

Páginas: 82-100
Recibido: 2022-09-26
Revisado: 2022-10-03
Aceptado: 2022-12-04
Preprint: 2023-01-31
Publicación Final: 2023-01-31



www.revistascientificas.us.es/index.php/fuentes/index

DOI: <https://doi.org/10.12795/revistafuentes.2023.22077>

Análisis estructural de una versión breve de la Trait Meta-Mood Scale en adolescentes peruanos

Structural analysis of short version of the Trait Meta-Mood Scale in Peruvian adolescents

-   **Sergio Dominguez-Lara**
Universidad de San Martín de Porres (Perú)
-   **Benigno Peceros-Pinto**
Universidad de San Martín de Porres (Perú)
-   **Sabina N. Valente**
Instituto Politécnico de Portalegre (Portugal)
-   **Abílio A. Lourenço**
Universidade do Minho (Portugal)
-   **Katioska Rocío Flores-Cataño**
Universidad Católica Sedes Sapientae (Perú)

Resumen

La inteligencia emocional es un aspecto clave para lograr interacciones saludables en el contexto educativo, por lo que su evaluación con fines de mejora es importante. El Trait Meta-Mood Scale (TMMS) es uno de los instrumentos más usados para evaluar la inteligencia emocional, pero no existen suficientes estudios en Latinoamérica que aborden sus propiedades psicométricas. Entonces, el objetivo de este estudio fue analizar la estructura interna (análisis factorial e invarianza de medición) de la TMMS en adolescentes peruanos, y obtener una versión breve. El estudio fue instrumental y se evaluó 492 adolescentes (52% hombres; $Rango_{edad} = 12-17$; $M_{edad} = 12.468$; $DT_{edad} = 1.503$) del primer al quinto grado de Educación Secundaria, procedentes de un colegio de Lima Metropolitana. Se analizaron tres modelos de medición: modelo original de tres factores, modelo bifactor, y modelo bifactor S-1. La invarianza de medición se analizó con un análisis factorial de grupo múltiple. El modelo de tres factores obtuvo mejor respaldo psicométrico y fue invariante según sexo y edad. Posteriormente, se obtuvo una versión breve de la TMMS de 12 ítems (TMMS-12) considerando diversos criterios (carga factorial y simplicidad factorial, entre otros), la cual tuvo evidencia psicométrica favorable: equivalencia empírica con la TMMS, estructura interna bien definida, y coeficientes de fiabilidad adecuados. Se concluye que la TMMS-12 presenta evidencia psicométrica favorable.

Abstract

Emotional intelligence is a key aspect to achieve healthy interactions in the educational context, so its evaluation for improvement purposes is important. The Trait Meta-Mood Scale (TMMS) is one of the most used instruments to assess emotional intelligence, but there are not enough studies in Latin America that address its psychometric properties. Therefore, this study aimed to analyze the internal structure (factor analysis and measurement invariance) of the TMMS in Peruvian adolescents, and to obtain a brief version. The study design was instrumental and a total of 492 adolescents (52% men; $Range_{age} = 12-17$; $M_{age} = 12.468$; $SD_{age} = 1.503$) from the first to fifth grade of Secondary Education from one school in Metropolitan Lima were evaluated. Three measurement models were analyzed: the original three-factor model, the bifactor model, and the S-1 bifactor model. Measurement invariance was analyzed with multiple group factor analysis. The three-factor model showed better psychometric support and was invariant according to sex and age. Next, a short version of the TMMS with 12 items (TMMS-12) was obtained considering various criteria (factorial load, and factor simplicity, among others), which had adequate psychometric evidence: empirical equivalence with the TMMS, well-defined internal structure, and adequate reliability coefficients. It is concluded that the TMMS-12 presents favorable psychometric evidence.

Palabras clave / Keywords

Inteligencia emocional, Adolescentes, Validez, Fiabilidad, Análisis factorial, Invarianza de medición, Versión breve
Emotional intelligence, Adolescents, Validity, Reliability, Factor analysis, Measurement invariance, Short version

1. Introducción

La adolescencia representa una etapa de transición entre la infancia y la vida adulta que se sitúa entre los 10 y 19 años (World Health Organization [WHO], 2018), y está caracterizada por conductas relacionadas con el desarrollo evolutivo, así como por esfuerzos para alcanzar los objetivos relacionados con las expectativas culturales de la sociedad (Eisenstein, 2005). Esta etapa de la vida implica alteraciones físicas, hormonales, emocionales, cognitivas y sociales (WHO, 2018), y como producto de ello en esta fase surgen muchas dudas y descubrimientos. Esto se debe al complejo proceso de crecimiento y de desarrollo físico y social, de donde emergen nuevas reflexiones y comportamientos que hasta entonces no fueron experimentados. De este modo, a fin de responder a las exigencias sociales, los adolescentes enfrentan diversos y constantes desafíos, donde la inteligencia emocional (IE) juega un rol fundamental, sobre todo en el contexto de pandemia y postpandemia.

La pandemia impactó en la salud mental de los adolescentes de diversos contextos (WHO, 2020), experimentando tasas más altas de ansiedad, depresión y estrés (Meherali et al., 2021), incluyendo el abuso de nuevas tecnologías (Sánchez, 2021) aunque también debe resaltarse que las conversaciones entre padres e hijos, el apoyo social y las habilidades de afrontamiento positivos han tenido impacto favorable en ese grupo (Jones et al., 2021), siendo la IE un factor protector muy importante (Tang et al., 2022).

Mayer y Salovey (1997) han descrito la IE como la capacidad para percibir, asimilar, comprender y regular adecuadamente las emociones, propias y las de los demás mediante un modelo teórico que explica la relación entre la cognición y la emoción. Según este modelo, la IE es una competencia emocional formada por cuatro habilidades relacionadas con las emociones que varían en complejidad desde el procesamiento de información de bajo nivel, hasta un uso estratégico y deliberado de información emocional para lograr los objetivos personales. Estas cuatro habilidades son: la percepción y expresión de las emociones; el acceso y generación de sentimientos; la comprensión y conocimiento de las emociones; y la habilidad de regulación emocional (Mayer & Salovey, 1997). Entonces, lo establecido sugiere que la IE no se puede concebir como un constructo unidimensional, ya que su multidimensionalidad se encuentra justificada teóricamente (Bru-Luna et al., 2021). Esto indica que la IE considera no sólo el procesamiento global de la información contenida en las emociones, sino también las habilidades específicas involucradas en dicho procesamiento. De este modo, cada habilidad presenta una organización jerárquica de acuerdo con la complejidad de los procesos involucrados, donde las habilidades de mayor nivel se relacionan con la conciencia y regulación de las emociones, a su vez las habilidades de menor nivel corresponden a habilidades más simples, como percibir y expresar emociones (Mayer et al. al., 2008).

Según este modelo, el uso de las emociones en el pensamiento y la toma de decisiones puede ser una forma de inteligencia, ya que una combinación adecuada de emociones y cognición puede facilitar la toma de decisiones, manejar las emociones, mejorar las relaciones y, en última instancia, conducir a decisiones más inteligentes (Dou et al., 2022). Por ello, estas habilidades pueden ser aprendidas, entrenadas y perfeccionadas, y permiten un razonamiento preciso sobre las emociones (Mayer et al., 2008), así como resolver problemas personales y adaptarse favorablemente al entorno (Mayer et al., 2016). Por ello, poseer niveles adecuados de IE trae beneficios a los adolescentes tanto a nivel personal, como en el aula.

