

BORDÓN

Revista de Pedagogía



Volumen 73
Número, 3
2021

SOCIEDAD ESPAÑOLA DE PEDAGOGÍA

TRAIT META-MOOD SCALE-24: ESTRUCTURA FACTORIAL, VALIDEZ Y CONFIABILIDAD EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS ARGENTINOS

Trait Meta-Mood Scale-24: factor structure, validity and reliability in Argentine college students

ROCÍO GONZÁLEZ^{(1) (2)}, JESICA BRENDA CUSTODIO^{(1) (3)}, MAURICIO FEDERICO ZALAZAR-JAIME⁽⁴⁾
Y LEONARDO ADRIÁN MEDRANO^{(4) (5)}

⁽¹⁾ Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) (Argentina)

⁽²⁾ Instituto de Ciencias para la Familia, Universidad Austral, Pilar (Argentina)

⁽³⁾ Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires (Argentina)

⁽⁴⁾ Universidad Siglo 21, Córdoba (Argentina)

⁽⁵⁾ Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra (República Dominicana)

DOI: 10.13042/Bordon.2021.89324

Fecha de recepción: 04/05/2021 • Fecha de aceptación: 24/08/2021

Autora de contacto / Corresponding author: Rocío González. E-mail: rochigonzalez27@hotmail.com

INTRODUCCIÓN. Una de las herramientas más utilizadas para la evaluación de la inteligencia emocional autopercibida (IEA) es el Trait Meta-Mood Scale (TMMS). Sin embargo, existen escasos estudios que den cuenta de cómo funciona en estudiantes universitarios argentinos. Sumado a ello, recientemente se ha propuesto una revisión de la estructura factorial del TMMS-24, por lo que se requiere de nuevas investigaciones a los fines de examinar cuál es la estructura factorial que representa más adecuadamente a la IEA. El objetivo del presente estudio fue analizar la estructura factorial del TMMS-24 (probando el modelo bifactor y utilizando coeficientes adicionales), como así también su validez y confiabilidad, con el fin de aportar evidencias que garanticen la calidad de la medida en su adaptación al contexto local para su aplicación a estudiantes universitarios de Buenos Aires, Argentina. **MÉTODO.** La muestra estuvo comprendida por 374 estudiantes, quienes respondieron un cuestionario sociodemográfico, el TMMS-24, y las versiones argentinas del *Cuestionario de regulación emocional* y el *Inventario de cociente emocional*. **RESULTADOS.** El análisis factorial confirmatorio dio cuenta de un adecuado ajuste del modelo a los datos al modelo oblicuo (tres factores correlacionados con sus respectivos indicadores: atención, claridad y reparación; $X^2 = 803.354$, $GL = 249$, $CFI .9384$, $TLI .931$, $RMSEA [90\% IC] = .0778$; $[.071, .083]$, $WRMR 1.5273$). Si bien el modelo bifactor evidenció índices de ajuste satisfactorios, los indicadores adicionales no fueron adecuados. La consistencia interna fue adecuada para cada subescala (atención emocional $\omega = .90$; claridad emocional $\omega = .90$; reparación emocional $\omega = .88$). Se encontraron diferencias según sexo y edad para ciertas subescalas y correlaciones esperadas con las subescalas del ERQ-A y del EQ-i. **DISCUSIÓN.** El TMMS-24 mostró propiedades psicométricas adecuadas para la medición de IEA en población universitaria de Buenos Aires.

Palabras clave: *Inteligencia emocional, Análisis factorial, Confiabilidad, Validez, Estudiantes universitarios.*

Introducción

Durante las últimas tres décadas, diversas investigaciones, entre ellas estudios de metaanálisis, han documentado que la inteligencia emocional (IE) es un importante constructo teórico y empírico vinculado a la salud, el bienestar, las conductas prosociales y el rendimiento laboral y académico (Extremera-Pacheco *et al.*, 2019; MacCann *et al.*, 2020). Desde el modelo de IE como habilidad, el cual actualmente presenta mayor aceptación en la literatura científica (Fernández-Berrocal *et al.*, 2018; MacCann *et al.*, 2020), se hace referencia a la inteligencia emocional intrapersonal o autopercebida (IEA) como aquellas creencias que las personas tienen acerca de su propia experiencia emocional y la conciencia de sus habilidades emocionales. Es decir, la IEA consiste en los procesos cognitivos reflexivos mediante los cuales se perciben, valoran y regulan los estados anímicos de forma constante (Mayer *et al.*, 1999).

La IEA incluye tres dimensiones: la atención emocional (grado en el que las personas creen identificar, reconocer y prestar atención a sus propias emociones, así como a las sensaciones fisiológicas y cognitivas que estas conllevan); la claridad emocional (grado en el que las personas creen experimentar sus sentimientos con claridad y entender cómo se sienten, discriminado y etiquetando las emociones, y reconociendo en qué categorías se agrupan los sentimientos) y la reparación emocional (grado en el que las personas creen tener la capacidad para interrumpir y regular sus estados emocionales negativos así como también prolongar los positivos) (Extremera-Pacheco y Fernández-Berrocal, 2005; Salovey *et al.*, 1995).

Entre los diversos instrumentos que existen para medir IEA, el Trait Meta-Mood Scale —TMMS— se destaca por ser una de las herramientas más utilizadas a nivel mundial, especialmente en España y Latinoamérica (Rincón y Rodríguez, 2018). Es un cuestionario autoadministrado que evalúa el conocimiento que cada persona

posee acerca de sus propios estados emocionales, brindando una estimación personal sobre los aspectos reflexivos de la experiencia emocional (Extremera-Pacheco y Fernández-Berrocal, 2005). En su versión original (Salovey *et al.*, 1995), la escala cuenta con 48 ítems; sin embargo, Fernández-Berrocal *et al.* (2004) desarrollan una versión reducida y adaptada al español, denominándola Trait Meta-Mood Scale 24 (TMMS-24). Al presentar propiedades psicométricas adecuadas, se recomienda la utilización en castellano de esta versión reducida (Extremera-Pacheco y Fernández-Berrocal, 2005).

Si bien tanto con la versión original de la escala como con su versión española no se han observado diferencias en la IEA en función del sexo y la edad, varios trabajos realizados en otros contextos culturales han reportado diferencias significativas al respecto (López *et al.*, 2018; Merchán-Clavellino *et al.*, 2018; Rodríguez *et al.*, 2019; Villacreces y Achi, 2017). Por ejemplo, un estudio chileno realizado por Gómez-Núñez *et al.* (2018) muestra la existencia de diferencias significativas asociadas al sexo y la edad en la dimensión atención emocional, resultados esperados teniendo en cuenta que conceptualmente la inteligencia emocional se desarrolla con la edad y experiencia y los estereotipos de género hacen que la percepción de la inteligencia emocional sea diferente para ambos sexos. Esta discordancia en los resultados continúa siendo un aspecto controvertido en este campo de estudio, tanto en población general como en muestras de estudiantes, más aún si se considera que estas diferencias están directamente relacionadas con la socialización diferencial de mujeres y hombres, lo cual es de suma importancia en cuanto a las estrategias de socialización e intervención en contextos educativos (Gartzia *et al.*, 2012).

Precisamente, en el ámbito educativo se ha observado que las habilidades emocionales son importantes en los estudiantes, constituyéndose en aquellos aspectos no-cognitivos que tienen poder predictivo en cuanto al rendimiento

académico y el desarrollo personal (Barna y Brott, 2011; MacCann *et al.*, 2020). En el contexto argentino, específicamente, se ha hecho relevante contar con adecuadas habilidades emocionales que favorezcan el pensamiento, incrementen la concentración y la motivación intrínseca, posibilitando la adaptación educativa y el desarrollo de estrategias de afrontamiento ante el estudio, teniendo en cuenta que este país presenta una de las tasas de deserción universitaria más altas en la región (Celada, 2020).

