

## PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA “ESCALA RASGO DE METACONOCIMIENTO DE LOS ESTADOS EMOCIONALES” PARA MEDIR INTELIGENCIA EMOCIONAL EN ESTUDIANTES PERUANOS

Percy G. Ruiz Mamani<sup>1</sup>, Denis Frank Cunza-Aranzábal<sup>2</sup>, Michael White<sup>2</sup>, Dámaris Quinteros-Zúñiga<sup>2</sup>, Jania Elizabeth Jaimes-Soncco<sup>2</sup> y Wilter C. Morales-García<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Universidad Privada San Juan Bautista; <sup>2</sup>Universidad Peruana Unión (Perú)

### Resumen

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la “Escala rasgo de metaconocimiento de los estados emocionales” (TMMS-24) para medir la inteligencia emocional en estudiantes peruanos. Participaron un total de 699 estudiantes peruanos. Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con 210 estudiantes y un análisis factorial confirmatorio (AFC) con 489 estudiantes. Se utilizó la versión en español de la escala TMMS-24. Se realizó un análisis descriptivo de los ítems. El análisis factorial exploratorio (AFE) se realizó con el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados con rotación oblicua promin y el análisis factorial confirmatorio (AFC) se realizó mediante el modelado de ecuaciones estructurales. La consistencia interna se estimó con el coeficiente  $\alpha$  ordinal. El AFE produjo una estructura de tres factores y las correlaciones entre los factores fueron altas (entre 0,530 y 0,689). Con el AFC se observan índices de bondad de ajuste adecuados ( $\chi^2= 385,868$ ; TLI= 0,963; CFI= 0,967; RMSEA= 0,034; SRMR= 0,041). El coeficiente  $\alpha$ -ordinal muestra una consistencia interna adecuada ( $\alpha= 0,93$ ). El TMMS-24 presenta buenas propiedades psicométricas para medir la inteligencia emocional en estudiantes peruanos.

PALABRAS CLAVE: *TMMS-24, inteligencia emocional, análisis factorial, fiabilidad, estudiantes.*

### Abstract

The aim of this study was to analyze the psychometric properties of the *Trait Meta-Mood Scale* (TMMS-24) for measuring emotional intelligence in Peruvian students. A total of 699 Peruvian students participated. An exploratory factor analysis (EFA) was performed with 210 students and a confirmatory factor analysis (CFA) was performed with 489 students. The Spanish version of the TMMS-24 scale was used. A descriptive analysis of the items was made. The exploratory factor analysis (EFA) was performed with the unweighted least squares estimation method with promin oblique rotation and the confirmatory factor analysis (CFA)

was performed through the modeling of structural equations. Internal consistency was estimated with the ordinal  $\alpha$  coefficient. The EFA yielded a three-factor structure and the correlations between factors were high (between .530 to .689). With the CFA, adequate goodness-of-fit indices are observed ( $\chi^2= 385.868$ , TLI= .963, CFI= .967, RMSEA= 0.034, SRMR= .041). The  $\alpha$ -ordinal coefficient shows adequate internal consistency ( $\alpha= .93$ ). The TMMS-24 presents good psychometric properties for measuring emotional intelligence in Peruvian students.

KEY WORDS: *TMMS-24, emotional intelligence, factor analysis, reliability, students.*

## Introducción

Desde hace treinta años se plantea que algunas personas son más inteligentes que otras al enfrentar situaciones relacionadas a las emociones debido a que presentarían habilidades para el reconocimiento facial de emociones, comprensión del significado de las palabras relacionadas a las emociones, manejo de emociones y otras similares (Mayer *et al.*, 2016). Estas habilidades constituyen lo que se conoce como inteligencia emocional (IE) y fue conceptualizada como la capacidad para controlar los sentimientos y emociones propias y ajenas, discriminar entre ellas y utilizar esta información para guiar el pensamiento y las acciones (Salovey y Mayer, 1990). Posteriormente, se propuso que la IE se organiza en una estructura jerárquica de cuatro componentes o ramas: percepción de las emociones, uso de las emociones, comprensión y manejo de emociones (Mayer y Salovey, 1997). En la base de este modelo, la percepción de las emociones hace referencia a la habilidad de identificar y descifrar estados de ánimo en uno mismo (Brackett *et al.*, 2013), en otros individuos (Papadogiannis *et al.*, 2009) y en artefactos culturales u obras de arte (Grewal y Salovey, 2005; Mayer *et al.*, 2011). El uso de las emociones, involucra la capacidad de gestionar los propios cambios emocionales con el propósito de llevar a cabo con eficacia actividades cognitivas como el razonamiento, la resolución de problemas y la toma de decisiones (Papadogiannis *et al.*, 2009). La comprensión emocional se refiere a la perspicacia para identificar el significado de las emociones y las variantes simbólicas cuando se presentan simultáneamente estados de ánimo diferentes, así como la capacidad de predecir qué emociones siguen secuencialmente a otras emociones, en uno mismo como en los demás (Rivers *et al.*, 2007). El manejo de emociones, en la cumbre del modelo jerárquico (Brackett *et al.*, 2013), representa la capacidad de regulación exitosa de las emociones propias y de otras personas (Fiori y Vesely-Maillefer, 2018). Estas habilidades tienen un rol importante para el bienestar y afrontamiento diario, pues esta relacionado con experiencias personales y relaciones con otros (Mayer *et al.*, 2016).

La IE ha sido conceptualizada desde dos tipos de modelos: modelos de habilidad y mixtos (Mayer *et al.*, 2000). El primero agrupa a los modelos que presentan la IE como un conjunto de habilidades para procesar información emocional de manera precisa y eficiente (Mayer y Salovey, 1997); el modelo de Mayer y Salovey está clasificado como un modelo de habilidades mentales (Brackett *et al.*, 2013), mientras que los modelos mixtos definen a la IE como un conjunto de habilidades sociales, rasgos y comportamiento disposicional (Mayer *et al.*, 2011;

Petrides y Furnham, 2000). Entre los modelos mixtos más conocidos está el modelo de Goleman (Goleman, 1995), cuestionado por su superposición a otros constructos (Mayer *et al.*, 2011) y el modelo de Bar-On (Bar-On, 1997) que fue desarrollado con el propósito de medir un conjunto de capacidades no cognitivas, competencias y habilidades para enfrentar con éxito las demandas y presiones del ambiente, donde el modelo de habilidades de la IE presenta suficiente soporte empírico para seguir manteniéndose como tal (Mayer *et al.*, 2016).