Desde el plano social, la IE provee herramientas para lograr una mejor adaptación y relaciones interpersonales de mayor calidad (Extremera & Fernández-Berrocal, 2015; Gorostiaga et al., 2014; Song et al., 2010; Trigueros et al., 2020), reduciendo las probabilidades de sufrir cibervictimización (Martínez-Martínez et al., 2020) o bullying (Trigueros et al., 2020). Asimismo, en el contexto escolar también evidencia beneficios relevantes (Fernández-Berrocal et al., 2017), ya que se relaciona directamente con el éxito académico (Costa & Faria, 2015), con una mayor capacidad de adaptación y para afrontar las adversidades y situaciones estresantes (Marques & Carvalho, 2012). Del mismo modo, las relaciones positivas que los adolescentes establecen con los profesores están asociadas al apoyo emocional percibido, el cual funciona como factor protector de comportamientos disruptivos (Petrides et al., 2004; Ruvalcaba et al., 2015), de conductas agresivas (Gest et al., 2014), y de autolesiones (Galarza et al., 2018). Desde el plano académico, una IE elevada se asocia con un mejor desempeño académico (Acosta & Clavero, 2017; Aritzeta et al., 2016; MacCann et al., 2020; Martínez-Martínez et al., 2020; Supervía & Bordás, 2018), así como con un mayor *engagement* académico (Supervía & Bordás, 2019) y un menor absentismo escolar, sobre todo en grupos socialmente vulnerables (Petrides et al., 2004). Por estos motivos, es importante contar con instrumentos de evaluación apropiados para este constructo y que la escuela promueva programas enfocados en optimizar las habilidades emocionales.

Desde que se definió el constructo de IE, de forma paralela al desarrollo teórico surgieron numerosos instrumentos de evaluación para medirlo. En este sentido, la primera distinción que surgió fue entre la IE de rasgo y la IE de habilidad (Petrides & Furnham, 2000). Seguidamente, se propuso otra clasificación, distinguiendo entre los tres modelos de IE según su conceptualización y el tipo de instrumentos de medición utilizados: el modelo de habilidad de autoinforme, el modelo de habilidad basado en el rendimiento, y el modelo de autoinforme mixto (Joseph & Newman, 2010).

El modelo mixto de autoinforme considera que la IE es un concepto más general que incorpora habilidades interpersonales e intrapersonales, motivaciones habilidades mentales y factores de personalidad (Mayer et al., 2008). A su vez, Bar-On (2006) asocia a la IE con un conjunto de capacidades no cognitivas que influyen en el desempeño de cada individuo frente a las exigencias y presiones del entorno, es decir, a una muestra representativa de competencias emocionales y sociales interrelacionadas, que incluyen las habilidades para determinar cuán efectivamente las personas se expresan, entienden a los demás, se relacionan con otros y afrontan las demandas diarias (Bar-On, 2006). El *Bar-On Emotional Quotient Inventory* (EQ-i; Bar-On, 1997), o el *Trait Emotional Intelligence Questionnaire* (TEIQue; Petrides et al., 2006) son pruebas representativas que evalúan la IE según este modelo. Estos instrumentos contienen subescalas relacionadas con diversos aspectos de la personalidad, las habilidades sociales y el bienestar personal (entre muchos otros). En cuanto a la evaluación de la IE en adolescentes, destaca el *Emotional Intelligence Inventory: Young Version* (EQ-i:YV; Bar-On & Parker, 2000), y aunque existen estudios instrumentales peruanos (Ugarriza, 2001; Ugarriza & Pajares, 2005), un análisis posterior determinó que la fiabilidad de las puntuaciones fue muy baja, lo que no hace recomendable su uso. Posteriormente surgió el *Brief Emotional Intelligence Inventory for Senior Citizens* (EQ-i-M20; Pérez-Fuentes et al., 2014) tomando como base el EQ-i-YV, con un uso consistente en población adolescente europea (Pérez-Fuentes et al., 2019), pero aún sin evidencia psicométrica conocida en adolescentes peruanos.

El modelo de habilidad basado en el rendimiento entiende la IE como una forma de inteligencia que procesa la información emocional, y considera a la IE como una habilidad centrada en una combinación de aptitudes emocionales. En ese sentido, Mayer et al., (2004) crearon metodologías de evaluación más objetivas – las pruebas múltiples de aptitud-, basadas en un enfoque más práctico, surgidas con el objetivo de superar ciertas críticas elaboradas hacia los instrumentos de autoevaluación o autoinformes. Entonces, los instrumentos creados bajo este enfoque evalúan el nivel de desempeño del individuo en el logro de determinados objetivos que pueden ser evaluados según criterios objetivos y predeterminados (Ciarrochi et al., 2001), es decir, que los examinados deben resolver problemas (e.g., identificar emociones en una expresión facial, imagen o cuadro) con respuestas correctas e incorrectas (Mayer et al., 2004). El *Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test* (MSCEIT) es la prueba más utilizada para valorar la IE bajo este modelo (Mayer et al., 2002). Sin embargo, a pesar de las ventajas observables que presentan las medidas de desempeño, se ha demostrado que es difícil determinar objetivamente respuestas correctas a estímulos con contenido emocional y, en consecuencia, utilizar criterios precisos en la puntuación otorgada a las tareas propuestas (Roberts et al., 2001). Además, este tipo de instrumento es exigente en términos de tiempo y recursos, lo que dificulta su aplicación en determinados contextos (Goldenberg et al., 2006), sobre todo el escolar, en donde las evaluaciones deben realizarse dentro de horarios muy reducidos.

El modelo de habilidad de autoinforme entiende la IE de la misma manera. Sin embargo, este modelo se centra en las percepciones de los participantes y aplica instrumentos de autoinforme en los que no hay respuestas correctas o incorrectas. Ejemplo de ello son la *Wong and Law Emotional Intelligence Scale* (WLEIS; Wong & Law, 2002), el *Emotional Skills and Competences Questionnaire* (ESCQ; Takšić et al., 2009), o la *Trait Meta-Mood Scale* (TMMS; Salovey et al., 1995). Las medidas de autoinforme fueron los primeros instrumentos desarrollados para evaluar la IE, valorando la percepción del individuo sobre sus capacidades emocionales. Su uso se mantiene vigente debido a la ventaja de proporcionar una administración fácil y rápida, pero también porque depositan en la introspección una de las formas más eficaces de valorar las percepciones de cada individuo sobre su capacidad en un determinado campo de la IE (Fernández-Berrocal & Extremera, 2006). No obstante, evaluar la IE mediante este método presenta el inconveniente de que el encuestado podría tener una percepción incorrecta de sus propias habilidades emocionales (Ciarrochi et al., 2001), ya que puede ser inducida por la pluralidad de opciones de respuesta, inclusive podría responder de acuerdo con lo que considera socialmente correcto. Por ello, y en la medida de lo posible, esta forma de evaluación debe complementarse recurriendo al uso de instrumentos de observación externa.

Entre los instrumentos de evaluación de la IE desde el modelo de habilidad por medio de autoinforme, la TMMS (Salovey et al., 1995) es uno de los más utilizados para ese fin (Bru-Luna et al., 2021; Extremera & Fernández-Berrocal, 2005), y fue elegido para el presente estudio porque es un instrumento de rápida y fácil

aplicación, además de que es una propuesta de equipo de investigación que identificó el constructo (Gorostiaga et al., 2011). La TMMS presenta tres dimensiones. La primera es la *atención emocional* que hace referencia a la habilidad de la persona para identificar y reconocer las propias emociones, así como las de los demás. La segunda dimensión es la *claridad emocional*, orientada a reconocer las emociones, etiquetarlas en categorías específicas y tratar de reconocer su causa subyacente. Finalmente, la *reparación emocional*, cuyo objetivo es regular las propias emociones y, mediante esas acciones, regular las emociones de los demás (Fernández-Berrocal et al., 2004; Ondé et al., 2021).

