177/0706743716639936>
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L., & León, J. (2010). Analysis of the psychometric properties of the Spanish version of the Trait Meta-Mood Scale in a sports context. *Psychological Reports*, *106*(2), 477-489. <https://doi.org/10.2466/pr0.106.2.477-489>
- Martinez-Pons, M. (1997). The relation of emotional intelligence with selected areas of personal functioning. *Imagination, Cognition and Personality*, *17*(1), 3-14. <http://doi.org/10.2190/68vd-dfxb-k5aw-pqay>
- Mayer, J. D., Caruso, D. R., & Salovey, P. (2016). The ability model of emotional intelligence: Principles and updates. *Emotion Review*, *8*(4), 290-300. <https://doi.org/10.1177/1754073916639667>
- Mayer, J., & Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? En P. Salovey & D. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: Educational implications* (pp. 3-31). Basic Books.
- Menéndez-Aller, Á., Cuesta, M., Postigo, Á., González-Nuevo, C., García-Fernández, J., & García-Cueto, E. (2023). Validation of the Acceptance and Action Questionnaire-II in the general Spanish population. *Current Psychology*, *42*, 12096-12103. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02447-3>
- Miguel-Rojas, J., Vilchez-Quevedo, E., & Reyes-Bossio, M. (2018). Espiritualidad e inteligencia emocional en estudiantes universitarios de la ciudad de Ayacucho. *Interacciones*, *4*(2), 131-141. <http://doi.org/10.24016/2018.v4n2.104>
- Morales, F. M. (2017). Relaciones entre afrontamiento del estrés cotidiano, autoconcepto, habilidades sociales e inteligencia emocional. *European Journal of Education and Psychology*, *10*(2), 41-48. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ejeps.2017.04.001>
- Nolen-Hoeksema, S. (1987). Sex differences in unipolar depression: Evidence and theory. *Psychological Bulletin*, *101*(2), 259-282. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.101.2.259>
- Ocaña, J., García, G. A., & Cruz, O. (2019). Propiedades psicométricas del *Trait Meta-Mood Scale* TMMS-24 en adolescentes de Chiapas, México. *European Scientific Journal*, *15*(16), 280-294. <https://dx.doi.org/10.19044/esj.2019.v15n16p280>
- Palmer, B., Gignac, G., Bates, T., & Stough, C. (2003). Examining the structure of the Trait MetaMood Scale. *Australian Journal of Psychology*, *55*(3), 154-159. <http://doi.org/10.1080/0004953042000298612>
- Pedrosa, I., Suárez-Álvarez, J., Lozano, L. M., Muñiz, J., & García Cueto, E. (2014). Assessing perceived emotional intelligence in adolescents: New validity evidence of Trait Meta-Mood Scale-24. *Journal of Psychoeducational Assessment*, *32*(8), 737-746. <https://doi.org/10.1177/0734282914539238>
- Pena, M., & Losada, L. (2017). Test anxiety in Spanish adolescents: Examining the role of emotional attention, and ruminative self-focus and regulation. *Frontiers in Psychology*, *8*, Artículo 1423. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01423>
- Pérez-Fuentes, M. C., Molero, M. M., Gásquez, J. J., Oropesa, N. F., Simón, M. M., & Saracostti, M. (2019). Self-expressive creativity in the adolescent digital domain: personality, self-esteem, and emotions. *International Journal of Research in Public Health*, *16*(22), Artículo 4527. <http://doi.org/10.3390/ijerph16224527>
- Prieto-Díez, F., Postigo, Á., Cuesta, M., & Muñiz, J. (2022). Work engagement: Organizational attribute or personality trait? *Journal of Work and Organizational Psychology*, *38*(2), 85-92. <https://doi.org/10.5093/jwop2022a7>
- Rivera-Véliz, A. J., & Araujo-Robles, E. D. (2020). Relación entre inteligencia emocional y riesgo de adicción a redes sociales en estudiantes de educación superior no universitaria de Lima Metropolitana. *Revista Psicológica Herediana*, *13*(1), 1-11. <https://doi.org/10.20453/rph.v13i1.3848>
- Roso-Bas, F., Pades, A., & García-Buades, E. (2016). Emotional variables, dropout and academic performance in Spanish nurse students. *Nurse Education Today*, *37*, 53-58. <http://dx.doi.org/10.1016/j.nedt.2015.11.021>
- Rupinski, M. T., & Dunlap, W. P. (1996). Approximating Pearson product-moment correlations from Kendall's Tau and Spearman's Rho. *Educational and Psychological Measurement*, *56*(3), 419-429. <http://doi.org/10.1177/0013164496056003004>
- Salguero, J. M., Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2013). A meta-mood model of rumination and

- depression: Preliminary test in a non-clinical population. *Scandinavian Journal of Psychology*, 54(2), 166-172. <http://doi.org/10.1111/sjop.12026>
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. En J. W. Pennebaker (Ed.), *Emotion, disclosure & health* (pp. 125-154). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10182-006>
- Thayer, J. F., Rossy, L. A., Ruiz-Padial, E., & Johnson, B. H. (2003). Gender differences in the relationship between emotional regulation and depressive symptoms. *Cognitive Therapy and Research*, 27, 349-364. <https://doi.org/10.1023/A:1023922618287>
- Thompson, R. J., Mata, J., Jaeggi, S. M., Buschkuhl, M., Jonides, J., & Gotlib, I. H. (2011). Concurrent and prospective relations between attention to emotion and affect intensity: An experience sampling study. *Emotion*, 11(6), 1489-1494. <https://doi.org/10.1037/a0022822>
- Treynor, W., González, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 247-259. <http://doi.org/10.1023/A:1023910315561>
- Ucedo, V. H., & Cambillo, E. (2021). Validación de la estructura interna del cuestionario de Satisfacción Laboral de Warr, Cox y Wall, mediante el método de estimación de Mínimos Cuadrados de Libre Escala. *Pesquimat*, 24(1), 23-35. <http://dx.doi.org/10.15381/pesquimat.v24i1.20548>
- Vergara, A. I., Alonso-Alberca, N., San-Juan, C., Aldás, J., & Vozmediano, L. (2015). Be water: Direct and indirect relations between perceived emotional intelligence and subjective well-being. *Australian Journal of Psychology*, 67(1), 47-54. <https://doi.org/10.1111/ajpy.12065>
- Veytia, M., Fajardo, R., Guadarrama, R., & Escutia, N. (2016). Inteligencia emocional: factor positivo ante la depresión en adolescentes de bachillerato. *Informes Psicológicos*, 16(1), 35-50. <http://dx.doi.org/10.18566/infpsicv16n1a02>
- Westland, J. C. (2019). *Structural equation models. From paths to networks* (2.^a ed.). Springer.
- Zanon, C., Dellazzana-Zanon, L. L., & Menga, E. (2018). Adaptação e evidências de validade da Escala de Resposta Ruminativa no Brasil. *Avaliação Psicológica*, 17(2), 170-179. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2018.1702.13559.02>