Aunque esta escala ha sido traducida y adaptada a varios idiomas y contextos, como por ejemplo, alemán (Otto *et al.*, 2001), portugués (Brito-Costa *et al.*, 2016), francés (Bourdier y Ringuenet, 2016), vasco (Gorostiaga *et al.*, 2011), turco (Aksöz *et al.*, 2010), chino (Li *et al.*, 2002), italiano (Girromini *et al.*, 2017) y mexicano (Valdivia-Vázquez *et al.*, 2015), se puede hallar en la bibliografía especializada, por un lado, estudios que reportan un número diferente de factores (Aksöz *et al.*, 2010; Zúñiga *et al.*, 2019; Palmer *et al.*, 2003); y, por otro, estudios de validación que eliminan o modifican ítems para mantener el modelo de tres factores (Gorostiaga *et al.*, 2011; Limonero *et al.*, 2011; Pedrosa *et al.*, 2014; Rincón y Rodríguez, 2018; Salguero *et al.*, 2010).

Asimismo, recientemente (Blasco-Belled *et al.*, 2019; Tejada-Gallardo *et al.*, 2020), se ha propuesto una revisión de la estructura factorial del TMMS-24, en la que se plantea la existencia de un modelo bifactor donde existiría un factor general de IEA (describiendo la capacidad general para comprender y utilizar las propias emociones y las de los demás) y factores específicos ortogonales (habilidades más específicas e independientes de atención, claridad y reparación emocional). De esta forma, y mediante la comparación de los índices de ajuste de diferentes modelos, se concluye que la estructura teórica subyacente del TMMS-24 se refleja mejor a partir de un modelo bifactor.

Sin embargo, dichos estudios no han utilizado los indicadores adicionales recomendados por

la literatura (Domínguez-Lara y Rodríguez, 2017; Rodríguez *et al.*, 2016). Tal como señalan Rodríguez *et al.* (2016), bajo el supuesto de que las relaciones observadas entre las dimensiones se explicarían mejor ante la presencia de un factor general, deben incluirse indicadores adicionales que brinden información sobre la influencia del factor general sobre los ítems, en comparación con los factores específicos.

Por tanto, el objetivo de la presente investigación consistió en evaluar las propiedades psicométricas del TMMS-24 en una muestra de estudiantes universitarios argentinos. Particularmente, mediante análisis factorial confirmatorio se evaluarán diferentes soluciones (*ver sección Estrategia de análisis*), a fin de identificar cuál es la estructura factorial más idónea para la población en estudio. Posteriormente, se estimarán los índices de confiabilidad y se analizarán las diferencias según el sexo y la edad de los participantes. Finalmente, se obtendrá evidencia convergente y discriminante.

Método

Diseño

Se trata de un estudio de corte psicométrico-instrumental, según los criterios de clasificación propuestos por Ato *et al.* (2013).

Participantes

La muestra del estudio estuvo conformada por 374 participantes pertenecientes a distintas carreras universitarias de Buenos Aires (Argentina), que fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico e intencional. En relación con el sexo, el 85.6% de los estudiantes eran mujeres y el 14.4% varones. Las edades estuvieron comprendidas entre los 18 y 69 años ($M = 24.97$; $DE = 7.41$). Del total de la muestra, el 77.5% de los estudiantes cursaban sus estudios en instituciones públicas y el 22.5% en

instituciones privadas. Respecto al área de estudio, los participantes se encontraban distribuidos del siguiente modo: ciencias sociales (93.3%), tecnología (3.8%), ciencias naturales (2.4%) y arte-humanidades (0.5%). Respecto al nivel socioeconómico autopercebido, el 14.7% de los estudiantes refirió tener un nivel bajo, el 81% un nivel medio y el 4.3% un nivel alto.

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico

Se trata de un cuestionario autoadministrado construido *ad hoc* para obtener datos sociodemográficos de la muestra, tales como sexo, edad, carrera (área de conocimiento), lugar de residencia y nivel socioeconómico autopercebido.

Trait Meta-Mood Scale-24 (TMMS-24; Fernández-Berrocal et al., 2004)

Se trata de una medida de autoinforme que evalúa la IEA basada en el modelo de Salovey y Mayer (1990). Este cuestionario está conformado por 24 ítems con ocho reactivos por cada subescala: a) atención b) claridad y c) reparación. Las propiedades psicométricas de la versión española muestran que la consistencia interna es aceptable ($\alpha = .90$ para atención emocional; $\alpha = .90$ para claridad emocional y $\alpha = .86$ para reparación emocional) y la fiabilidad test-retest es adecuada (atención emocional = $.60$; claridad emocional = $.70$ y reparación emocional = $.83$). Los tres factores correlacionan de forma apropiada con variables criterio clásicas, tales como depresión, ansiedad, rumiación y satisfacción vital (Fernández-Berrocal et al., 2004).

Cuestionario de regulación emocional (ERQ; Gross y John, 2003; ERQ-A adaptación argentina: Andrés y Urquijo, 2011)

Consiste en un cuestionario que evalúa cómo la persona maneja y regula las emociones. Consta

de 10 ítems referidos a dos estrategias de regulación emocional: reevaluación cognitiva (hace referencia a cómo la persona interpreta y le da un significado a la situación o problemática por la que está atravesando) y supresión emocional (consiste en impedir las respuestas que permitan sentir la emoción) (Gross y John, 2003). Este instrumento fue validado en la ciudad de Mar del Plata (Argentina) y posee propiedades psicométricas adecuadas. Los valores alfa de Cronbach oscilan entre $\alpha = .75$ y $\alpha = .82$ para la dimensión reevaluación cognitiva, y entre $\alpha = .68$ y $\alpha = .76$ para la dimensión supresión emocional, con coeficientes test-retest de $=.69$ para ambas subescalas (Andrés y Urquijo, 2011).

Subescala intrapersonal del inventario de cociente emocional (EQ-i; Bar-On, 1997; adaptación argentina: Dupertuis et al., 1997; Regner, 2001)

Este inventario de autoinforme evalúa la inteligencia emocional desde un modelo mixto. Para este estudio solo se tomó las subescalas: autoconciencia emocional, asertividad, visión de sí mismo y actualización de sí mismo; las cuales componen la escala denominada "intrapersonal". Esta escala intrapersonal, que se compone de 33 ítems, evalúa la capacidad para captar y entender las propias emociones, sentimientos e ideas, a través de la evaluación de sí mismo (Bar-On, 1997). En su versión al español, el valor alfa de Cronbach para la escala es aceptable ($\alpha = .91$) (Dupertuis et al., 1997; Regner, 2001).

Procedimiento

Para la recolección de los datos se contactó con las autoridades de diferentes unidades académicas, se les explicó el objetivo del estudio y, en aquellas que se obtuvo la autorización correspondiente, se acudió a los profesores titulares de cada materia. Posteriormente, mediante un mensaje difundido por cada materia

en el campus virtual, se invitó a los estudiantes a participar del estudio. Nuevamente, se les explicó el objetivo del trabajo, la confidencialidad de los datos y se destacó la libre participación. Siguiendo los principios éticos vigentes, se les solicitó una firma digital del consentimiento informado como condición excluyente para participar del estudio. Una vez firmado, y dado que en un estudio anterior se verificó la equivalencia conceptual y lingüística de la versión española del TMMS-24 al contexto local y también se examinó la claridad y comprensión de la consigna y sus ítems (González *et al.*, 2020), se procedió a administrar dicha escala a los participantes, junto con los demás cuestionarios. Los estudiantes respondieron los protocolos de modo autoadministrado, a través de la plataforma Google Forms. Los datos fueron recabados en los meses de junio y julio de 2020. El procedimiento seguido ha contemplado las normativas profesionales internacionales para la adaptación y validación de tests usados en la práctica clínica e institucional (American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education, 2014) y, más específicamente, en investigación psicológica (International Test Commission, 2014).