La TMMS cuenta con una versión en español ampliamente estudiada en diversos contextos y poblaciones (TMMS-24; Fernández-Berrocal et al., 2004), y con base en esta se desarrollaron diversos estudios psicométricos con adolescentes españoles. El primero de ellos (Salguero, 2010) se ejecutó bajo un análisis factorial confirmatorio (AFC) y la estructura de tres factores (Figura 1a) obtuvo evidencia favorable, así como cargas factoriales por encima de .45, excepto en el ítem 23 ($\lambda = .29$). Luego, se validó al euskera una versión de 23 ítems (Gorostiaga et al., 2011), de la cual se informa que conserva la estructura factorial original de tres dimensiones, pero no se reportan las cargas factoriales por dimensión. En un estudio posterior (Díaz-Castela et al., 2013) se analizó tanto el modelo de tres factores y un modelo unidimensional (es decir, que todos los ítems son influidos por un solo constructo). Asimismo, si bien el AFC brindó indicadores favorables para el modelo de tres factores, las cargas factoriales de los ítems 22 y 23 fueron menores que .30. El tercer estudio (Pedrosa et al., 2014) también encontró favorable la estructura de tres factores con AFC, y si bien indican que las cargas factoriales son adecuadas ($> .40$), no brindaron un reporte completo y solo mencionaron que el ítem 23 presenta una carga factorial baja ($\lambda = .19$). Por último, un estudio más reciente desarrollado bajo un AFC (Ondé et al., 2021) comparó la estructura original de tres dimensiones, un modelo bifactor tradicional (Rodríguez et al., 2016; Figura 1b) y un modelo bifactor S-1 (Eid, 2020; Figura 1c), y concluyeron a favor de la multidimensionalidad de la IE en adolescentes.

La TMMS-24 también se estudió a nivel psicométrico en adolescentes de otros contextos hispanohablantes, aunque con mucha menor frecuencia. Por un lado, se encontró un estudio en adolescentes chilenos (Gómez-Núñez et al., 2018) donde se reporta que la estructura original (atención, claridad y reparación) es invariante según el sexo y la edad (grupos de 13 a 15, y de 16 y 17 años), aunque no se muestran las cargas factoriales de las estructuras encontradas. Por otro lado, existe un estudio en Perú (Ruiz-Mamani et al., 2022) que confirma la estructura tridimensional de la TMMS-24 en adolescentes peruanos tanto con un análisis factorial exploratorio (AFE) como AFC en la muestra completa. En este estudio, es posible observar dos ítems complejos (o que reciben influencia significativa de más de un factor; Domínguez-Lara, 2016), los ítems 5 ($\lambda_{\text{principal}} = .616$; $\lambda_{\text{secundaria}} = -.304$) y 22 ($\lambda_{\text{principal}} = .566$; $\lambda_{\text{secundaria}} = .368$), y en el AFC ejecutado con una muestra independiente, el ítem 22 obtuvo una carga destacada ($\lambda = .73$), pero no el ítem 5 ($\lambda = .39$).

1.1 Aspectos metodológicos en la TMMS-24: bifactor vs bifactor S-1, CFA vs ESEM

Cuando se estudia la estructura interna de una escala, la existencia de una asociación elevada entre dimensiones (factores específicos; FE) permite suponer la existencia de un factor general (FG) que explicaría de forma significativa la varianza de todos los ítems involucrados, más allá de lo que puedan explicar de forma independiente los FEs. En ese sentido, el modelamiento bifactor (Canivez, 2016; Rodríguez et al., 2016) analiza de forma simultánea la influencia del FG y de los FEs sobre los ítems de una escala y mediante la magnitud de diversos indicadores (ECV, ω , etc.) es posible aportar evidencia sobre la unidimensionalidad o multidimensionalidad de una escala (Flores-Kanter et al., 2018), en este caso, de la TMMS-24 (Figura 1b). Sin embargo, existe una variante denominada bifactor S-1 (Eid, 2020) que considera como punto de referencia al factor de mayor importancia teórica o empírica, que en este caso sería la atención emocional (Ondé et al., 2021). En ese sentido, se analiza la varianza de los ítems de los demás factores en función del primero (Figura 1c). Cabe mencionar que solo uno de los estudios revisados anteriormente llevó a cabo ambos análisis encontrando que el TMMS-24 es multidimensional (Ondé et al., 2021).

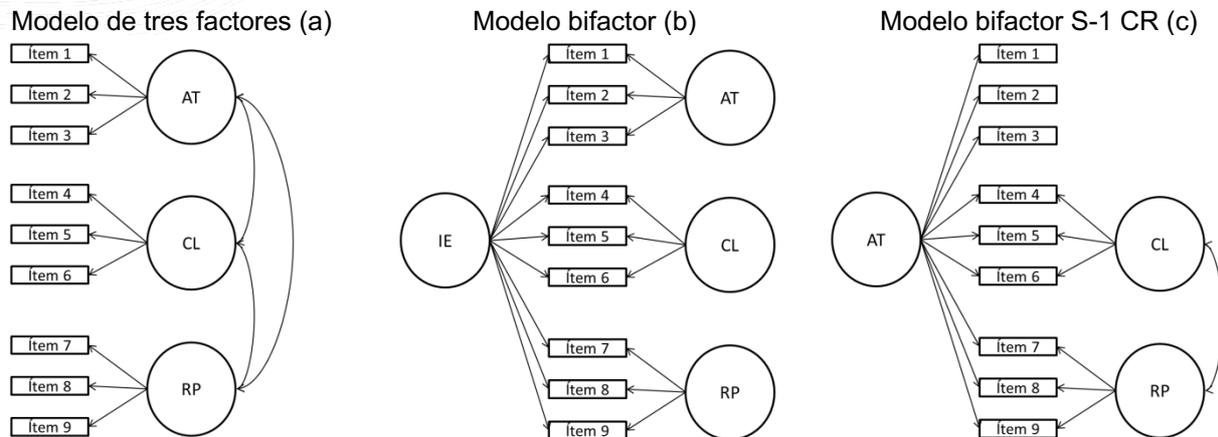


Figura 1. Representación gráfica de los modelos de medición.

Nota: La numeración y cantidad de ítems por dimensión es referencial. Por simplicidad del gráfico, no se representaron las cargas factoriales secundarias; IE = Inteligencia emocional; AT: atención; CL: Claridad; RP: Reparación.

Por otro lado, el enfoque analítico más usado en los estudios psicométricos de la TMMS-24 es el AFC, según el cual los ítems solo pueden ser influidos por un único factor (carga factorial principal), lo que especifica automáticamente a cero la influencia de los otros factores sobre ese ítem (cargas factoriales secundarias) (Marsh et al, 2014). Si bien en algunas medidas con dimensiones independientes este enfoque podría ser adecuado, o al menos no tener repercusiones serias, en aquellas medidas donde las dimensiones del constructo están vinculadas a nivel teórico y empírico este supuesto podría resultar poco realista, llegando incluso a sobreestimar las correlaciones interfactoriales (Toth-Kiraly et al., 2017).

Por ello, debido a los problemas de interpretación que podrían traer el uso del AFC en medidas inherentemente complejas, se presentan alternativas analíticas como el modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM; Asparouhov & Muthen, 2009), que permite la estimación de las cargas factoriales secundarias (o cargas cruzadas) sin dejar de lado el análisis del ajuste del modelo (Asparouhov & Muthen, 2009). Este enfoque se extiende al análisis de modelos bifactor (Morin et al., 2016) dado que su aplicación bajo el AFC podría sobreestimar la influencia del FG sobre los ítems (Murray & Johnson, 2013). Este enfoque aun no se ha implementado en los estudios psicométricos de la TMMS-24.