Joseph y Newman (Joseph y Newman, 2010), han propuesto un modelo secuencial de habilidades o de cascada con tres ramas, donde se sostiene que la IE tiene un funcionamiento secuencial en el que la percepción emocional antecede a la comprensión emocional y esta a su vez precede a la regulación emocional (Huynh *et al.*, 2018) dejando fuera la rama referida al uso de las emociones por considerarla conceptualmente redundante con las otras dimensiones (Joseph y Newman, 2010). Cabe resaltar entonces, que la estructura factorial del constructo está aún abierta a la investigación pues todavía se necesitan evidencias empíricas para la validación de los modelos teóricos de EI y además, ahora se disponen de muchos más datos que cuando apareció por primera vez el constructo (Mayer *et al.*, 2016).

Los instrumentos para medir la IE también podrían dividirse en dos tipos. Entre los primeros se incluyen instrumentos basados en el modelo de Mayer y Salovey (1990), como la escala SRRI (Schutte *et al.*, 1998) o la "Escala rasgo de metaconocimiento de los estados emocionales" (*Trait Meta-Mood Scale*, TMMS; Salovey *et al.*, 1995) para evaluar los aspectos cognitivos de la IE o la IE percibida (IEP), pues esta no evalúa las habilidades emocionales de las personas, sino más bien las percepciones de las personas sobre sus habilidades emocionales (Salovey *et al.*, 1995). En el segundo grupo, se incluyen los instrumentos que comprenden el desarrollo personal, habilidades sociales, autoestima y personalidad, tales como el "Cuestionario del rasgo de inteligencia emocional" (*Trait Emotional Intelligence Questionnaire*, TEIQue; Petrides *et al.*, 2004) y el "Inventario de cociente emocional" (*Emotional Quotient Inventory*, EQ-i; Bar-On, 1997).

El modelo de la EI como habilidad ha sido bastante utilizado para diseñar instrumentos en forma de autoinforme, desde la primera vez que se acuñó el término "inteligencia emocional" (Salovey y Mayer, 1990). La primera escala construida en Estados Unidos fue la "Escala rasgo de metaconocimiento de los estados emocionales" (*Trait Meta-Mood Scale*; Salovey *et al.*, 1995) con 48 ítems (TMMS-48), teniendo como propósito medir el dominio autoregulatorio de la inteligencia emocional en sus dimensiones de atención, claridad y reparación de las propias emociones (Salovey *et al.*, 1995). La medida está basada en lo que se ha denominado inteligencia emocional percibida (IEP), o el conocimiento que se tienen sobre las propias habilidades emocionales en lugar de su capacidad real (Extremera y Fernández-Berrocal, 2005; Fernandez-Berrocal *et al.*, 2004; Salovey *et al.*, 2002). La TMMS es una medida de creencias sobre la propia atención emocional (atención percibida que se presta a los propios estados emocionales), claridad (comprensión percibida de los estados emocionales de uno y capacidad para diferenciarlos) y reparación emocional (capacidad percibida para regular los estados emocionales de uno y modificar las experiencias negativas a un tono positivo) (Extremera y

Fernández-Berrocal, 2005; Fernández-Berrocal y Extremera, 2005; Fitness y Curtis, 2005).

Las propiedades psicométricas de la TMMS han sido verificadas en otros idiomas y contextos culturales. Palmer *et al.* (2003) validaron la estructura factorial de la TMMS en varones y mujeres australianos de entre 15 a 79 años usando la versión de 30 ítems. También hay la versión portuguesa adaptada para adultos, cuya validez de criterio ha sido validada (Queirós *et al.*, 2005); esta misma versión fue adaptada más adelante en atletas con edades comprendidas entre los 13 y 33 años, ajustándose a la estructura factorial original, a través del análisis factorial confirmatorio (AFC) (Brito-Costa *et al.*, 2016). La versión francesa de la TMMS muestra a través del AFC, una estructura de 3 factores con 30 ítems, así como una demostrada validez concurrente con otros instrumentos, en una población de adultos jóvenes (Maria *et al.*, 2016). En Turquía, la prueba se adaptó en estudiantes universitarios, aplicándose los análisis factoriales y rotación varimax, determinando 4 factores para esta versión (Aksöz *et al.*, 2010); mientras que en la República Eslovaca fue adaptada en un grupo de estudiantes universitarias, evidenciando adecuadas propiedades para tres factores, agregándose que podría evaluarse la existencia de más factores (Látalová y Pilárik, 2014). La TMMS también fue traducido al italiano, evidenciando adecuada validez concurrente en adultos y verificándose la adaptabilidad intercultural del instrumento (Giromini *et al.*, 2017).

La TMMS-48 fue adaptada al español replicando la estructura tridimensional de la escala original (Fernández-Berrocal *et al.*, 1998) y mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) se redujo a 24 ítems, manteniendo los componentes de la escala: atención, claridad y reparación, pero se eliminaron los ítems con saturaciones de 0,40, reduciendo así el número total a la mitad (TMMS-24). La adecuación de la TMMS-24 obtuvo índices adecuados de consistencia interna y estabilidad temporal en una población de estudiantes universitarios (Fernández-Berrocal *et al.*, 2004). En los últimos años los estudios de validación que incluye poblaciones de adolescentes replicaron la estructura de tres factores (Díaz-Castela *et al.*, 2013; Extremera *et al.*, 2007; Salguero *et al.*, 2010).

Una versión de la TMMS de 22 ítems fue validada por Martín-Albo, Núñez y León (Martín-Albo *et al.*, 2010) en atletas españoles con edades comprendidas entre los 14 y los 40 años. Otros estudios realizados en España también demostraron la estabilidad de la estructura original de tres factores de la TMMS-24 en personas con edades entre los 14 y los 23 años (Pedrosa *et al.*, 2014) así como en la población adulta mayor (Delhom *et al.*, 2017). También en Chile la TMMS-24 fue validado por Gómez-Núñez *et al.* (Gómez-Núñez *et al.*, 2018) en una población adolescente, manteniendo la estructura factorial original. Otros dos estudios similares de esta escala fueron realizados en España con estudiantes y profesionales de enfermería (Aradilla-Herrero *et al.*, 2014; Giménez-Espert y Prado-Gascó, 2017).

Aunque las escalas de IE han recibido un uso amplio, se requieren más datos empíricos sobre sus propiedades psicométricas, especialmente cuando estas escalas se adaptan, traducen y luego se utilizan en diferentes países (Li *et al.*, 2012). El contexto cultural debe ser considerado al interpretar los resultados de los estudios sobre inteligencia emocional (Huynh *et al.*, 2018); por lo cual resulta necesario

analizar la estructura factorial o la adaptación de los instrumentos que miden este constructo en diferentes contextos culturales.