Estrategia de análisis

Se utilizó el *software* SPSS versión 21 para evaluar el patrón de casos perdidos, considerando los ítems de cada instrumento. Se calculó la media, desviación típica, asimetría y curtosis. Como criterio para evaluar los índices de asimetría y curtosis, se consideró como excelentes valores entre ± 1.00 y como adecuados valores inferiores a ± 2.00 (George y Mallery, 2016). Se identificaron casos atípicos univariados, mediante el cálculo de puntuaciones Z para cada variable (puntuaciones $Z > \pm 3.29$ fueron consideradas atípicas), y multivariada mediante la prueba de distancia de Mahalanobis ($p < .001$; Tabachnick y Fidell, 2013).

Para evaluar la estructura interna del TMMS-24 se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) mediante el *software* estadístico Mplus versión 6.12 (Muthén y Muthén, 2010). Aunque recientes estudios destacan que una estructura bifactor resulta más adecuada (Blasco-Belled *et al.*, 2019; Tejada-Gallardo *et al.*, 2020), en este estudio se evaluaron diferentes soluciones factoriales. A saber, un factor general compuesto por los 24 ítems como indicadores (modelo 1); tres factores oblicuos (atención, claridad y reparación emocional) con sus respectivos indicadores (modelo 2); y un modelo bifactor (modelo 3). Los parámetros fueron estimados con el método de mínimos cuadrados ponderados robusto (WLSMV), considerado el más adecuado cuando se trata con datos categóricos (escalas Likert, por ejemplo; Flora y Curran, 2004). Para evaluar la adecuación del modelo se utilizaron múltiples índices de ajuste: chi-Cuadrado (χ^2), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), y la ponderada media cuadrática residual (WRMR). Los valores entre .90 y .95 o superiores para el CFI y TLI son considerados como ajustes aceptables a excelentes; se esperan valores entre .05 y .08 para el RMSEA, y valores menores a 1.00 para WRMR (Yu y Muthén, 2002).

Como recomienda la literatura (Domínguez-Lara y Rodríguez, 2017; Rodríguez *et al.*, 2016), en los modelos bifactor se requiere de ciertos indicadores adicionales para analizar la contribución del factor general (FG) y de los factores específicos (FE). Para estimar la proporción de varianza en las puntuaciones totales que puede atribuirse al FG, se utilizó el omega jerárquico (ω_H ; Zinbarg *et al.*, 2006). Magnitudes $\geq .70$ indicarían parcialmente la existencia de una estructura unidimensional (Reise *et al.*, 2013). De similar modo, se estimó el omega jerárquico subescala (ω_{HS} ; Zinbarg *et al.*, 2006) para estimar la fiabilidad de las puntuaciones de los FE, luego de controlar la varianza del

FG. Valores $\omega_{H_s} \geq .30$ podrían considerarse como significativas (Smits *et al.*, 2015). Una dificultad del índice omega (ω_H y ω_{H_s}) reside en su falta de discriminación de la varianza atribuible al FG y los diferentes FE. Para ello, se estimó la varianza común explicada (ECV, por sus siglas en inglés; Stucky y Edelen, 2015), que permite identificar la unidimensionalidad relacionada con la fuerza del FG. Valores inferiores a .70 refiere a una medida multidimensional, mientras que índices superiores a .85 deben considerarse esencialmente unidimensional. De forma conjunta con el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC, por sus siglas en inglés), contribuye a decidir si los datos son esencialmente unidimensionales, de modo que el ajuste de un modelo de variable latente unidimensional no conduzca a estimaciones de parámetros sesgados. El PUC muestra el porcentaje de correlaciones que informan directamente sobre el FG. Siguiendo las sugerencias de diferentes estudios (Bonifay *et al.*, 2015; Reise *et al.*, 2013), si ECV y PUC son $> .70$, o si PUC presenta un coeficiente elevado ($> .80$), y ECV y ω_H magnitudes de $> .60$ y $\geq .70$, respectivamente, constituyen indicadores favorables de la unidimensionalidad. A nivel de los ítems, se utilizó el ECV-I (Stucky *et al.*, 2013). Este coeficiente indica qué porcentaje de la varianza verdadera de cada ítem es explicada por el FG. Valores $\geq .80$ indican una influencia significativa del FG (Stucky y Edelen, 2015).

La confiabilidad fue estimada mediante el coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999), el cual evalúa cómo una variable latente es representada por un conjunto de ítems. Valores $> .70$ sugieren una variable latente adecuadamente definida por sus indicadores (Hancock y Mueller, 2005).

Por otro lado, respecto a las variables sociodemográficas, se analizó la existencia de diferencias en las subescalas según sexo mediante una prueba *t* de Student. Adicionalmente, se

estimó el tamaño del efecto mediante el estadístico *d* de Cohen. Para su interpretación se consideró valores pequeños ($d = .20$), medianos ($d = .50$) y grandes ($d = .80$; Cohen, 1988). Por último, se realizaron una serie de correlaciones bivariadas mediante el coeficiente de Pearson con el fin de examinar la relación del TMMS-24 respecto a la edad y las escalas del EQ-i y el ERQ-A (validez convergente y discriminante, respectivamente). Como criterio para evaluar el tamaño del efecto de las correlaciones se consideró las indicaciones de Cohen (1988) para la interpretación de la magnitud de tamaños del efecto (pequeños, $r = .10$ a $.23$; medio, $r = .24$ a $.36$, y grande, $r = .37$).

Asimismo, se analizó la posible relación con la edad por medio de correlaciones bivariadas de Pearson. Se correlacionaron las subescalas del TMMS-24 entre sí. Por último, con el objetivo de aportar evidencias de validez convergente y discriminante, se realizaron correlaciones bivariadas de Pearson entre las subescalas del TMMS-24, el EQ-i y el ERQ-A.

Resultados

Análisis preliminar de los datos

No se reportaron casos perdidos debido a que los protocolos fueron completados mediante una plataforma virtual que recordaba a los participantes si algún ítem quedaba sin responder. Respecto a la asimetría, se observó que 19 ítems presentaron valores entre ± 1.00 , cuatro ítems presentaron valores entre ± 2.00 y solo un ítem presentó un valor $> \pm 2.00$. En cuanto a la curtosis, 20 ítems presentaron valores entre ± 1.00 , un ítem presentó valores entre ± 2.00 , y tres ítems presentaron valores $> \pm 2.00$ (ver tabla 1). Si bien se identificaron 23 casos atípicos univariados y 17 casos multivariados, se decidió retenerlos con el objetivo de no limitar la generalización de los resultados.

TABLA 1. Estadísticos descriptivos de los ítems del TMMS-24

| | Media | DT | Asimetría | Curtosis |
|---------|-------|------|-----------|----------|
| Ítem 1 | 4.26 | 0.88 | -1.36 | 1.81 |
| Ítem 2 | 4.12 | 0.94 | -0.93 | 0.18 |
| Ítem 3 | 4.02 | 1.04 | -1.07 | 0.63 |
| Ítem 4 | 4.51 | 0.85 | -2.01 | 3.88 |
| Ítem 5 | 3.60 | 1.10 | -0.64 | -0.23 |
| Ítem 6 | 3.20 | 1.11 | -0.36 | -0.66 |
| Ítem 7 | 3.91 | 0.94 | -0.82 | 0.43 |
| Ítem 8 | 3.93 | 0.96 | -0.84 | 0.35 |
| Ítem 9 | 3.42 | 1.06 | -0.43 | -0.56 |
| Ítem 10 | 3.60 | 1.04 | -0.60 | -0.31 |
| Ítem 11 | 3.51 | 1.07 | -0.45 | -0.56 |
| Ítem 12 | 4.01 | 0.85 | -0.93 | 0.84 |
| Ítem 13 | 4.07 | 0.77 | -1.07 | 2.09 |
| Ítem 14 | 3.17 | 1.12 | -0.38 | -0.79 |
| Ítem 15 | 3.81 | 1.00 | -0.94 | 0.61 |
| Ítem 16 | 3.84 | 0.93 | -0.84 | 0.60 |
| Ítem 17 | 3.48 | 1.19 | -0.54 | -0.62 |
| Ítem 18 | 3.39 | 1.14 | -0.32 | -0.78 |
| Ítem 19 | 2.59 | 1.15 | 0.26 | -0.82 |
| Ítem 20 | 3.39 | 1.16 | -0.31 | -0.90 |
| Ítem 21 | 3.71 | 1.07 | -0.76 | 0.01 |
| Ítem 22 | 3.86 | 0.96 | -0.80 | 0.65 |
| Ítem 23 | 4.52 | 0.76 | -1.73 | 3.09 |
| Ítem 24 | 3.48 | 1.09 | -0.44 | -0.44 |

Nota. DT: desviación típica.