1.2. Versiones breves de instrumentos de medición

Si bien la versión española de la TMMS-24 utilizada habitualmente es una versión breve debido a que la versión original cuenta con 48 ítems (Fernández-Berrocal et al., 2004), es posible que en algunos estudios se requieran escalas de menor tamaño (Hain et al., 2016), ya sea para optimizar el tiempo y reducir la fatiga, o cuando como parte de un proyecto de investigación se evalúan varios constructos, o para precisar la medición. En cuanto a la brevedad de la evaluación, es posible reducir la fatiga del evaluado, siendo especialmente útil cuando el lapso disponible no es muy extenso (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018), generando respuestas de mayor validez científica lo que beneficia el proceso de evaluación en sí mismo. Por otro lado, cada vez son más frecuentes los estudios de tipo explicativo que como parte de la recolección de información aplican diversos autorreportes de forma simultánea, haciendo necesario que las mediciones sean breves. Asimismo, desde un punto de vista metodológico, también podría ser de utilidad contar con una versión breve cuando dentro de una dimensión los ítems se aproximan de forma diferente al constructo que pretenden medir, es decir, cuando existe una variabilidad marcada entre cargas factoriales, lo que podría darle relevancia a ítems poco representativos. Por ejemplo, esto se aprecia en los estudios de Salguero (2010; $R_{atención} = .460 - .740$; $R_{claridad} = .540 - .740$; $R_{reparación} = .290 - .810$), de Díaz-Castela et al. (2013; $R_{atención} = .501 - .846$; $R_{claridad} = .525 - .758$; $R_{reparación} = .233 - .874$), de Ruiz-Mamani et al. (2022; $R_{atención} = .39 - .78$; $R_{claridad} = .62 - .72$; $R_{reparación} = .45 - .73$) y de Ondé et al. (2021; $R_{atención} = .393 - .846$; $R_{claridad} = .574 - .769$; $R_{reparación} = .483 - .843$), donde además se resaltan cargas de baja magnitud ($< .50$; Dominguez-Lara, 2018). Además, existe evidencia de una aparente superposición de ítems (Gómez-Núñez et al., 2018), potenciales cargas cruzadas significativas (Ondé et al., 2021), e incluso potenciales correlaciones entre residuales (Ondé et al., 2021), cuya implementación no aportaría a la comprensión del constructo y elevaría de forma espuria el ajuste del modelo (Dominguez-Lara, 2019).

Con todo, es probable que la versión reduzca su precisión con respecto a la versión extensa (Smith et al., 2000), ya que los coeficientes de fiabilidad más usados (e.g., coeficiente α) consideran el número de ítems como un aspecto relevante en el proceso de estimación (Cronbach, 1951).

1.3. El presente estudio

El objetivo del presente estudio fue realizar un análisis de la estructura interna de la TMMS-24 en adolescentes peruanos (análisis factorial e invarianza de medición según sexo y edad) y obtener una versión breve a partir de esta. Como se mencionó anteriormente, el rol de la IE en la vida del adolescente es crucial, y así como es importante fomentarla mediante procedimientos de intervención apropiados (Godoy-Rojas & Moreno, 2021; Ramos-Díaz et al., 2017; Sigüenza-Marín et al., 2019), también es importante que la medición realizada sea válida y confiable para una interpretación adecuada de los hallazgos. Adicionalmente, otro aspecto que impulsa el presente trabajo es la escasez de investigaciones psicométricas de la TMMS-24 en adolescentes peruanos, lo que permitirá cubrir este vacío en el conocimiento y así continuar su estudio desde la perspectiva establecida al inicio del manuscrito, ya que es importante contar con estudios psicométricos para cada grupo etario debido a que las representaciones de las características personales cambian con la edad (Brandt et al., 2018; Brook & Schmidt, 2020; Hang et al., 2021). Asimismo, desde el plano metodológico, la ejecución de este trabajo se justifica en la medida que se aplican una serie de procedimientos no usados con antelación a los estudios instrumentales de la TMMS-24 en adolescentes, tales como el análisis ESEM, que rescata la complejidad inherente al constructo y brinda una estructura factorial más compatible con la complejidad del constructo; la aplicación de modelos de medición jerárquicos, que analiza la pertinencia de un FG, el cual se asume en ocasiones y se usa una puntuación total sin evidencia que lo respalde (e.g., Casino-García et al., 2021); y la invarianza de medición según sexo y edad, lo que abre mayores posibilidades de interpretación y comprensión del funcionamiento de la escala dado que fue un aspecto pendiente en la validación peruana previa del TMMS-24 (Ruiz-Mamani et al., 2022). Además, y con la base de una versión extensa con suficientes evidencias de validez, la versión breve permitirá evaluar el constructo de forma más precisa y menos dispersa, prescindiendo de ítems poco representativos o redundantes, considerando la amplitud en el rango de las cargas factoriales de los estudios descritos. Esto último es importante porque posibilita pulir la medición de la IE y hacer más factible su implementación en investigación básica y aplicada.

2. Metodología

2.1 Diseño

El presente estudio se realizó bajo un diseño instrumental (Ato et al., 2013) dado que busca analizar las propiedades psicométricas de la TMMS-24 en adolescentes peruanos.

2.2 Participantes

En vista de que el diseño se sustenta en ecuaciones estructurales, el tamaño muestral mínimo (184) se determinó con una calculadora *online* (Soper, 2022) considerando la carga factorial mínima (.30), estableciendo el número de variables latentes e indicadores observables (ítems) a tres y 24, respectivamente, según la estructura de la TMMS original. En ese sentido, la muestra obtenida por un muestreo no probabilístico estuvo conformada por 492 estudiantes de una institución privada ubicada en Lima Metropolitana del primer al quinto año de Educación Secundaria (1° = 17.480%; 2° = 21.138%; 3° = 17.480%; 4° = 22.764%; 5° = 21.138%), en su mayoría hombres (52%), y entre los 12 y 17 años de edad ($M = 14.468$; $DT = 1.503$).

2.3 Instrumento

Se usó la adaptación al español de la TMMS-24 (Fernández-Berrocal et al., 2004), la cual está constituida por 24 ítems en una escala de respuesta ordinal que va desde *muy en desacuerdo* (1) a *muy de acuerdo* (5), y evalúa las tres dimensiones de la IE, atención emocional, claridad emocional y reparación emocional, cada una con ocho ítems.

2.4 Procedimiento

Se contactó con la institución educativa a fin de solicitar a sus autoridades su participación en el estudio. Luego de ello, se envió un consentimiento informado dirigido a los padres de familia para solicitar su autorización para evaluar a sus hijos, indicando que las encuestas se aplicarían en el centro educativo, dentro de un horario previsto sin interferir con las horas de clases, y de forma grupal y anónima, a fin de garantizar la confidencialidad y seguridad de los participantes. La evaluación de los adolescentes se realizó de forma presencial a inicios de marzo de 2020, y solo fueron evaluados quienes aceptaron participar. Previo a la aplicación de los instrumentos no fue necesario realizar ajustes a la redacción de los ítems, y durante la sesión los evaluados no manifestaron dudas respecto al contenido de la escala. Este reporte se condujo bajo la declaración de Helsinki y el código de ética del Colegio de Psicólogos del Perú (2017).

2.5 Análisis de datos

2.5.1. Estimación y software

Los modelos de medición especificados se analizaron bajo un enfoque ESEM (Asparouhov & Muthén, 2009) de forma separada en hombres y mujeres, y según la edad (de 12 a 14 años, y de 15 a 17 años) y posteriormente la invarianza según sexo y edad. Todos los análisis bajo un enfoque factorial se desarrollaron con el programa Mplus versión 7 (Muthen & Muthen, 1998-2015).

El método de estimación fue el mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV) con base en la matriz de correlaciones policóricas. Asimismo, se consideró la rotación target oblicua ($\epsilon = .5$; Asparouhov & Muthén, 2009), la que tiene como objetivo la estimación libre de la carga factorial del ítem, así como de las cargas secundarias que se especifican como cercanas a cero (~ 0).