En Perú se han realizado estudios sobre IE en diferentes poblaciones, especialmente en estudiantes, y en éstos se ha utilizado la TMMS-24 como instrumento de medida. Sin embargo, aún se carece de pruebas de validez y fiabilidad en el contexto peruano. Por esta razón, este estudio tiene como propósito analizar las propiedades psicométricas de la TMMS-24 para medir IE en estudiantes peruanos a través de un AFC.

## Método

### Participantes

Se utilizó el método de muestreo no probabilístico por conveniencia y fueron seleccionados 699 estudiantes de secundaria de cuatro instituciones educativas de Lima, dos públicas (51,5%) y dos privadas (48,5%). Las edades estaban entre 11 y 15 años ( $M= 12,47$ ,  $DT= 0,829$ ). Las características sociodemográficas de los participantes se incluyen en la tabla 1.

**Tabla 1**  
Características sociodemográficas de los participantes del estudio

Variables	AFE (n= 210)		AFC (n= 489)		Total (n= 699)	
	n	%	n	%	n	%
Tipo de institución educativa						
Pública	112	53,3	248	50,7	360	51,5
Privada	98	46,7	241	49,3	339	48,5
Edad						
11-12 años	106	50,5	249	50,9	355	50,8
13-15 años	104	49,5	240	49,1	344	49,2
Sexo						
Masculino	102	48,6	235	48,1	337	48,2
Femenino	108	51,4	254	51,9	362	51,8
Religión						
Protestante	82	39,0	183	37,4	265	37,9
Católico	106	50,5	243	49,7	349	49,9
Otro	22	10,5	63	12,9	85	12,2
Procedencia						
Costa	153	72,9	373	76,3	526	75,3
Sierra	40	19,0	77	15,7	117	16,7
Selva	17	8,1	39	8,0	56	8,0
Estructura familiar						
Biparental / nuclear	136	64,8	326	66,7	462	66,1
Monoparental / extendida	74	35,2	163	33,3	237	33,9

Del total de la muestra, 210 registros (30%) fueron elegidos aleatoriamente para realizar un AFE y 489 registros (70%) sirvieron para el AFC.

### *Procedimiento*

Se proporcionó a los administradores de las instituciones educativas una breve descripción del estudio y se les solicitó la autorización para su ejecución. Cuatro administradores aprobaron la solicitud. Los datos fueron recolectados durante el periodo de clases presenciales. Los estudiantes recibieron un ejemplar del cuestionario que recogía información sobre sus características generales y también acerca del instrumento cuantitativo de medida. Además, recibieron indicaciones sobre la administración del instrumento, firmaron el consentimiento informado y declararon su participación voluntaria. También se les comunicó que, si tenían algún inconveniente personal durante el proceso de recolección de datos, podían dejar de responder al cuestionario en cualquier momento. Ningún estudiante manifestó tener incomodidad ni molestias durante este proceso. Este procedimiento fue realizado por uno de los investigadores en compañía de un docente de turno en cada institución educativa. El tiempo promedio para responder a las preguntas del cuestionario fue de 15 minutos.

### *Instrumento*

Se utilizó la "Escala rasgo de metaconocimiento de los estados emocionales" (*Trait Meta-Mood Scale*, TMMS; Salovey *et al.*, 1995), versión española de 24 ítems de Fernández-Berrocal *et al.* (2004). La TMMS-24 consta de 24 ítems los cuales se distribuyen en una estructura de tres factores. Los ítems 1-8 miden el factor *atención emocional*, que implica la capacidad de sentir y expresar los sentimientos en forma adecuada. Los ítems 9-16 miden el factor *claridad emocional*, que hace referencia a la capacidad de comprender y diferenciar los propios estados emocionales. Finalmente, los ítems 17-24 miden el factor *reparación emocional*, que refleja la capacidad para regular los propios estados emocionales y modificar experiencias negativas en positivas (Fernandez-Berrocal *et al.*, 2004). Las respuestas a los ítems se realizan a través de una escala de Likert de 5 puntos (1= nada de acuerdo a 5= Totalmente de acuerdo). Esta versión presenta evidencias de validez y fiabilidad adecuadas ( $\alpha > 0,85$ ) para la escala total y para cada factor (Fernandez-Berrocal *et al.*, 2004).

### *Análisis de los datos*

Se calcularon estadísticos descriptivos y se evaluó la normalidad de los ítems considerando los coeficientes de asimetría y curtosis ( $< 1 <$  en valor absoluto). Se analizaron las correlaciones de los ítems con el total de la escala, los ítems con valores inferiores a 0,3 serían eliminados. Se evaluó la adecuación de la matriz de correlaciones para el análisis factorial a través de la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO  $> 0,8$ ) y la prueba de esfericidad de Bartlett ( $p < 0,05$ ).

El análisis factorial exploratorio (AFE) se realizó con el análisis paralelo para determinar el número de factores, el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados y el método de rotación oblicua promin, donde los ítems con saturaciones inferiores a 0,3 serían eliminados. También se evaluaron las correlaciones entre factores ( $r > 0,3$ ) y se utilizó el coeficiente de alfa ordinal para estimar la fiabilidad de la escala, donde coeficientes superiores a 0,7 indicarían que el instrumento es fiable.

Se hizo un análisis factorial confirmatorio (AFC) de la TMMS-24 a través del modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM) y se usó el método de estimación robusto de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV) y se evaluaron los índices de bondad de ajuste del modelo de acuerdo con las propuestas de Escobedo *et al.* (2016) y Kline (Kline, 2015). Los índices de ajuste comparativo (CFI) y de Tucker-Lewis (TLI) que oscilan entre 0,90 y 0,95 indicarían un ajuste aceptable y los valores superiores a 0,95 indicarían un ajuste adecuado. Los índices de la raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR) con valores entre 0,05 y 0,08 indicarían un ajuste aceptable y valores inferiores a 0,05 indicarían un ajuste adecuado. Todos los análisis estadísticos se realizaron a través del programa R, v. 4.0.3.

## **Resultados**

### *Descriptivos de los ítems*

En este estudio se analizaron las propiedades psicométricas de la TMMS-24 con 210 participantes. Los descriptivos de los ítems (tabla 2) muestran que las medias fluctúan entre 2,37 y 4,09. Se observa además que los coeficientes de asimetría son inferiores a 1 en valor absoluto, excepto en el ítem 23. Sin embargo, la mayoría de los coeficientes de curtosis son superiores a 1, lo cual muestra que los ítems no presentan una distribución normal univariada. Los coeficientes de correlación corregidos de los ítems con el total de la escala fluctúan entre 0,49 y 0,83, siendo valores adecuados ( $r > 0,3$ ). Todos los ítems presentan coeficientes de alfa ordinal superiores a 0,8.