Evidencias de validez basada en la estructura interna: análisis factorial confirmatorio

Los resultados del modelo unidimensional no indicaron un ajuste adecuado a los datos ($X^2 = 3214.819$, $GL = 252$, $CFI = .670$, $TLI = .638$, $RMSEA [90\% IC] = .177$; $[-.172, .183]$, $WRMR = 3.725$). Los pesos de regresión estandarizados ($p \leq .05$) oscilaron entre $.069$ y $.845$. Particularmente, tres ítems (5, 23 y 24) presentaron cargas factoriales menores a $.30$. Por tanto, se procedió a retirarlos y realizar nuevamente el análisis. A pesar de ello, los resultados no indicaron un ajuste adecuado ($X^2 = 2949.579$, $GL = 189$, $CFI = .685$, $TLI = .650$, $RMSEA [90\% IC]$

$= .198$; $[-.191, .204]$, $WRMR = 3.920$). Los pesos de regresión estandarizados ($p \leq .05$) oscilaron entre $.418$ y $.843$.

Por su parte, el modelo oblicuo (tres factores correlacionados con sus respectivos indicadores) presentó un ajuste adecuado a los datos ($X^2 = 803.354$, $GL = 249$, $CFI .938$, $TLI .931$, $RMSEA [90\% IC] = .077$; $[-.071, .083]$, $WRMR 1.527$). Los pesos de regresión estandarizados ($p \leq .05$) para el factor atención emocional oscilaron entre $.303$ y $.857$, para claridad emocional entre $.539$ a $.844$, y para reparación emocional entre $.360$ a $.920$. Respecto a los factores, se observaron correlaciones directas, con un tamaño del efecto débil (atención-reparación) y medio (atención-claridad; claridad-reparación). El tercer modelo (bifactor) evidenció un ajuste satisfactorio a los datos ($X^2 = 422.593$, $GL = 228$, $CFI = .978$, $TLI = .974$, $RMSEA [90\% IC] = .048$; $[-.041, .055]$, $WRMR = .945$). Los pesos de regresión estandarizados ($p \leq .05$) para el factor atención oscilaron entre $.439$ y $.799$, para claridad entre $-.015$ a $.726$, y para reparación entre $.234$ a $.858$ (ver tabla 2 en página siguiente).

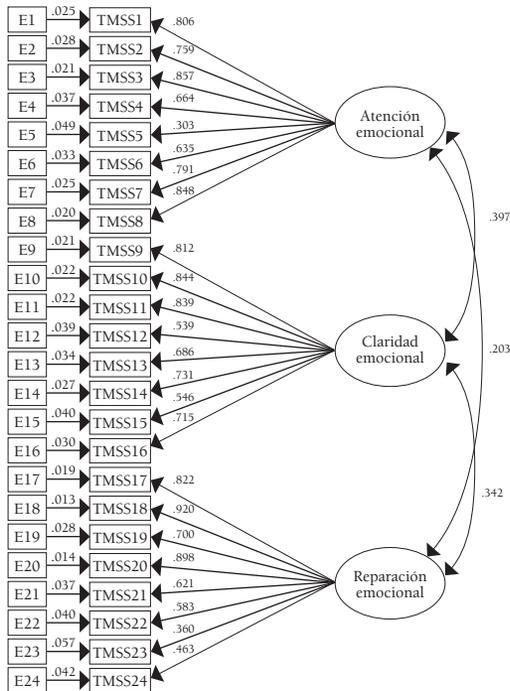
A pesar de que los índices de ajuste del modelo bifactor fueron satisfactorios, los estadísticos adicionales indican que el 57% de la varianza total es atribuible al FG ($\omega_H = .57$), mientras que el ω_{H_s} indicó que los factores específicos (atención emocional = $.73$; claridad emocional = $.30$ y reparación emocional = $.69$) proveen información sustancial ($\geq .30$). Por su parte, la cantidad de varianza común explicada estuvo por debajo del punto de corte establecido ($ECV_{total} = .36$; $PUC = .70$) y, a nivel de los ítems, se observó que estos son influidos en mayor medida por sus respectivos FE que por el FG ($ECV-I_{promedio} = .39$). Respecto a la confiabilidad, se observaron valores adecuados tanto para el FG como los FE ($H_{FG\ general} = .87$; $H_{h\ Atención\ Emocional} = .87$; $H_{h\ Claridad\ Emocional} = .75$; $H_{h\ Reparación\ Emocional} = .89$). Conforme a estos resultados y de acuerdo a los modelos evaluados en el presente estudio, el que presenta mayor respaldo es el modelo de tres factores oblicuos (ver figura 1).

TABLA 2. Coeficientes de regresión estandarizados: modelo unidimensional, oblicuo y bifactor del TMMS-24

| | Modelo | | | | | | |
|-----------------------------|----------------|---------|------|-------|----------|------|-------|
| | Unidimensional | Oblicuo | | | Bifactor | | |
| | | F1 | F2 | F3 | FG | FE | ECV-I |
| Atención emocional | | | | | | | |
| Ítem 1 | .681 | .806 | | .476 | .636 | .359 | |
| Ítem 2 | .550 | .759 | | .227 | .799 | .075 | |
| Ítem 3 | .720 | .857 | | .519 | .665 | .379 | |
| Ítem 4 | .535 | .664 | | .482 | .439 | .547 | |
| Ítem 5 | - | .303 | | -.134 | .572 | .052 | |
| Ítem 6 | .423 | .635 | | .182 | .676 | .068 | |
| Ítem 7 | .628 | .791 | | .367 | .712 | .210 | |
| Ítem 8 | .716 | .848 | | .484 | .682 | .335 | |
| Claridad emocional | | | | | | | |
| Ítem 9 | .698 | .812 | | .486 | .726 | .309 | |
| Ítem 10 | .741 | .844 | | .574 | .639 | .447 | |
| Ítem 11 | .749 | .839 | | .594 | .607 | .489 | |
| Ítem 12 | .418 | .539 | | .370 | .453 | .400 | |
| Ítem 13 | .563 | .686 | | .618 | .302 | .807 | |
| Ítem 14 | .604 | .731 | | .663 | .309 | .822 | |
| Ítem 15 | .456 | .546 | | .641 | -.015 | .999 | |
| Ítem 16 | .585 | .715 | | .681 | .254 | .878 | |
| Reparación emocional | | | | | | | |
| Ítem 17 | .683 | | .822 | .300 | .775 | .130 | |
| Ítem 18 | .843 | | .920 | .341 | .858 | .136 | |
| Ítem 19 | .513 | | .700 | .213 | .694 | .086 | |
| Ítem 20 | .796 | | .898 | .329 | .842 | .132 | |
| Ítem 21 | .452 | | .621 | .401 | .467 | .424 | |
| Ítem 22 | .436 | | .583 | .445 | .354 | .612 | |
| Ítem 23 | - | | .360 | .250 | .234 | .533 | |
| Ítem 24 | - | | .463 | .164 | .454 | .115 | |
| F1 | | 1 | .397 | .203 | | | |
| F2 | | | 1 | .342 | | | |
| F3 | | | | 1 | | | |

Nota: F1=atención emocional; F2=claridad emocional; F3=reparación emocional; FG=inteligencia emocional; ECV-I= porcentaje de la varianza verdadera de cada ítem explicada por el FG.