2.5.2. Modelos de medición

En primer lugar, se analizaron con enfoque ESEM los diferentes modelos de medición basados en la literatura disponible (Figura 1): modelo original (tres factores: atención, claridad y reparación; Salovey et al., 1995), modelo bifactor (Ondé et al., 2021), y modelo bifactor S-1 CR (Ondé et al., 2021).

2.5.3. Evaluación de los modelos oblicuos y bifactor

Los modelos se valoraron con diferentes criterios. En primer lugar, se usó la magnitud de diversos índices de ajuste como el CFI ($> .90$; McDonald & Ho, 2002), el RMSEA ($< .08$; Browne & Cudeck, 1993), y la WRMR (< 1 ; DiStefano et al., 2018). En segundo lugar, también se consideró la magnitud de las cargas factoriales, estableciéndose como apropiadas aquellas mayores de $.50$ (Dominguez-Lara, 2018). Por otro lado, también se tuvieron en consideración las cargas factoriales en los factores secundarios (cargas cruzadas), y su impacto se analizó con el índice de simplicidad factorial (ISF) a fin de analizar su importancia, ya que ISF mayores que $.70$ podrían indicar que el ítem está influido en mayor grado por un solo factor (Lara et al., 2021). En cuanto a los modelos bifactor, su valoración se realizó considerando, además de los índices de ajuste, indicadores asociados a esta metodología. De ese modo, el FG explica de forma predominante la varianza de los ítems si el omega jerárquico (ω_H ; Zinbarg et al., 2006) es mayor que $.70$ y la varianza común explicada total (ECV; Sijtsma, 2009), por dimensión (ECV-S; Stucky & Edelen, 2015) y por ítem (ECV-I; Stucky et al., 2013) son mayores que $.60$ (Rodríguez et al., 2016). Por el contrario, si el omega jerárquico por dimensiones (ω_{hs}) es menor que $.30$ (Gignac & Kretschmar, 2017; Stucky & Edelen, 2015) y la ECV es menor que $.50$, los factores específicos se pueden interpretar de forma independiente (Gignac & Kretschmar, 2017).

2.5.4. Invarianza de medición

Se analizó la invarianza de medición según sexo y edad con un análisis factorial de grupo múltiple tomando como base el mejor entre los evaluados (Figura 1). De este modo, se evaluó la invarianza configural (equivalencia de la estructura interna), la invarianza métrica (equivalencia de las cargas factoriales), y la invarianza fuerte (equivalencia de los *thresholds*). De este modo, se determinó que la TMMS-24 es invariante según sexo y edad considerando la variación del RMSEA ($\Delta \leq .015$) y CFI ($\Delta \geq -.01$) (Chen, 2007).

2.5.5. Versión breve de la TMMS-24

En esta etapa, la muestra inicial se dividió en una muestra de validación (MV) y una de replicación (MR). Con la MV, se escogieron los cuatro ítems con la mayor carga factorial en el factor teórico y además con un ISF mayor que .70 para configurar cada una de las dimensiones de la versión breve de la TMMS-24, resultando así la TMMS-12. También se analizó la correlación entre los ítems y se determinó la existencia de multicolinealidad entre dos reactivos si esta es mayor que .80 (Brown, 2015).

Una vez definida la versión breve de la TMMS se analizó su equivalencia con la versión extensa mediante la correlación de Pearson, pero al tener ítems en común se implementó la corrección a dicho coeficiente (Levy, 1967). Entonces, una correlación corregida mayor que .70 permite concluir sobre la equivalencia entre las dos versiones (Dominguez-Lara et al., 2021).

Acto seguido, se estimó provisionalmente la fiabilidad de las puntuaciones (coeficiente α) con el objetivo de compararla la versión extensa y la versión breve y así determinar si hubo disminución de dicha propiedad psicométrica al reducir los ítems. Sin embargo, en vista de que la magnitud del coeficiente α se ve penalizada en subescalas con pocos ítems independientemente de la asociación entre estos, se empleó la correlación inter-item promedio (r_{ii}) que no se afecta por la cantidad de ítems (Clark, & Watson, 1995; Simms, & Watson, 2007). Seguidamente, las r_{ii} se compararon estadísticamente mediante un método que brinda el intervalo de confianza (IC) para la diferencia de correlaciones dependientes (IC_{diferencia}), es decir, con elementos comunes (Zou, 2007). En ese sentido, si el IC_{diferencia} incluye el cero indicará que la estimación de la fiabilidad no varía al reducir la cantidad de ítems.

Posteriormente, la TMMS-12 fue analizada en la MR con los criterios especificados anteriormente, y se realizó un análisis de invarianza de medición entre la MV y la MR. Para terminar, se compararon los coeficientes α con el método mencionado en el párrafo anterior, y si el IC_{diferencia} incluía al cero indicaría que ambas versiones estiman con la misma precisión el error de medida.

2.5.6. Fiabilidad

Por otro lado, se estimó con la muestra total la fiabilidad de las puntuaciones con el coeficiente α ($> .70$; Ponterotto & Charter, 2009) así como la fiabilidad del constructo con el coeficiente ω ($> .70$; Hunsley & Marsh, 2008). Finalmente, se analizó la diferencia entre coeficientes ($\Delta_{\omega-\alpha}$) y si esta es menor que $|.06|$ no se considera significativa (Gignac et al., 2007).

3. Resultados

3.1 Evaluación de los modelos de medición

Con relación al sexo, el modelo de tres factores obtuvo índices de ajuste favorables tanto en hombres (CFI = .939; RMSEA = .076, IC90% .068, .084; WRMR = 0.841) como en mujeres (CFI = .952; RMSEA = .075, IC90% .067, .084; WRMR = 0.789). A su vez, se evidenciaron cargas factoriales de magnitud aceptable en todos los casos, excepto en los ítems 21 al 24 ($\lambda < .50$) en hombres, y los ítems 1, 21 y 24 en mujeres, e ISF aceptables excepto en los ítems 22 al 24 en hombres y los ítems 5 y 21 en mujeres (Tabla 1).

Con respecto a los modelos bifactor, el panorama en cuanto a los índices de ajuste fue similar tanto el bifactor tradicional (hombres: CFI = .963; RMSEA = .062, IC90% .053, .071; WRMR = 0.633; mujeres: CFI = .962; RMSEA = .071, IC90% .062, .080; WRMR = 0.663) como en el S-1 (hombres: CFI = .939; RMSEA = .076, IC90% .068, .084; WRMR = 0.841; mujeres: CFI = .952; RMSEA = .075, IC90% .067, .084; WRMR = 0.789). Sin embargo, en cuanto al modelo bifactor tradicional, el FG no es lo suficientemente sólido (ECV $< .50$; whs $> .30$; Anexo 1) en ambos grupos, por lo que la unidimensionalidad no recibe respaldo, lo que se refrenda con los hallazgos del bifactor S-1 según el cual las dimensiones claridad y reparación explican más varianza de sus propios ítems que el factor atención.