### *Análisis factorial exploratorio*

Debido a que los ítems presentaron coeficientes de asimetría y curtosis superiores a 1 en valor absoluto y que las respuestas de los ítems son ordinales, se utilizó una matriz de correlaciones policóricas y se evaluó su adecuación para el análisis factorial. La prueba de KMO fue de 0,879 y la prueba de esfericidad de Bartlett mostró que las correlaciones entre ítems eran significativas (Bartlett= 2304.5;  $g/ = 276$ ;  $p < 0,001$ ). Basados en estos resultados se procedió con el análisis factorial.

**Tabla 2**  
Descriptivos y fiabilidad de los ítems de la TMMS-24 (n= 210)

Variabes	M	DT	As	K	r <sub>it</sub>	α <sub>ordinal</sub>
Factor: Atención emocional (AE)						
Item1	3.36	1.37	-0.28	-1.20	0.63	0.88
Item2	3.30	1.33	-0.12	-1.22	0.75	0.87
Item3	3.01	1.32	0.07	-1.23	0.74	0.87
Item4	3.30	1.31	-0.15	-1.18	0.67	0.88
Item5	2.37	1.39	0.72	-0.76	0.49	0.90
Item6	2.87	1.34	0.15	-1.13	0.78	0.87
Item7	3.06	1.34	0.05	-1.19	0.83	0.86
Item8	3.24	1.31	-0.14	-1.12	0.78	0.87
Total	24.51	7.66	-0.10	-0.60		
Factor: Claridad emocional (CE)						
Item9	3.48	1.35	-0.30	-1.22	0.67	0.87
Item10	3.22	1.26	-0.03	-1.11	0.73	0.87
Item11	3.40	1.32	-0.25	-1.20	0.68	0.87
Item12	3.04	1.37	0.03	-1.23	0.71	0.87
Item13	3.19	1.19	0.11	-1.06	0.71	0.87
Item14	3.09	1.31	0.01	-1.15	0.65	0.87
Item15	2.96	1.26	0.08	-1.11	0.73	0.87
Item16	3.08	1.24	-0.03	-0.97	0.71	0.87
Total	25.46	7.37	0.04	-0.54		
Factor: Reparación emocional (RE)						
Item17	3.25	1.41	-0.19	-1.29	0.71	0.85
Item18	3.53	1.30	-0.44	-0.96	0.77	0.85
Item19	3.29	1.37	-0.22	-1.23	0.69	0.86
Item20	3.62	1.38	-0.65	-0.83	0.75	0.85
Item21	3.40	1.31	-0.29	-1.00	0.74	0.85
Item22	3.53	1.31	-0.41	-0.99	0.66	0.86
Item23	4.09	1.20	-1.03	-0.22	0.58	0.87
Item24	3.74	1.40	-0.77	-0.75	0.53	0.87
Total	28.45	7.37	-0.43	-0.52		

Nota: As= coeficiente de asimetría, K= coeficiente de curtosis, r<sub>it</sub>= correlación del ítem-total-correctado, α<sub>ordinal</sub>= coeficiente de fiabilidad alfa ordinal (matriz de correlaciones policóricas).

Con el análisis paralelo se determinó una estructura de tres factores oblicuos (tabla 3). Los 24 ítems presentaron saturaciones de los ítems fueron superiores a 0,3 en los factores establecidos teóricamente (8 ítems por cada factor), sin embargo, los ítems 5 y 22 saturaron en más de un factor (complejidad factorial). Los ítems presentaron comunalidades superiores a 0,3, excepto el ítem 24 ( $\eta^2 = 0,292$ ), lo cual no es despreciable.

**Tabla 3**  
Análisis factorial exploratorio de la TMMS-24 en estudiantes peruanos (n= 210)

Variables	Factor 1	Factor 2	Factor 3	h <sup>2</sup>
Ítem 1		0,385		0,430
Ítem 2		0,628		0,597
Ítem 3		0,730		0,514
Ítem 4		0,636		0,470
Ítem 5		<b>0,616</b>	<b>-0,304</b>	0,316
Ítem 6		0,860		0,644
Ítem 7		0,873		0,728
Ítem 8		0,636		0,616
Ítem 9	0,527			0,448
Ítem 10	0,512			0,515
Ítem 11	0,668			0,444
Ítem 12	0,769			0,532
Ítem 13	0,642			0,506
Ítem 14	0,702			0,443
Ítem 15	0,850			0,578
Ítem 16	0,632			0,528
Ítem 17			0,689	0,514
Ítem 18			0,835	0,612
Ítem 19			0,619	0,459
Ítem 20			0,823	0,589
Ítem 21			0,755	0,536
Ítem 22		<b>0,368</b>	<b>0,566</b>	0,520
Ítem 23			0,539	0,358
Ítem 24			0,558	0,292

Notas: Factor 1= Claridad emocional; Factor 2= Atención emocional; Factor 3= Reparación emocional. Las saturaciones factoriales inferiores a 0,3 fueron omitidas. La negrita indica dos saturaciones considerables por el mismo ítem.

*Correlaciones entre factores y fiabilidad*

Los análisis de correlaciones entre factores (tabla 4) arrojaron coeficientes superiores a 0,530 e inferiores a 0,689. La proporción total de varianza explicada fue 56,72% (Factor 1= 40,39; Factor 2= 9,91; Factor 3= 6,42). El coeficiente de fiabilidad para toda la escala ( $\alpha_{ordinal}= 0,93$ ) y en los tres factores fueron superiores a 0,8, indicando una adecuada consistencia interna.