FIGURA 1. Análisis factorial confirmatorio. Modelo oblicuo (tres factores correlacionados con sus respectivos indicadores) del TMMS-24



Nota: todos los coeficientes fueron significativos ($p < .01$) y todos los ítems cargaron en su respectivo factor.

Consistencia interna

Para el modelo oblicuo de tres factores, los valores obtenidos fueron satisfactorios (atención emocional $\omega = .895$; claridad emocional $\omega = .895$; reparación emocional $\omega = .875$).

Relación con características sociodemográficas

Una vez corroborados los supuestos de normalidad y homocedasticidad mediante las pruebas de Kolmogorov-Smirnov y Levene se procedió a realizar la prueba *t*. Los resultados indicaron que las mujeres presentaron mayores niveles de atención emocional ($M_{muj} = 31.88$, $DT_{muj} = 5.54$; $M_{hom} = 29.59$, $DT_{hom} = 5.65$; $t(372) = -2.80$,

$p = .005$) con un tamaño del efecto moderado ($d = -.40$), mientras que los hombres evidenciaron un mayor nivel de claridad emocional ($M_{muj} = 29.18$, $DT_{muj} = 5.72$; $M_{hom} = 30.89$, $DT_{hom} = 4.50$; $t(372) = 2.09$, $p = .015$) con un tamaño del efecto también pequeño ($d = .22$). No se observaron diferencias entre ambos sexos en la subescala de reparación emocional. En cuanto a la variable edad, se observaron correlaciones significativas y de efecto medio con claridad emocional ($r = .25$, $p < .001$) y pequeño con reparación emocional ($r = .20$, $p < .001$).

Evidencias de validez convergente y discriminante

Con respecto a la validez convergente, se observó una correlación directa y de efecto grande entre el puntaje total del TMMS-24 y el EQ-i ($r = .480$, $p < .001$, efecto grande). Respecto a las subescalas de claridad y reparación emocional se observaron correlaciones positivas y de efecto medio a grande. En líneas generales, reparación emocional presentó un efecto grande respecto a visión de sí, actualización y con el puntaje total del EQ-i. Del mismo modo, claridad emocional evidenció el mismo tamaño respecto a autoconciencia, visión de sí, y el puntaje total del EQ-i. En menor magnitud, la relación entre reparación emocional, autoconciencia y asertividad indicaron un efecto medio. Por su parte, claridad emocional evidenció un efecto medio con asertividad y actualización. La subescala de atención emocional correlacionó de forma significativa y positiva con la subescala de autoconciencia (efecto medio) y de forma negativa con la subescala de visión de sí (efecto pequeño; ver tabla 3). No se observaron correlaciones significativas entre atención emocional, asertividad y el puntaje total del EQ-i.

En cuanto a la validez discriminante, en la tabla 4, se puede observar que todas las correlaciones entre las subescalas del TMMS-24 y del ERQ-A (excepto reparación emocional/supresión emocional) resultaron ser significativas y coherentes en

TABLA 3. Correlaciones entre las subescalas del TMMS-24 y la subescala Intrapersonal del EQ-i

| | | EQ-i | | | | |
|---------|-------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| | | Autoconciencia | Asertividad | Visión de sí | Actualización | Total |
| TMMS-24 | AE | .314 [~] | -.089 | -.108 [~] | -.054 | .017 |
| | CE | .630 [~] | .367 [~] | .374 [~] | .343 [~] | .526 [~] |
| | RE | .317 [~] | .256 [~] | .474 [~] | .438 [~] | .467 [~] |
| | Total | - | - | - | - | .480 [~] |

Nota: [~]p < .05; [~] p < .01. AE = atención emocional; CE = claridad emocional, RE = Reparación emocional.

términos teóricos, dado que se observan relaciones directas con la dimensión reevaluación cognitiva e inversas con la dimensión supresión emocional. Particularmente se observó un efecto grande entre reparación emocional y reevaluación cognitiva, mientras que la subescala de claridad emocional presentó un efecto medio con reevaluación cognitiva y supresión emocional. Del mismo modo, las subescalas del ERQ-A presentaron un efecto pequeño con la subescala de atención emocional.

TABLA 4. Correlaciones entre las subescalas del TMMS-24 y del ERQ-A

| | | ERQ-A | |
|---------|----|------------------------|---------------------|
| | | Reevaluación cognitiva | Supresión emocional |
| TMMS-24 | AE | .131 [*] | -.164 ^{**} |
| | CE | .286 ^{**} | -.241 ^{**} |
| | RE | .625 ^{**} | -.062 |

Nota: ^{*}p < .05; ^{**} p < .01; AE = atención emocional; CE = claridad emocional; RE = reparación emocional.

Discusión y conclusiones

En relación con la validez basada en la estructura interna del instrumento, se evaluaron diferentes soluciones factoriales. Los resultados del modelo unidimensional no indicaron un ajuste adecuado a los datos. Si bien el modelo

bifactor evidenció índices de ajuste satisfactorios, los indicadores adicionales mostraron que el 57% de la varianza total es atribuible al FG, mientras que el ω_{Hs} indicó que los factores específicos proveen información sustancial ($\geq .30$). Asimismo, la cantidad de varianza común explicada estuvo por debajo del punto de corte establecido y, a nivel de los ítems, se observó que estos son influidos en mayor medida por sus respectivos FE que por el FG. Por su parte, el modelo oblicuo (tres factores correlacionados con sus respectivos indicadores) presentó un ajuste adecuado a los datos, por lo que es el modelo que presenta mayor respaldo.

Estos resultados, que evidencian una estructura de tres factores (atención, claridad y reparación emocional), no solo concuerdan con los reportados por Salovey *et al.* (1995) en la versión original de la escala y con los de la versión española (Fernández-Berrocal *et al.*, 2004), sino también con lo hallado en gran cantidad de estudios de validación de la escala (Delhom *et al.*, 2017; González *et al.*, 2020; Mikulic *et al.*, 2017; Sousa, 2019).

En relación con la confiabilidad del TMMS-24, los valores obtenidos en el presente estudio fueron satisfactorios para las tres subescalas, superando el punto de corte de .75. Estos resultados son semejantes a los reportados en la mayoría de los estudios antecedentes sobre el tema (Delhom *et al.*, 2017; Fernández-Berrocal *et al.*,

2004; Salguero *et al.*, 2010; Salovey *et al.*, 1995; Sousa, 2019; Zúñiga *et al.*, 2019).

Respecto a las características sociodemográficas, los resultados de este estudio mostraron diferencias estadísticamente significativas en función del sexo en atención emocional (siendo las mujeres las que reportan puntuaciones más elevadas) y en claridad emocional (arrojando los hombres mayores puntajes), aunque la magnitud de la diferencia es entre moderada y pequeña. De esta manera, en el contexto local, las mujeres presentarían una mayor tendencia a prestar atención a sus emociones, así como a las sensaciones fisiológicas y cognitivas que estas conllevan, mientras que los hombres presentarían mayor claridad al experimentar sus sentimientos, discriminando y etiquetando las emociones, y reconociendo en qué categorías se agrupan los sentimientos, lo cual coincide con estudios previos (Garaigordobil, 2020; Gómez-Núñez *et al.*, 2018; Gorostiaga *et al.*, 2011; Salguero *et al.*, 2010).