Tabla 1*Parámetros factoriales del modelo oblicuo de tres factores en hombres y mujeres*

	Hombres				Mujeres			
	F1	F2	F3	ISF	F1	F2	F3	ISF
Ítem 1	.622	.035	.039	.989	.425	.124	.046	.869
Ítem 2	.731	.039	-.001	.996	.822	.035	.015	.997
Ítem 3	.793	-.077	.104	.961	.801	.057	-.062	.984
Ítem 4	.660	.190	.045	.881	.693	.054	.084	.970
Ítem 5	.490	-.258	-.016	.699	.564	-.243	-.171	.677
Ítem 6	.747	-.019	.004	.999	.757	-.105	.061	.962
Ítem 7	.832	.015	.015	.999	.812	.078	.002	.986
Ítem 8	.761	.104	.028	.971	.688	.170	.092	.891
Ítem 9	-.181	.795	.075	.915	-.162	.861	.042	.946
Ítem 10	-.078	.888	.007	.988	-.002	.783	.057	.992
Ítem 11	-.145	.792	.035	.949	.067	.758	.019	.987
Ítem 12	.110	.521	.061	.918	.085	.561	-.066	.947
Ítem 13	.206	.649	-.162	.790	.207	.632	.014	.858
Ítem 14	.018	.769	.031	.997	.037	.713	-.114	.959
Ítem 15	.181	.656	.028	.894	.089	.548	.018	.960
Ítem 16	.013	.718	.087	.978	.045	.752	.134	.949
Ítem 17	-.143	-.032	.862	.958	-.060	.004	.905	.993
Ítem 18	-.041	-.074	.932	.988	-.036	-.039	.939	.995
Ítem 19	.002	.062	.603	.984	.050	.038	.763	.990
Ítem 20	-.136	-.110	.944	.950	-.002	-.143	.962	.968
Ítem 21	.075	.276	.307	.461	-.124	.377	.374	.422
Ítem 22	.252	.092	.450	.631	.034	.049	.658	.988
Ítem 23	.402	.007	.435	.504	.190	-.130	.534	.766
Ítem 24	.096	.164	.351	.667	.024	.065	.411	.959
F1								
F2	.350				.415			
F3	.293	.523			.324	.488		

Nota: F1: Atención emocional; F2: Claridad emocional; F3: Reparación emocional; ISF: Índice de simplicidad factorial

En cuando a la edad, se observó un ajuste adecuado del modelo oblicuo tanto en el grupo de 12 a 14 años (CFI = .948; RMSEA = .072, IC90% .064, .081; WRMR = 0.798) como en el de 15 a 17 años (CFI = .943; RMSEA = .079, IC90% .070, .087; WRMR = 0.833). Asimismo, en el grupo de 12 a 14 años se encontró que los ítems 1, 21 y 24 presentaron cargas factoriales bajas, aunque en todos los casos el ISF fue aceptable, mientras que en el grupo de 15 a 17 años se halló que existen ítems con cargas factoriales bajas (12, 21, 22, 23 y 24), el ítem 18 se identificó como un caso Heywood ($\lambda > 1$), y los ítems 21, 23 y 24 presentaron algo de complejidad factorial (ISF < .70) (Tabla 2). Por su parte, los modelos bifactor también obtuvieron buenos índices de ajuste tanto en su versión original (12 a 14 años: CFI = .963; RMSEA = .064, IC90% .055, .073; WRMR = 0.656; 15 a 17 años: CFI = .955; RMSEA = .073, IC90% .064, .082; WRMR = 0.695) y S-1 (12 a 14 años: CFI = .948; RMSEA = .072, IC90% .064, .081; WRMR = 0.798; 15 a 17 años: CFI = .943; RMSEA = .079, IC90% .070, .087; WRMR = 0.833), aunque de forma similar al apartado anterior, la magnitud del ECV y de los omegas jerárquicos no brindan respaldo a la unidimensionalidad por medio del bifactor tradicional, mientras que los hallazgos con el bifactor S-1 indican que claridad y reparación explican más varianza de sus propios ítems que el factor atención (Anexo 2).

Tabla 2*Parámetros factoriales del modelo oblicuo de tres factores según la edad*

	De 12 a 14 años				De 15 a 17 años			
	F1	F2	F3	ISF	F1	F2	F3	ISF
Ítem 1	.492	.134	-.006	.898	.580	-.012	.108	.950
Ítem 2	.728	.029	.079	.980	.818	.060	-.064	.983
Ítem 3	.799	-.079	.018	.985	.796	.110	-.004	.972
Ítem 4	.620	.108	.114	.910	.726	.193	-.007	.903
Ítem 5	.506	-.227	-.131	.689	.564	-.299	-.038	.692
Ítem 6	.731	-.053	.015	.992	.764	-.068	.058	.980
Ítem 7	.816	.089	-.007	.982	.816	.015	.048	.994
Ítem 8	.683	.151	.074	.915	.754	.111	.088	.949
Ítem 9	-.179	.793	.065	.919	-.157	.867	.043	.949
Ítem 10	-.055	.807	.028	.991	-.007	.849	.057	.993
Ítem 11	-.022	.810	-.028	.997	-.070	.763	.092	.966
Ítem 12	.176	.585	-.095	.844	.042	.438	.119	.887
Ítem 13	.223	.654	-.171	.767	.204	.608	.065	.838
Ítem 14	-.015	.784	-.004	.999	.067	.694	-.078	.968
Ítem 15	.102	.575	.128	.888	.194	.620	-.092	.841
Ítem 16	.002	.775	.108	.972	.064	.699	.116	.948
Ítem 17	-.136	.082	.888	.954	-.114	-.052	.853	.968
Ítem 18	-.038	.004	.870	.997	-.051	-.105	1.003	.980
Ítem 19	.018	.094	.606	.964	.013	.029	.760	.997
Ítem 20	-.054	-.127	.964	.970	-.126	-.055	.917	.967
Ítem 21	.095	.153	.402	.752	-.080	.475	.262	.651
Ítem 22	.190	-.054	.615	.862	.165	.136	.485	.756
Ítem 23	.214	-.101	.533	.758	.453	-.079	.404	.485
Ítem 24	.039	.039	.408	.973	.139	.151	.353	.621
F1								
F2	.386				.326			
F3	.309	.469			.291	.505		

Nota: F1: Atención emocional; F2: Claridad emocional; F3: Reparación emocional; ISF: Índice de simplicidad factorial

3.2. Invarianza de medición

En vista de la evidencia preliminar, se puede considerar que la mejor representación de la estructura de la TMMS-24 es la de tres factores. En ese sentido, luego de realizar un análisis de invarianza según sexo y edad, los datos muestran una variación mínima de los índices de ajuste (Tabla 3), lo que brinda respaldo a la invarianza de medición.

Tabla 3
Análisis de invarianza según sexo, edad y muestra

	CFI	RMSEA	IC 90%	WRMR	Δ CFI	Δ RMSEA
Sexo						
Configural	.946	.076	.070, .082	1.153		
Métrica	.952	.066	.060, .072	1.495	.006	-.010
Fuerte	.948	.063	.058, .068	1.616	-.004	-.003
Edad						
Configural	.945	.075	.069, .081	1.154		
Métrica	.957	.062	.056, .068	1.437	.012	-.013
Fuerte	.957	.057	.051, .062	1.515	.000	-.005
Muestra						
Configural	.987	.075	.060, .090	0.598		
Métrica	.985	.069	.056, .082	0.970	-.002	-.006
Fuerte	.985	.056	.044, .067	1.100	.000	-.013

3.3. Versión breve de la TMMS-24

Fase de validación. La muestra se dividió en dos: muestra de validación (MV; $n = 248$) y muestra de replicación (MR; $n = 242$). No se encontró diferencias entre la MV (hombres = 50%; $M_{edad} = 14.367$; $DT_{edad} = 1.566$) y la MR (hombres = 54.1%; $M_{edad} = 14.570$; $DT_{edad} = 1.431$) en cuanto a la edad ($t = -1.498$, $p = .135$), sexo ($\chi^2 = 0.828$, $p = .363$) y grado ($\chi^2 = 8.804$, $p = .066$), por lo que podrían considerarse similares.