**Tabla 4**  
Correlaciones entre factores y fiabilidad de la TMMS-24 en estudiantes peruanos (n= 210)

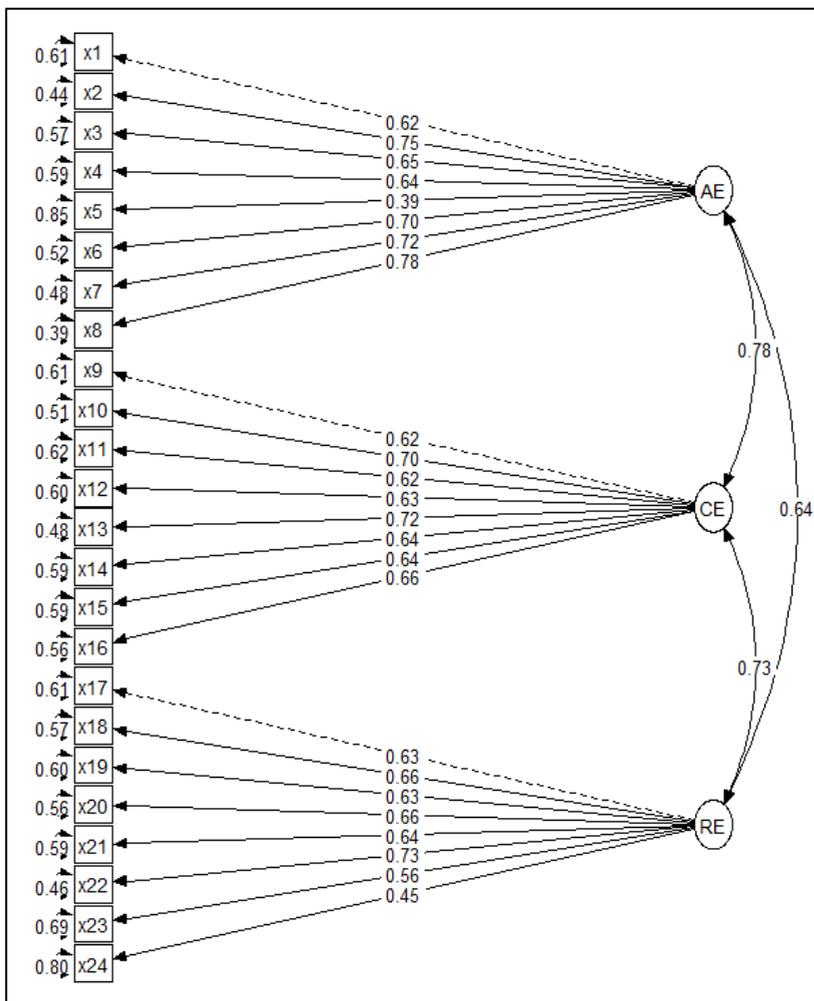
Variables	Factor 1	Factor 2	% Varianza	$\alpha_{ordinal}$
Factor 1: Claridad emocional	-		40,39	0,89
Factor 2: Atención emocional	0,689	-	9,91	0,88
Factor 3: Reparación emocional	0,621	0,530	6,42	0,87

### Análisis factorial confirmatorio

Este análisis se realizó con 489 participantes. Siendo que en el AFE los ítems 5 y 22 saturaron en dos factores, se evaluó la estructura factorial de la TMMS-24 a través del AFC usando modelos de ecuaciones estructurales (SEM). El modelo factorial (figura 1) presenta buenos índices de bondad de ajuste ( $\chi^2= 385,868$ ;  $g/= 249$ ;  $\chi^2/g/= 1,549$ ; TLI= 0,963; CFI= 0,967; RMSEA= 0,034 [IC 90%=0,027-0,040]; SRMR= 0,041).

**Figura 1**

Modelo de estructura factorial de la TMMS24 en estudiantes peruanos ( $n= 489$ )



Nota:  $\chi^2= 385,868$ ;  $g/= 249$ ;  $\chi^2/g/= 1,549$ ; TLI= 0,963; CFI= 0,967; RMSEA= 0,034 [IC 90%=0,027-0,040]; SRMR= 0,041.

*Validez convergente y discriminante*

El análisis de validez convergente se realizó con los valores estimados de la varianza media extraída (AVE) para cada factor (AVE<sub>AE</sub>= 0,44, AVE<sub>CE</sub>= 0,46, AVE<sub>RE</sub>= 0,39), los cuales no superan el criterio de aceptabilidad (AVE > 0,50); sin embargo, estos valores tampoco son despreciables. Así mismo, se estimó la fiabilidad compuesta de cada factor (CR<sub>AE</sub>= 0,86, CR<sub>CE</sub>= 0,85, CR<sub>RE</sub>= 0,83), cuyos valores resultaron adecuados (CR > 0,80). El análisis también sugiere la ausencia de validez discriminante debido a que los valores de AVE son superiores a los cuadrados de las correlaciones entre los factores (tabla 5), excepto al cuadrado de la correlación entre los factores atención emocional (EA) y control emocional (CE).

**Tabla 5**  
Análisis de validez convergente y discriminante (n= 489)

Variables	AVE	Fiabilidad compuesta	Claridad emocional	Reparación emocional
1. Atención emocional	0,44	0,86	0,61	0,41
2. Claridad emocional	0,43	0,86	-	0,53
3. Reparación emocional	0,39	0,83	-	-

**Discusión**

La "Escala rasgo de metaconocimiento de los estados emocionales" (TMMS) es uno de los instrumentos más usados para medir inteligencia emocional percibida (PEI), evaluando así la percepción que tiene un individuo de sus habilidades emocionales en cuanto a las creencias generales sobre la atención a los estados de ánimo, la claridad de las propias experiencias del estado de ánimo y el esfuerzo realizado para ajustar los estados de ánimos (Fernandez-Berrocal *et al.*, 2004). El objetivo principal de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la TMMS-24 en una muestra de estudiantes peruanos.

Acerca del AFE, este estudio muestra que la TMMS-24 presenta una estructura de 3 factores oblicuos. Las tres subescalas se correlacionan significativamente, siendo atención y claridad emocional los factores que presentan mayores correlaciones. Estos resultados concuerdan con los informados en otros estudios (Extremera *et al.*, 2007; Fernandez-Berrocal *et al.*, 2004, 2006) y refleja la existencia de una secuencia funcional en el proceso de regulación emocional, ya que es necesario un cierto nivel de atención a los sentimientos para comprender los estados emocionales y cierto nivel de claridad de los sentimientos para ajustarlos o modificarlos a un tono positivo (Salguero *et al.*, 2010).

El AFC permitió evaluar la estructura factorial de la TMMS-24, y se analizó la convergencia de los ítems con factores establecidos teóricamente. Todos los ítems presentaron saturaciones factoriales superiores a 0,5, excepto los ítems 5 ("Dejo que mis sentimientos afecten mis pensamientos") y 24 ("Cuando estoy enfadado intento cambiar mi estado de ánimo"), que fueron superiores a 0,3 y 0,4, respectivamente, lo cual puede ser aceptable (Fayers y Machin, 2007). Considerando estos criterios,

en un estudio similar se eliminó el ítem 5 (Martín-Albo *et al.*, 2010) y en otro se sugiere la eliminación del ítem 23 (Salguero *et al.*, 2010). Así, la versión de la TMMS-24 en una población de estudiantes peruanos conserva la estructura de tres factores propuestos en la TMMS-48 (Salovey *et al.*, 1995) y en la adaptación española (Fernandez-Berrocal *et al.*, 2004). Este modelo presenta buenos índices de bondad de ajuste (Brown, 2006; Hu y Bentler, 1999). Los índices de ajuste (CFI y TLI) ha mostrado valores superiores a 0,95.