Sin embargo, es preciso tener en consideración que en la versión española (como en otros estudios) no se obtuvieron diferencias significativas en ninguna de las tres subescalas según sexo (Brackett *et al.*, 2006; Fernández-Berrocal *et al.*, 2004). De esta manera, considerando que distintas investigaciones muestran discrepancias en relación con este aspecto (Garaigordobil, 2020; Joseph y Newman, 2010), sería interesante examinar la influencia de otras variables, tales como la identidad de género (Gartzia *et al.*, 2012).

Por otro lado, el presente estudio mostró que la edad de los participantes se encuentra asociada con la IEA, solo en el caso de claridad y reparación emocional. Este resultado es esperable, ya que se supone que la IE presentaría un curso similar al de otros tipos de inteligencia. Es decir, a mayor edad, mayor desarrollo cognitivo y experiencia social y, consecuentemente, mayor desarrollo de la IE (Mayer *et al.*, 1999; Garaigordobil, 2020; Gómez-Núñez *et al.*, 2018). Sin

embargo, dado que algunos trabajos no reportaron asociación con la edad (Fernández-Berrocal *et al.*, 2004; Gorostiaga *et al.*, 2011; Salguero *et al.*, 2010), sería interesante ampliar el estudio de este punto a partir de investigaciones que utilicen un diseño de tipo longitudinal.

Respecto a las evidencias de validez basada en la relación con otras variables, se observó que la puntuación total de la subescala Intrapersonal del EQI presenta correlaciones significativas, directas y de intensidad moderada con la puntuación total del TMMS-24, así como también con las subescalas claridad y reparación, no sucediendo esto con atención emocional.

Esto mismo fue evidenciado en el estudio realizado por López-Zafra *et al.* (2014), quienes sostienen que esto podría deberse a que en la dimensión intrapersonal se incluyen no solo ítems relativos al autoconocimiento personal y autoconciencia emocional (directamente relacionados con la atención emocional), sino también ítems que valoran, por ejemplo, la asertividad (habilidad vinculada con una dimensión interpersonal). Precisamente, se observa que atención emocional correlaciona de forma significativa con autoconciencia. Ambas subescalas evalúan la atención progresiva, discriminación y reconocimiento de los estados emocionales internos. Por su parte, claridad y reparación emocional correlacionan de forma directa con todas las subescalas intrapersonales.

Por último, todas correlaciones entre las subescalas del TMMS-24 y las subescalas de ERQ-A fueron inferiores a .60 (excepto por reparación/reevaluación) por lo que se podría inferir que ambos constructos son independientes (Martínez-Arias, 1996; Mestre-Navas y Guil-Bozal, 2006). La correlación entre reparación emocional/reevaluación cognitiva, que resultó ser moderada (lo cual coincide con el estudio de Cabello *et al.*, 2013), permitiría pensar que reparación emocional estaría evaluando estrategias de regulación emocional orientadas a la reevaluación cognitiva, es decir, a un cambio cognitivo que

ocurre antes de la generación de la emoción y que la modifica impactando en la situación (Gross y John, 2003).

Existen algunas limitaciones que deben tenerse en cuenta para la interpretación y generalización de los resultados de esta investigación. En primer lugar, cabe considerar que se trató de una muestra incidental conformada únicamente por estudiantes universitarios y, a su vez, contó con una mayor proporción de mujeres. En este sentido, los resultados respecto a las diferencias de sexo no son concluyentes, destacando la necesidad que futuros estudios equiparen la proporción de estudiantes de sexo masculino.

En segundo lugar, en la literatura existe cierto recelo en cuanto a la recolección de datos de manera *online*, debido a la imposibilidad de trabajar con muestras representativas y posibles sesgos en los resultados (Göriz, 2006). Sin

embargo, también se destacan una serie de ventajas, como el bajo costo, la posibilidad de obtener un amplio número de respuestas e inclusive una mayor sinceridad de los entrevistados (Fricker *et al.*, 2005; Roztocki, 2001), aspectos que producen un paulatino aumento de esta modalidad de recolección de datos, impulsado actualmente por las restricciones impuestas por la pandemia. En este sentido, se deberían desarrollar nuevos estudios tendentes a recabar información tanto de forma *online* como presencial para comparar su equivalencia.

En tercer lugar, se requiere de estudios psicométricos adicionales tendentes a examinar la estabilidad del instrumento y su poder predictivo. No obstante, a partir de los datos obtenidos en este estudio se puede concluir que la escala TMMS-24 en su versión argentina es una medida válida y confiable para evaluar la IEA en la población universitaria de Buenos Aires, Argentina.

Referencias bibliográficas

- Aksöz, İ., Bugay, A. y Erdur-Baker, Ö. (2010). Turkish adaptation of the trait meta-mood scale. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2(2), 2642-2646. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.03.387>
- American Educational Research Association [AERA], American Psychological Association [APA] y National Council on Measurement in Education [NCME] (2014). *Standards for educational and psychological testing*. AERA.
- Andrés, M. L. y Urquijo, S. (2011). *Cuestionario de Regulación Emocional*. Traducción y adaptación rioplatense para la Argentina Revisado (CRE-AR). CIMEPB - UNMP - CONICET.
- Ato, M., López, J. J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en Psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059.
- Barna, J. y Brott P. (2001). How important is personal/social development to academic achievement? *The Elementary School Counselor's Perspective Professional School Counseling*, 14(3), 242-250.
- Bar-On R. (1997). *BarOn Emotional Quotient Inventory: Technical Manual*. Multi-Health Systems.
- Blasco-Belled, A., Rogoza, R., Torrelles-Nadal, C. y Alsinet, C. (2019). Emotional intelligence structure and its relationship with life satisfaction and happiness: New findings from the bifactor model. *Journal of Happiness Studies*, 1-19. <https://doi.org/10.1007/s10902-019-00167-x>
- Bonifay, W. E., Reise, S. P., Scheines, R. y Meijer, R. R. (2015). When are multidimensional data unidimensional enough for structural equation modeling? An evaluation of the DETECT multidimensionality index. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 22(4), 504-516. <http://dx.doi.org/10.1080/10705511.2014.938596>

- Bourdier, L. y Ringuenet, D. (2016). Propriétés psychométriques de la version française d'une échelle de mesure de l'intelligence émotionnelle perçue: la Trait Meta-Mood Scale (TMMS). *Canadian Journal of Psychiatry*, 61(10), 1-11. <https://doi.org/10.1177/0706743716639936>
- Brackett, M. A., Rivers, S. E., Shiffman, S., Lerner, N. y Salovey, P. (2006). Relating emotional abilities to social functioning: a comparison of self-report and performance measures of emotional intelligence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91(4), 780-795.
- Brito-Costa, S., Castro, F. V., Moisaio, A., Alberty, A., De Almeida, H. y Fernández, M. I. R. (2016). Psychometric properties of Portuguese version of trait meta-mood scale (TMMS24). *International Journal of Developmental and Educational Psychology INFAD Revista de Psicología*, 2(1), 133-142. <http://dx.doi.org/10.17060/ijodaep.2016.n1.v2.296>
- Cabello, R., Salguero, J. M., Fernández-Berrocal, P. y Gross, J. J. (2013). A Spanish adaptation of the emotion regulation questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, 29(4), 234-240. <http://dx.doi.org/10.1027/1015-5759/a000150>
- Celada, V. L. (2020). Acerca de las causas de deserción universitaria en Argentina a principios del siglo XXI, de las políticas implementadas y nuevas propuestas de retención de población estudiantil. *Revista Científica de UCES*, 25(2), 33-54.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Delhom, I., Gutiérrez, 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), 1327-1334. <https://doi.org/10.1017/S1041610217000722>
- Domínguez-Lara, S. y Rodríguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Dupertuis, D. G., Moreno, E. J. y Rodino, M. (1997). *Inventario de cociente emocional (EQ-i)* (3.^a ed.). Manuscrito no publicado.
- Extremera-Pacheco, N. y Fernández-Berrocal, P. (2005). 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.
- Extremera-Pacheco, N. E., Rey, L. y Sánchez-Álvarez, N. (2019). Validation of the Spanish version of the Wong Law emotional intelligence scale (WLEIS-S). *Psicothema*, 31(1), 94-100. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.147>
- Fernández-Berrocal, P., Extremera-Pacheco, N. y Ramos, N. (2004). Validity and reliability of the Spanish modified version of the Trait Meta-Mood Scale. *Psychological Reports*, 94(3), 751-755.
- Fernández-Berrocal, P., Ruiz-Aranda, D., Salguero, J. M., Palomera, R. M. y Extremera-Pacheco, N. (2018). The relationship of botín foundation's emotional intelligence test (TIEFBA) with personal and scholar adjustment of spanish adolescents. *Revista de Psicodidáctica*, 23(1), 1-8.
- Flora, D. B. y Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. <http://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Fricke, S., Galesic, M., Tourangeau, R. y Yan, T. (2005). An experimental comparison of web and telephone surveys. *Public Opinion Quarterly*, 69(3), 370-392.
- Garaigordobil-Landazabal, M. (2020). Intrapersonal emotional intelligence during adolescence: sex differences, connection with other variables, and predictors. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 10, 899-914. <http://doi.org/10.3390/ejihpe10030064>
- Gartzia, L., Aritzeta, A., Balluerka, N. y Barberá, E. (2012). Inteligencia emocional y género: más allá de las diferencias sexuales. *Anales de Psicología*, 28(2), 567-575. <http://doi.org/10.6018/analesps.28.2.124111>