El análisis del modelo de tres factores oblicuos con la MV evidenció índices de ajuste favorables para la TMMS-24 (CFI = .949; RMSEA = .076, IC90% .068, .085; WRMR = 0.788), aunque algunos ítems tuvieron cargas bajas (21 y 24) y otros algún grado de complejidad factorial (5, 21 y 23; Tabla 4). Posteriormente, se seleccionaron los cuatro ítems con la más elevada carga factorial y que además cuenten con un ISF adecuado para configurar la versión breve (TMMS-12), y luego de realizar las correlaciones entre los ítems se determinó que no existe multicolinealidad ($r < .80$; Anexo 3). Posteriormente, se examinó la equivalencia entre la versión extensa y breve de cada dimensión, obteniéndose coeficientes de correlación de Pearson de .952 (atención), .938 (claridad) y .915 (reparación), cuya magnitud se explica por los ítems en común, aunque luego de la corrección realizadas (Levy, 1967), las correlaciones se mantuvieron elevadas para atención (.863), claridad (.844), y reparación (.837).

Finalmente, luego de la comparación de la fiabilidad (r_{ii}), se observó que existe diferencia entre las estimaciones de una versión a otra, a favor de la versión más breve.

Tabla 4
Parámetros factoriales del modelo oblicuo de tres factores en la muestra de validación

	F1	F2	F3	ISF
Ítem 1	.571	.030	-.029	.992
Ítem 2	.762	-.027	.060	.989
Ítem 3	.779	.014	.099	.976
Ítem 4	.723	.153	.119	.900
Ítem 5	.489	-.274	-.099	.632
Ítem 6	.799	-.032	-.011	.997
Ítem 7	.903	.035	-.025	.997
Ítem 8	.733	.163	.071	.917
Ítem 9	-.231	.799	.139	.848
Ítem 10	-.045	.796	.078	.981
Ítem 11	-.022	.795	.011	.999
Ítem 12	.108	.546	-.040	.937
Ítem 13	.229	.648	-.138	.784
Ítem 14	.026	.851	-.102	.977

Ítem 15	.167	.673	.014	.914
Ítem 16	-.015	.789	.092	.979
Ítem 17	-.142	-.057	.937	.961
Ítem 18	-.014	-.015	.929	.999
Ítem 19	.057	.056	.702	.981
Ítem 20	-.080	-.020	.900	.988
Ítem 21	-.011	.303	.332	.505
Ítem 22	.171	-.028	.570	.876
Ítem 23	.283	-.107	.506	.629
Ítem 24	.108	.033	.440	.908
F1				
F2	.290			
F3	.301	.501		
α TMMS-24	.877	.890	.854	
r_{ii} (TMMS-24)	.471	.503	.422	
α TMMS-12	.862	.849	.889	
r_{ii} (TMMS-12)	.610	.584	.667	
ICdiferencia	-.199, -.085	-.142, -.024	-.315, -.186	

Nota: F1: Atención emocional; F2: Claridad emocional; F3: Reparación emocional; ISF: Índice de simplicidad factorial; r_{ii} : correlación inter-ítem promedio; IC_{diferencia}: intervalo de confianza para la diferencia de la correlación inter-ítem promedio

Luego de los análisis ya mencionados, se valoró el modelo de tres dimensiones con la TMMS-12 y el ajuste fue favorable (CFI = .988; RMSEA = .075, IC90% .054, .097; WRMR = 0.388). Adicionalmente, todos los ítems mostraron cargas factoriales elevadas e ISF favorables (Anexo 4).

Fase de replicación. Este panorama se repitió con la MR (CFI = .971; RMSEA = .076, IC90% .054, .097; WRMR = 0.455), aunque solo uno de los ítems (14) estuvo al límite con relación a la carga factorial (Anexo 4). Asimismo, el análisis de invarianza reveló equivalencia entre la TMMS-12 entre la MV y MR (Tabla 3). Por último, una comparación entre los coeficientes de fiabilidad de la MV y la MR (Anexo 4) indica que no hay diferencias significativas en atención (IC_{diferencia} = -.032, .211), claridad (IC_{diferencia} = -.068, .179) y reparación (IC_{diferencia} = -.053, .157).

3.4. Fiabilidad

Para esta etapa se consideró la muestra total, en la cual la TMMS-12 también tuvo ajuste favorable (CFI = .990; RMSEA = .065, IC90% .051, .080; WRMR = 0.467) e ítems con cargas factoriales e ISF adecuados (Tabla 5). Se halló coeficientes de fiabilidad excelentes, tanto a nivel de constructo (ω) como de puntuaciones (α), siendo su diferencia insignificante (< .06; Tabla 5).

Tabla 5

Parámetros factoriales y fiabilidad de la TMMS-12 en la muestra completa

	F1	F2	F3	ISF
Ítem 2	.752	.061	-.029	.988
Ítem 3	.824	-.015	-.001	1.000
Ítem 6	.755	-.051	.027	.991
Ítem 7	.823	.012	.013	.999
Ítem 9	-.106	.874	.003	.978
Ítem 10	.035	.868	-.016	.997
Ítem 11	.017	.783	.019	.998
Ítem 14	.081	.595	.012	.972
Ítem 17	-.062	.036	.856	.990
Ítem 18	.018	-.020	.907	.999

Ítem 19	.097	.077	.656	.948
Ítem 20	-.029	-.065	.916	.991
F1				
F2	.319			
F3	.257	.473		
ω	.868	.865	.904	
α	.839	.834	.877	
$\omega-\alpha$.029	.031	.027	

Nota: F1: Atención emocional; F2: Claridad emocional; F3: Reparación emocional; ISF: Índice de simplicidad factorial

4. Discusión

El análisis inicial evidenció que el modelo original de tres dimensiones presentó mayor respaldo, ya que los indicadores que se obtuvieron con los modelos bifactor (tradicional y S-1) no sugieren suficiente fortaleza del FG. Estos resultados coinciden con los estudios procedentes de España, Chile y Perú en cuanto a la estructura tripartita (Díaz-Castela et al., 2013; Gomez-Núñez et al., 2018; Gorostiaga et al., 2011; Pedrosa et al., 2014; Ruiz-Mamani et al., 2022; Salguero, 2010), y con el único estudio que valoró modelos jerárquicos (Ondé et al., 2021). Asimismo, también se evidenció que la estructura es invariante según sexo y edad, coincidiendo con un estudio chileno (Gómez-Núñez et al., 2018), es decir, que la representación del constructo es la misma en los grupos estudiados y cualquier comparación realizada en futuros estudios tendrá menos probabilidad de albergar sesgo. Así, esto sería evidencia de que el constructo se comporta de forma similar entre grupos hispanohablantes, sustentando así un posible análisis de invarianza de medida, ya que si bien existen estudios que comparan diferentes poblaciones que comparten idioma, no existe suficiente evidencia de invarianza de medición que sustente las comparaciones, sobre todo si no se alcanza la invarianza fuerte (Górriz et al., 2021).

Sin embargo, aun cuando el panorama es favorable, existen algunos elementos específicos que deben considerarse. Por ejemplo, existieron ítems con carga factorial relativamente baja (Ítem 1: Presto mucha atención a los sentimientos), ítems factorialmente complejos (ítem 5: Dejo que mis sentimientos afecten a mis pensamientos), incluso aquellos que tenían estos dos aspectos (ítem 24: Cuando estoy enfadado intento que se me pase), afectando incluso a la mitad de los ítems de una dimensión (reparación emocional: ítems 21 al 24). Estas dificultades no fueron ajenas a los estudios precedentes donde también se hallaron cargas factoriales de baja magnitud (Salguero, 2010), potencial complejidad factorial de algunos reactivos (Ondé et al., 2021; Ruiz-Mamani et al., 2022) o correlaciones entre residuales que no aportan a la explicación del constructo (Ondé et al., 2021). Cabe precisar que no es posible realizar contrastes con los hallazgos de un estudio debido a que no se reportaron las cargas factoriales (Gorostiaga et al., 2011). Esta situación indicaría que, dentro de una dimensión, unos ítems representan empíricamente al constructo con mayor fortaleza.