Existe otro estudio que propone un modelo unidimensional y otro tridimensional de la TMMS en adolescentes chilenos (Gómez-Núñez *et al.*, 2018), donde los índices de bondad de ajuste (CFI y TLI) resultaron bajos. En otros estudios similares, éstos índices resultaron levemente más bajos de lo recomendado (Delhom *et al.*, 2017). Sin embargo, en este estudio de la versión peruana, se presentan índices de bondad ajuste satisfactorios (CFI > 0,95, TLI > 0,95), confirmando así la estructura de tres factores informados en estudios con poblaciones de habla hispana (p. ej., Díaz-Castela *et al.*, 2013; Espinoza-Venegas *et al.*, 2015; Gómez-Núñez *et al.*, 2018; Martín-Albo *et al.*, 2010; Pedrosa *et al.*, 2014; Salguero *et al.*, 2012). Aunque en otro estudio se informa sobre una estructura de cuatro factores (Aksöz *et al.*, 2010), esto puede deberse a las diferencias muestrales o culturales.

Respecto a la fiabilidad, los valores del alfa ordinal para cada factor de la TMMS-24 fueron satisfactorios, por lo que presenta una alta consistencia interna (Terwee *et al.*, 2007). Estos resultados son consistentes con los de estudios previos (Delhom *et al.*, 2017; Extremera y Fernández-Berrocal, 2005; Martín-Albo *et al.*, 2010; Salguero *et al.*, 2012; Valdivia Vázquez *et al.*, 2015).

Por otro lado, considerando los criterios de validez convergente y discriminante propuestos por Fornell y Larcker (1981), los resultados parecen mostrar ciertas deficiencias de la TMMS-24. Sin embargo, estos resultados no son concluyentes debido a que la validez convergente basada en la AVE puede verse afectada por la cantidad de variables observadas o ítems, por lo tanto, el uso de puntos de cortes fijos puede ser conflictivo (Valentini y Damasio, 2016). Frente a esto se ha propuesto que valores AVE < 0,50, también podrían considerarse aceptables si se tiene en cuenta el número de ítems, saturaciones estandarizadas  $\geq 0,50$  y coeficientes de fiabilidad superiores a 0,70 (Moral, 2019). En efecto, el análisis de la fiabilidad compuesta por cada factor arrojó valores más que satisfactorios (> 0,80).

El análisis de validez discriminante arrojó resultados poco satisfactorios. Sin embargo, estos resultados tampoco son concluyentes debido a que existe un debate acerca de la validez discriminante como criterio de evaluación de escalas de medida. Si bien existen diferentes métodos de evaluar la validez discriminante, esta no debe realizarse de forma estadística porque pueden llevar a conclusiones erróneas sobre la idoneidad de las escalas; por el contrario, esta validez debería hacerse de forma teórica, que es básicamente una validez de contenido (Martínez-García y Martínez-Caro, 2009), lo cual ha sido discutido ampliamente y recomendado por Borsboom *et al.* (2004).

Entre las implicancias del estudio, se resalta la disponibilidad de una versión válida y fiable de la TMMS-24 para estudiantes peruanos, de sencilla y rápida aplicación, que puede ser útil en el ámbito de la gestión educativa para la formación de adolescentes, así como en la evaluación clínica, permitiendo hacer detecciones

tempranas en esta fase crucial del desarrollo humano. Además, el uso de este instrumento para evaluar la IE permitirá elaborar líneas de base para el desarrollo de propuestas de intervención psicológica para el manejo y control de emociones.

Las limitaciones de este estudio se concentran en la ausencia de un análisis invarianza factorial. Las diferencias en las dimensiones de la TMMS podrían variar según la edad y el sexo, pues se ha demostrado que en poblaciones adultas, las mujeres presentan una mayor tendencia a atender sus emociones y menor claridad y reparación en comparación con los hombres (Fernández-Berrocal y Extremera, 2008; Thayer *et al.*, 2003) y en poblaciones de adolescentes, las mujeres tienen puntuaciones más altas en atención que los varones. Esta diferencia se hace más pronunciada a medida que los adolescentes crecen, ya que, las diferencias comienzan a establecerse a lo largo de la adolescencia, principalmente en sus etapas finales (Salguero *et al.*, 2010). Por otro lado, las personas con mejores niveles de adaptación psicológica son aquellas que poseen puntuaciones moderadas bajas en la dimensión atención y puntuaciones altas en las dimensiones de claridad y reparación (Extremera y Fernández-Berrocal, 2002; Salovey *et al.*, 1995). Por lo tanto, surge la necesidad de realizar nuevos estudios que demuestren la invarianza factorial de la TMMS en diferentes poblaciones.

En conclusión, este estudio presenta las propiedades psicométricas de la TMMS-24 para medir inteligencia emocional en estudiantes peruanos, que puede ser usada en futuras investigaciones en relación con otros procesos mentales. Por esto, se recomiendan estudios que demuestren su validez predictiva y concurrente.

## Referencias

- Aksöz, I., Bugay, A. y Erdur-Baker, Ö. (2010). Turkish adaptation of the trait meta-mood scale. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2(2), 2642-2646. doi: 10.1016/j.sbspro.2010.03.387
- Aradilla-Herrero, A., Tomás-Sábado, J. y Gómez-Benito, J. (2014). Perceived emotional intelligence in nursing: psychometric properties of the Trait Meta-Mood Scale. *Journal of Clinical Nursing*, 23(7-8), 955-966.
- Bar-On, R. (1997). *The Emotional Quotient Inventory (EQ-I): a test emotional intelligence*. Multi-Health Systems.
- Borsboom, D., Mellenbergh, G. J. y Van Heerden, J. (2004). The concept of validity. *Psychological Review*, 111(4), 1061-1071. doi: 10.1037/0033-295X.111.4.1061
- Brackett, M. A., Bertoli, M. C., Elbertson, N. A., Bausseron, E., Castillo, R. y Salovey, P. (2013). Emotional intelligence: Reconceptualizing the cognition-emotion link. En M. D. Robinson, E. R. Watkins y E. Harmon-Jones (dirs.), *Handbook of Cognition and Emotion* (pp. 365-379). Nueva York, NY: Guilford.
- Brito-Costa, S., Vicente Castro, F., Moisaio, A., Alberty, A., De Almeida, H. y Ruiz Fernández, M. I. (2016). Psychometric properties of Portuguese version of Trait Meta-Mood Scale (TMMS24). *International Journal of Developmental and Educational Psychology. Revista INFAD de Psicología.*, 2(1), 133. doi: 10.17060/ijodaep.2016.n1.v2.296
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York, NY: Guilford.
- Delhom, I., Gutierrez, M., Lucas-Molina, B. y Meléndez, J. C. (2017). Emotional intelligence in older adults: psychometric properties of the TMMS-24 and relationship with psychological well-being and life satisfaction. *International Psychogeriatrics*, 29(8),