- George, D. y Mallery, M. (2016). *IBM SPSS statistics 23 step by step a simple guide and reference* (14th Edition). Allyn and Bacon.
- 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. <https://doi.org/10.1080/09638237.2017.1340621>
- 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*, 1-7. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1505730>
- González, R., Custodio, J. B. y Abal, F. J. P. (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>
- Göriz, A. S. (2006). Incentives in web studies: Methodological issues and a review. *International Journal of Internet Science*, 1(1), 58-70.
- Gorostiaga, A., Balluerka, N., Aritzeta, A., Haranburu, M. y Alonso-Arbiol, I. (2011). Measuring perceived emotional intelligence in adolescent population: Validation of the Short Trait Meta-Mood Scale (TMMS-23). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 11(3), 523-537.
- Gross, J. J. y John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Hancock, G. R. y Mueller, R. O. (2005). *Structural equation modeling. A first course*. Information Age Publishing Inc.
- International Test Commission (2014). *ITC Statement on the Use of Tests and Other Assessment Instruments for Research Purposes*.
- 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. <https://doi.org/10.1037/a0017286>
- Li, C., Yan, J., Yin, X. y Wu, Z. (2002). A primary study of the application of the Trait Meta-Mood Scale in military medical students. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 10, 202-203.
- Limonero, J., Aradilla, A., Fernández-Castro, J., Tomás-Sábado, J. y Gómez-Romero, M. J. (2011). Estructura factorial de la Trait Meta Mood State-24 adaptada al catalán. *Inteligencia Emocional*, 20, 49-53.
- López, R. S., Maciá, C. G. y Juan, M. V. (2018). Inteligencia emocional en alumnado de formación profesional. Diferencias en función del curso, del género y de la edad. *Educar*, 54(1), 229-245. <https://doi.org/10.5565/rev/educar.797>
- López-Zafra, E., Pulido, M. y Berrios, P. (2014). EQI-versión corta (EQI-C) Adaptación y validación al español del EQ-i en universitarios. *Boletín de Psicología*, 110, 21-36.
- MacCann, C., Jiang, Y., Brown, L. E., Double, K. S., Bucich, M. y Minbashian, A. (2020). Emotional intelligence predicts academic performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 146(2), 150. <http://dx.doi.org/10.1037/bul0000219.supp>
- Martínez-Arias, R. (1996). *Psicometría. Teoría de los tests psicológicos y educativos*. Síntesis.
- Mayer, J. D., Caruso, D. R. y Salovey, P. (1999). Emotional intelligence meets traditional standards for an intelligence. *Intelligence*, 27(4), 267-298. [https://doi.org/10.1016/S0160-2896\(99\)00016-1](https://doi.org/10.1016/S0160-2896(99)00016-1)
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Merchán-Clavellino, A., Morales-Sánchez, L., Martínez-García, C. y Gil-Olarte, P. (2018). Valor predictivo de la inteligencia emocional rasgo en los estados afectivos: una comparación de género. *International Journal of Developmental and Educational Psychology INFAD Revista de Psicología*, 1(1), 137-146.

- Mestre-Navas, J. M. y Guil-Bozal, R. (2006). Medidas de ejecución versus medidas de autoinformes de inteligencia emocional. *Ansiedad y Estrés*, 12(2-3), 413-425.
- Mikulic, I. M., Crespi, M., Caballero, R. Y., Aruanno, Y. y Paolo, A. M. (29 de noviembre-2 de diciembre de 2017). *Adaptación y validación del Trait Meta-Mood Scale (tmms-48) para su uso en adultos de Buenos Aires*. IX Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología. XXIV Jornadas de Investigación. XIII Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR, Buenos Aires, Argentina. <http://jimemorias.psi.uba.ar/index.aspx?anio=2017>
- Muthén, L. K. y Muthén, B. (2010). *Mplus 6.0*. Muthén & Muthén.
- Otto, J. H., Doring-Seipel, E., Grebe, M. y Lantermann, E. D. (2001). Development of a questionnaire for measuring perceived emotional intelligence: Attention to, clarity, and repair of emotions. *Diagnostica*, 47(4), 178-187.
- 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.
- Pedrosa, I., Suárez-Álvarez, J., Lozano, L. M., Muñoz, 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. <http://dx.doi.org/10.1177/0734282914539238>
- Regner, E. (2001). *Evaluación de la inteligencia emocional: su relación con las capacidades cognitivas y con la personalidad* [tesis de licenciatura, Universidad Adventista del Plata, Libertador San Martín de Argentina].
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F. y Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Rincón, R. A. y Rodríguez, Á. P. A. (2018). Validez y confiabilidad de la escala rasgo de metaconocimiento emocional (TMMS-24) en profesores universitarios. *Revista Lebre*, 10, 61-72. <https://doi.org/10.15332/rl.v0i10.2197>
- Rodríguez, A., Reise, S. P. y Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rodríguez, J., Sánchez, R. F., Ochoa, L. M., Cruz, I. A. y Fonseca, R. T. (2019). Niveles de inteligencia emocional según género de estudiantes en la educación superior. *Revista Espacios*, 40(31).
- Roztock, N. (2001). *Using internet-based surveys for academic research: opportunities and problems*. Proceedings of the 2001 American Society of Engineering Management (ASEM) National Conference, pp. 290-295.
- 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: An International Journal*, 38(9), 1197-1209. <https://doi.org/10.2224/sbp.2010.38.9.1197>
- Salovey, P. y Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3), 185-211. <https://doi.org/10.1.1.385.4383yrep=replytype=pdf>
- 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 (ed.), *Emotion, Disclosure y Health* (pp. 125-154). American Psychological Association. <http://dx.doi.org/10.1037/10182-006>
- Smits, I. A. M., Timmerman, M. E., Barelds, D. P. H. y Meijer, R. R. (2015). The Dutch Symptom Checklist-90-Revised. Is the use of the subscales justified? *European Journal of Psychological Assessment*, 31, 263-271. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000233>

- Sousa, B. C. A. D. (2019). Validação da Trait Meta-Mood Scale-24: Estudo com estudantes universitários [Master's thesis, Universidade Portucalense]. <http://repositorio.uportu.pt/xmlui/handle/11328/2947>
- Stucky, B. D. y Edelen, M. O. (2015). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. En S. P. Reise y D. A. Revicki (eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (pp. 183-206). Routledge.
- Stucky, B. D., Thissen, D. y Edelen, M. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, 37(1), 41-57. <https://doi.org/10.1177/0146621612462759>
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson Education.
- Tejada-Gallardo, C., Blasco-Belled, A., Torrelles-Nadal, C. y Alsinet, C. (2020). How does emotional intelligence predict happiness, optimism, and pessimism in adolescence? Investigating the relationship from the bifactor model. *Current Psychology*, 1-11. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01061-z>
- 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. <https://doi.org/10.1177/0734282914552052>
- Villacreces, J. A. T. y Achi, V. H. Z. (2017). Aplicación del test TMMS-24 para el análisis y descripción de la Inteligencia Emocional considerando la influencia del sexo. *Revista Publicando*, 4(11, 1), 162-181.
- Yu, C. Y. y Muthén, B. (2002, April 04). *Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes* [Technical Report]. American Educational Research Association.
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W. y McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144. <https://doi.org/10.1177/0146621605278814>
- Zúñiga, J. O., Lara, G. A. G. y Pérez, O. C. Propiedades psicométricas del Trait Meta-Mood Scale (TMMS-24) en adolescentes de Chiapas, México. *European Scientific Journal*, 15(16), 280-294. <https://doi.org/10.19044/esj.2019.v15n16p280>

Abstract

Trait Meta-Mood Scale-24: factor structure, validity and reliability in Argentine college students

INTRODUCTION. The Trait Meta-Mood Scale (TMMS) is one of the most used measures to evaluate self-perceived emotional intelligence. However, there are few studies that show how this instrument works with Argentine university students. In addition to this, a review of the factorial structure of the TMMS-24 has recently been proposed. Therefore, more research is required to examine which is the factorial structure that more adequately represents self-perceived emotional intelligence. The aim of the present study was to analyze the factorial structure of the TMMS-24 (testing the bifactor model and using additional coefficients), as well as its validity and reliability in order to provide evidence that contributes to the quality of the adaptation of this measure to the local context. **METHOD.** The sample was composed of 374 students, who filled out a sociodemographic questionnaire, the TMMS-24 and the Argentine versions of the Emotional Regulation Questionnaire and the Emotional Quotient Inventory. **RESULTS.** Confirmatory factor analysis showed an adequate fit of the model to the data referred to the oblique model (three factors correlated with their respective indicators: Attention, Clarity and Repair ($\chi^2 = 803.354$, $GL = 249$, $CFI = .9384$, $TLI = .931$, $RMSEA [90\% IC]$

= .0778; [.071, .083], WRMR 1.5273). Although the bifactor model showed satisfactory fit indices, the additional indicators were not adequate. Internal consistency was acceptable for each subscale (Emotional Attention $\omega = .90$; Emotional Clarity $\omega = .90$; Emotional Repair $\omega = .88$). Differences were found according to sex and age for specific sub-scales, and expected correlations were found between TMMS-24, ERQ-A and EQ-i. **DISCUSSION.** The TMMS-24 showed adequate psychometric properties to measure IEA in the university population of Buenos Aires.

Keywords: *Emotional intelligence, Factor analysis, Reliability, Validity, University students.*

Résumé

Trait Meta-Mood Scale-24 : structure des facteur, validité et fiabilité chez les étudiants argentins

INTRODUCTION. La Trait Meta-Mood Scale (TMMS) est un des outils les plus utilisés pour l'évaluation de l'intelligence émotionnelle auto-perçue (IEA). Cependant, il y a peu d'études qui expliquent comment cela fonctionne chez les étudiants universitaires argentins. Au-delà de cela, une révision de la structure factorielle de la TMMS-24 a été récemment proposée. Des nouvelles recherches sont donc nécessaires afin d'examiner quelle est la structure factorielle qui représente d'une façon plus adéquate l'IEA. L'objectif de cette étude a été d'analyser la structure factorielle de la TMMS-24 (test du modèle bifactoriel et utilisation de coefficients supplémentaires), ainsi que sa validité et sa fiabilité afin de fournir des preuves garantissant la qualité de la mesure dans son adaptation au contexte local à travers son application aux étudiants universitaires de Buenos Aires, en Argentine. **MÉTHODE.** L'échantillon était composé de 374 étudiants qui ont répondu à un questionnaire sociodémographique, la TMMS-24, et les versions argentines du Questionnaire de Régulation Émotionnelle et de l'Inventaire du Quotient Émotionnel. **RÉSULTATS.** L'analyse factoriel confirmatoire a montré un ajustement adéquat du modèle aux données du modèle oblique (trois facteurs corrélés à leurs indicateurs respectifs: Attention, Clarté et Réparation; $X^2 = 803,354$, $GL = 249$, CFI .9384, TLI .931, RMSEA [IC à 90 %] = 0,0778 ; [.071, 0,083], WRMR 1,5273). Bien que le modèle à deux facteurs a montré des indices d'ajustement satisfaisants, les indicateurs supplémentaires n'étaient pas adéquats. La cohérence interne était adéquate pour chaque sous-échelle (Attention $\omega = 0,90$; Clarté $\omega = 0,90$; Réparation $\omega = 0,88$). Des différences ont été trouvées selon le sexe et l'âge pour certaines sous-échelles ainsi que des corrélations attendues avec les sous-échelles ERQ-A et EQ-i. **DISCUSSION.** La TMMS-24 a montré des propriétés psychométriques adéquates pour la mesure de l'IEA dans la population universitaire de Buenos Aires.

Mots-clés: *Intelligence émotionnelle, Analyse factoriel, Fiabilité, Validité, Étudiants.*

Perfil profesional de los autores

Rocío González (autora de contacto)

Licenciada en Psicología (Universidad Nacional de Mar del Plata). Especialista en psicoterapia cognitiva (Universidad Nacional de Mar del Plata - Fundación Aigle). Maestranda en Neuropsicología Aplicada (Instituto Universitario Hospital Italiano). Becaria doctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Instituto de Ciencias para la Familia, Universidad

Austral, Pilar, Argentina. Su principal línea de investigación se basa en el estudio de la inteligencia emocional en el ámbito educativo.

Correo electrónico de contacto: rochigonzalez27@hotmail.com

Dirección para la correspondencia: Mariano Acosta 1611, Pilar. Buenos Aires, Argentina.

Jesica Brenda Custodio

Licenciada en Psicología (Universidad de Buenos Aires). Maestranda en Neuropsicología Aplicada (Instituto Universitario Hospital Italiano). Doctora en Psicología (Universidad de Buenos Aires). Becaria postdoctoral del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Docente de grado y posgrado de la Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires. Su principal línea de investigación se basa en el estudio de los trastornos alimentarios y la obesidad desde el enfoque de la neuropsicología.

Correo electrónico de contacto: jesus@hotmail.com

Mauricio Federico Zalazar-Jaime

Licenciado en Psicología (Universidad Nacional de Córdoba). Doctor en Psicología (Universidad Nacional de Córdoba). Maestrando en Neurociencias (Universidad Nacional Arturo Jauretche). Docente de grado y posgrado de la Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba y Universidad Siglo 21. Su principal línea de investigación se basa en el estudio de los factores vinculados al rendimiento y persistencia académica en estudiantes universitarios.

Correo electrónico de contacto: mfzalazar@gmail.com

Leonardo Adrián Medrano

Licenciado en Psicología (Universidad Nacional de Córdoba). Doctor en Psicología (Universidad Nacional de Córdoba). Director de la Secretaría de Investigación, Universidad Siglo 21. Profesor titular, cátedra Psicoestadística Descriptiva e Inferencial. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba. Investigador Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, República Dominicana. Su principal línea de investigación se basa en la regulación de emociones, desórdenes emocionales y estrés.

Correo electrónico de contacto: leonardo.medrano@ues21.com