- 1227-1234. doi: 10.1017/S1041610217000722
- Díaz-Castela, M., Hale, W. W., Muela, J. A., Espinosa-Fernández, L., Klimstra, T. y García-Lopez, L. J. (2013). The measurement of perceived emotional intelligence for Spanish adolescents with social anxiety disorder symptoms. *Anales de Psicología*, 29(2), 509-515. doi: 10.6018/analesps.29.2.144271
- Escobedo, M. T., Hernández, J. A., Estebané, V. y Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16-22. doi: 10.4067/s0718-24492016000100004
- Espinoza-Venegas, M., Sanhueza-Alvarado, O., Ramírez-Elizondo, N. y Sáez-Carrillo, K. (2015). A validation of the construct and reliability of an emotional intelligence scale applied to nursing students. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 23(1), 139-147. doi: 10.1590/0104-1169.3498.2535
- Extremera, N., Durán, A. y Rey, L. (2007). Perceived emotional intelligence and dispositional optimism-pessimism: analyzing their role in predicting psychological adjustment among adolescents. *Personality and Individual Differences*, 42(6), 1069-1079. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.014
- Extremera, N. y Fernández-Berrocal, P. (2002). Relation of perceived emotional intelligence and health-related quality of life of middle-aged women. *Psychological Informs*, 91(1), 47-59. doi: 10.2466/pr0.2002.91.1.47
- Extremera, N. y Fernández-Berrocal, P. (2005). Perceived emotional intelligence and life satisfaction: predictive and incremental validity using the Trait Meta-Mood Scale. *Personality and Individual Differences*, 39(5), 937-948. doi: 10.1016/j.paid.2005.03.012
- Fayers, P. y Machin, D. (2007). *Quality of life: the assessment, analysis and interpretation of patient-informed outcomes*. West Sussex: John Wiley & Sons.
- Fernández-Berrocal, P., Alcaide, R., Domínguez, E., Fernández-McNally, C., Ramos, N. S. y Ravira, M. (1998). Adaptación al castellano de la Escala rasgo de metaconocimiento sobre estados emocionales de Salovey et al.: datos preliminares. *Libro de Actas Del V Congreso de Evaluación Psicológica*, 1, 83-84.
- Fernández-Berrocal, P., Alcaide, R., Extremera, N. y Pizarro, D. (2006). The role of emotional intelligence in anxiety and depression among adolescents. *Individual Differences Research*, 4(1), 16-27.
- Fernández-Berrocal, P. y Extremera, N. (2005). About emotional intelligence and moral decisions. *Behavioral and Brain Sciences*, 28(4), 548-549. doi: 10.1017/S0140525X05280093
- Fernández-Berrocal, P. y Extremera, N. (2008). A review of trait meta-mood research. *International Journal of Psychology Research*, 2(1), 39-67.
- Fernández-Berrocal, P., Extremera, N. y Ramos, N. (2004). Validity and Reliability of the Spanish modified version of the Trait Meta-Mood Scale. *Psychological Informs*, 94(3), 751-755.
- Fiori, M. y Vesely-Maillefer, A. K. (2018). Emotional intelligence as an ability: theory, challenges, and new directions. En K. Keefe, J. Parker y D. Saklofske (dirs.), *Emotional intelligence in education. The springer series on human exceptionality* (pp. 23-47). Cham: Springer.
- Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: 10.1177/002224378101800104
- Giménez-Espert, M. del C. y Prado-Gascó, V. J. (2017). Emotional intelligence in nurses: the Trait Meta-Mood Scale. *Acta Paulista de Enfermagem*, 30(2), 204-209. doi: 10.1590/1982-0194201700031
- Giromini, L., Colombarolli, M. S., Brusadelli, E. y Zennaro, A. (2017). An Italian contribution

- to the study of the validity and reliability of the Trait Meta-Mood Scale. *Journal of Mental Health*, 26(6), 523-529. doi: 10.1080/09638237.2017.1340621
- Goleman, D. (1995). *Emotional intelligence*. Nueva York, NY: Bantam Books.
- Gómez-Núñez, M. I., Torregrosa, M. S., Inglés, C. J., Lagos San Martín, N. G., Sanmartín, R., Vicent, M. y García-Fernández, J. M. (2018). Factor invariance of the Trait Meta-Mood Scale-24 in a sample of Chilean adolescents. *Journal of Personality Assessment*, 102(2), 231-237. doi: 10.1080/00223891.2018.1505730
- Grewal, D. y Salovey, P. (2005). The science of emotional intelligence. *Current Directions in Psychological Science*, 14(6), 281-285. doi: 10.1111%2Fj.0963-7214.2005.00381.x
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Huynh, A. C., Oakes, H. y Grossmann, I. (2018). The role of culture in understanding and evaluating emotional intelligence. En K. Keefe, J. Parker y D. Saklofske (dirs.), *Emotional intelligence in education. The Springer Series on Human Exceptionality* (pp. 111-132). Cham Springer.
- Joseph, D. L. y Newman, D. A. (2010). Emotional intelligence: an integrative meta-analysis and cascading model. *Journal of Applied Psychology*, 95(1), 54-78. doi: 10.1037/a0017286
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practices of structural equation modelling* (4ª ed.). Nueva York, NY: Guilford.
- Látalová, V. y Pilárik, L. (2014). *The evaluation of the psychometric properties and the factor structure of the Slovak version of the questionnaire TMMS (Trait Meta-Mood Scale)*. ResearchGate.  
[https://www.researchgate.net/publication/267506391\\_THE\\_EVALUATION\\_OF\\_THE\\_PSYCHOMETRIC\\_PROPERTIES\\_AND\\_THE\\_FACTOR\\_STRUCTURE\\_OF\\_THE\\_SLOVAK\\_VERSION\\_OF\\_THE\\_QUESTIONNAIRE\\_TMMS\\_TRAIT\\_META\\_MOOD\\_SCALE](https://www.researchgate.net/publication/267506391_THE_EVALUATION_OF_THE_PSYCHOMETRIC_PROPERTIES_AND_THE_FACTOR_STRUCTURE_OF_THE_SLOVAK_VERSION_OF_THE_QUESTIONNAIRE_TMMS_TRAIT_META_MOOD_SCALE)
- Li, T., Saklofske, D. H., Bowden, S. C., Yan, G. y Fung, T. S. (2012). The measurement invariance of the Wong and Law Emotional Intelligence Scale (WLEIS) across three Chinese university student groups from Canada and China. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 30(4), 439-452. doi: 10.1177/0734282912449449
- Maria, A. S., Bourdier, L., Duclos, J., Ringuenet, D. y 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) [Psychometric properties of the French version of a scale measuring perceived emotional intelligence: the Trait Meta-Mood Scale (TMMS)]. *Canadian Journal of Psychiatry*, 61(10), 652-662. doi: 10.1177/0706743716639936
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L. y León, J. (2010). Analysis of the psychometric properties of the Spanish version of the Trait Meta-Mood Scale in a sports context. *Psychological Inform*, 106(2), 477-489. doi: 10.2466/PRO.106.2.477-489
- Martínez-García, J. y Martínez-Caro, L. (2009). Discriminant validity as a scale evaluation criterion: theory or statistics? *Universitas Psychologica*, 8(1), 27-36.
- Mayer, J. D., Caruso, D. R. y Salovey, P. (2016). The ability model of emotional intelligence: principles and updates. *Emotion Review*, 8(4), 290-300. doi: 10.1177/1754073916639667
- Mayer, J. D. y Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? En P. Salovey y D. J. Sluyter (dirs.) *Emotional development and emotional intelligence: educational implications* (pp. 3-34). Nueva York, NY: Basic Books.
- Mayer, J., Salovey, P. y Caruso, D. (2000). Models of emotional intelligence. En R. Sternberg (dir.), *Handbook of intelligence* (pp. 396-420). Cambridge: Cambridge University Press.
- Mayer, J., Salovey, P., Caruso, D. y Cherkasskiy, L. (2011). Emotional intelligence. En R.

- Sternberg y S. Kaufman (dirs.), *The Cambridge handbook of intelligence* (pp. 528-549). Cambridge: Cambridge University Press.
- Moral, J. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la varianza media extraída. *Psychologia*, 13(2), 25-41. doi: 10.21500/19002386.4119
- Palmer, B., Gignac, G., Bates, T. y Stough, C. (2003). Examining the structure of the Trait Meta-Mood Scale. *Australian Journal of Psychology*, 55(3), 154-158. doi: 10.1080/0004953042000298612
- Papadogiannis, P. K., Logan, D. y Sitarenios, G. (2009). An ability model of emotional intelligence: a rationale, description, and application of the Mayer Salovey Caruso Emotional Intelligence Test (MSCEIT). En J. Parker, D. Saklofske y C. Stough (dirs.), *Assessing emotional intelligence. The springer series on human exceptionality* (pp. 43-65). Boston, MA: Springer.
- Pedrosa, I., Suárez-Álvarez, J., Lozano, L. M., Muñiz, J. y 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. doi: 10.1177/0734282914539238
- Petrides, K. V., Frederickson, N. y Furnham, A. (2004). The role of trait emotional intelligence in academic performance and deviant behavior at school. *Personality and Individual Differences*, 36(2), 277-293. doi: 10.1016/S0191-8869(03)00084-9
- Petrides, K. V. y Furnham, A. (2000). On the dimensional structure of emotional intelligence. *Personality and Individual Differences*, 29(2), 313-320. doi: 10.1016/S0191-8869(99)00195-6
- Queirós, M. M., Fernández-Berrocal, P., Extremera, N., Carral, J. M. C. y Queirós, P. S. (2005). Validity and reliability of the Portuguese modified version of the Trait Meta-Mood Scale. *Revista de Psicologia, Educação e Cultura*, 9(1), 199-216.
- Rivers, S. E., Brackett, M. A., Salovey, P. y Mayer, J. D. (2007). Measuring emotional intelligence as a set of mental abilities. In & R. D. R. G. Matthews y M. Zeidner (Ed.), *Series in affective science. The science of emotional intelligence: knowns and unknowns* (pp. 230-257). Nueva York, NY: Oxford University Press.
- Salguero, J. M., Fernández-Berrocal, P., Balluerka, N. y Aritzeta, A. (2010). Measuring perceived emotional intelligence in the adolescent population: psychometric properties of the Trait Meta-Mood Scale. *Social Behavior and Personality*, 38(9), 1197-1210. doi: 10.2224/sbp.2010.38.9.1197
- Salguero, J. M., Palomera, R. y Fernández-Berrocal, P. (2012). Perceived emotional intelligence as predictor of psychological adjustment in adolescents: a 1-year prospective study. *European Journal of Psychology of Education*, 27(1), 21-34. doi: 10.1007/s10212-011-0063-8
- Salovey, P. y Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3), 185-211. doi: 10.2190/DUGG-P24E-52WK-6CDG
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C. y Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. En J. W. Pennebaker (dir.), *Emotion, disclosure, and health* (pp. 125-154). Washington, DC: American Psychological Association.
- Salovey, P., Stroud, L. R., Woolery, A. y Epel, E. S. (2002). Perceived emotional intelligence, stress reactivity, and symptom informs: further explorations using the trait meta-mood scale. *Psychology and Health*, 17(5), 611-627. doi: 10.1080/08870440290025812
- Schutte, N. S., Malouff, J. M., Hall, L. E., Haggerty, D. J., Cooper, J. T., Golden, C. J. y Dornheim, L. (1998). Development and validation of a measure of emotional intelligence. *Personality and Individual Differences*, 25, 167-177. doi: doi.org/10.1016/S0191-8869(98)00001-4
- Terwee, C. B., Bot, S. D. M., de Boer, M. R., van der Windt, D. A. W. M., Knol, D. L., Dekker,

- J., Bouter, L. M. y de Vet, H. C. W. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), 34-42. doi: 10.1016/j.jclinepi.2006.03.012
- Thayer, J. F., Rossy, L. A., Ruiz-Padial, E. y Johnsen, B. H. (2003). Gender differences in the relationship between emotional regulation and depressive symptoms. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 349-364. doi: 10.1023/A:1023922618287
- Valdivia Vázquez, J. A., Rubio Sosa, J. C. A. y French, B. F. (2015). Examination of the Spanish Trait Meta-Mood Scale-24 factor structure in a Mexican setting. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 33(5), 473-482. doi: 10.1177/0734282914552052
- Valentini, F. y Damasio, B. F. (2016). variancia media extraida e fiabilidade composta: indicadores de precisao. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(2), 1-7.

RECIBIDO: 8 de marzo de 2021

ACEPTADO: 8 de septiembre de 2021