En ese sentido, y para lograr una versión más robusta a nivel psicométrico, se propuso una versión más breve para la TMMS. En la primera etapa (con la MV), se encontró que el modelo de tres factores también mostró índices de ajuste favorables, aunque persistían algunos de los problemas mencionados respecto a la estructura interna (e.g., cargas factoriales bajas en algunos ítems). Es así que se seleccionaron los cuatro ítems con las cargas factoriales más elevadas y con menor complejidad factorial, ya que mediante una mejor representación del constructo, se elevaría su fiabilidad y de esa forma el modelo es más sensible a la presencia de malas especificaciones (Heene et al., 2011). Además, se encontró que la versión extensa y la versión breve son empíricamente equivalentes. Sin embargo, como en todo proceso de reducción de escalas, es probable que las propiedades psicométricas se afecten, principalmente la fiabilidad dado que su estimación más común (fiabilidad de las puntuaciones) depende del número de ítems. En ese sentido, se comparó la r_i entre las dos versiones, y si bien el pronóstico indicaba una pérdida de fiabilidad (Smith et al., 2000), los resultados mostraron que la fiabilidad mejoró al reducir la escala.

Entonces, si bien los ítems que configuran la TMMS-12 corresponden de forma satisfactoria con la definición de las dimensiones, en este proceso se dejaron de lado algunos ítems, ya sea por motivos metodológicos o estadísticos. Para el caso de atención emocional, es probable que el ítem 1 no haya funcionado apropiadamente debido a la superposición con otro ítem en un estudio preliminar (Gómez-Núñez et al., 2018), y aunque en el presente trabajo mostró una carga factorial aceptable ($> .50$), no fue suficiente para formar

parte de la versión final, ya que existieron ítems más representativos. En cuanto al ítem 4 (Pienso que merece la pena prestar atención a mis emociones y estado de ánimo), no tuvo mejor funcionamiento probablemente porque se refiere a la probabilidad de ejecutar determinada acción, no a la acción concreta; el ítem 5 (Dejo que mis sentimientos afecten a mis pensamientos) mostró complejidad factorial en este estudio, así como en los dos estudios previos (Ondé et al., 2021; Ruiz-Mamani et al., 2022), y dicha situación se sustenta en el contenido orientado a la interacción entre pensamiento y emoción, alejado del foco de la dimensión que se orienta a prestar atención a las emociones.

En lo que respecta a claridad emocional, el ítem 12 (Normalmente conozco mis sentimientos sobre las personas) parece estar más enfocado en los demás que en la propia persona. En cuanto al ítem 13 (A menudo me doy cuenta de mis sentimientos en diferentes situaciones), este adolece de especificidad al referirse a diferentes situaciones, y si bien en este estudio su carga no fue lo suficientemente alta para ser considerado, en otros trabajos mostró indicios de complejidad factorial (Ondé et al., 2021). Por su parte, los ítems 15 (A veces puedo decir cuáles son mis emociones) y 16 (Puedo llegar a comprender mis sentimientos) es probable que las características de su redacción afectaran su calidad métrica: el enunciado expresa la baja frecuencia del uso de ciertas conductas (ítem 15) o porque se menciona la posibilidad de hacerlo y no de una acción concreta (ítem 16).

Por último, con relación a reparación emocional, la segunda mitad de la escala original (ítems 21 al 24) es la que consistentemente presenta mayores dificultades, tanto en este estudio como en los anteriores. El ítem 21 (Si doy demasiadas vueltas a las cosas, complicándolas, trato de calmarme) mostró complejidad factorial y una carga factorial baja. Por otro lado, el ítem 22 (Me esfuerzo por tener un buen estado de ánimo) alcanzó una carga factorial aceptable, pero no se mantuvo como parte de la TMMS-12 al no enfocarse en una emoción que se deba regular, aunque en estudios previos evidenció cierta complejidad (Ondé et al., 2021; Ruiz-Mamani et al., 2022) y carga factorial baja (Díaz-Castela et al., 2013). Por su lado, el ítem 23 (Tengo mucha energía cuando me siento feliz) también evidenció una carga factorial cerca del límite establecido y cierta complejidad, además de que no se enfoca de forma específica en la reparación emocional, evidenciándose a su vez cargas factoriales bajas en estudios previos (Díaz-Castela et al., 2013; Pedrosa et al., 2014; Salguero, 2010). Finalmente, el ítem 24 (Cuando estoy enfadado intento que se me pase.) presentó una carga factorial baja.

Por otro lado, en cuanto a la fiabilidad de la TMMS-12, se encontró evidencia favorable tanto a nivel de constructo como de puntuaciones. En cuanto a la fiabilidad de constructo, su magnitud elevada permitiría la inclusión y manejo de la medida en modelos estructurales en el marco de estudios explicativos (Ato et al., 2013), lo que favorecerá el avance en la comprensión del rol de la IE en un contexto de mayor complejidad analítica y conceptual. En cuanto a la fiabilidad de las puntuaciones, las magnitudes alcanzadas fueron excelentes ($> .85$; Ponterotto & Charter, 2009), lo que permitiría su uso en entornos aplicados.

En cuanto a las implicaciones prácticas, contar con una versión breve con una estructura interna sólida a nivel teórico y metodológico minimiza la varianza ajena al constructo, lo que permite realizar inferencias válidas. Por otro lado, debido a su brevedad permitirá ahorrar tiempo en las aplicaciones, y fomentará respuestas más confiables. Asimismo, se podrá implementar en evaluaciones masivas (e.g., inicio del año escolar) a fin de tener una línea de base que sustente las intervenciones del área socioemocional en el contexto escolar, así como utilizarse simultáneamente con otros instrumentos en proyectos científicos más amplios.

Este estudio presenta algunas fortalezas que deben considerarse. Por ejemplo, contar con un instrumento con tradición teórica y psicométrica como la TMMS permitió establecer modelos de medición a priori, a diferencia de un escenario en el que la medida a reducir aún no cuenta con suficientes evidencias de validez y fiabilidad (Smith et al., 2000). Asimismo, el uso del ESEM permitió un mejor panorama acerca de las asociaciones entre los ítems y dimensiones para detectar ítems potencialmente complejos, los cuales pasarían desapercibidos con un AFC. Adicionalmente, resultó interesante implementar una metodología reciente (bifactor S-1) que no dependa de un FG para evaluar la independencia de los factores que evalúa la escala. Por último, la versión breve se basó en una medida previa que contaba con evidencias de invarianza de medición, lo que permite una evaluación más libre de sesgo, además de usar procedimientos específicos para estos casos, como la corrección de la correlación por elementos comunes (Levy, 1967).

En cuanto a las limitaciones, quizás la más resaltante sea que los datos proceden de un solo colegio y de gestión privada, además de que sus participantes son predominantemente de nivel socioeconómico medio-alto. Además, la ausencia de criterios externos no permitió establecer una asociación con otros constructos dentro de su red nomológica.

5. Conclusiones

Se concluye que la TMMS-24 presenta una estructura de tres dimensiones, y es invariante según sexo y edad. De esta versión se obtuvo la TMMS-12, la cual presenta evidencias satisfactorias de validez con relación a su estructura interna y fiabilidad. De forma más específica, se replicó la estructura de tres dimensiones propuesta en el modelo teórico original, evidenciándose que los ítems presentan cargas factoriales con magnitudes moderadas y altas, lo que es un indicador de que el constructo está representado empíricamente por aquellos reactivos. Asimismo, los coeficientes de fiabilidad fueron elevados, lo que permite evaluar el constructo con un monto tolerable de error de medición, lo que facilita su uso en entornos aplicados.

Por otro lado, también es pertinente realizar algunas recomendaciones para futuros trabajos. En primer lugar, es necesario replicar el estudio para consolidar los hallazgos. En segundo lugar, sería conveniente implementar más estrategias para obtener evidencias de validez, sobre todo por su relación con otras variables, con énfasis en las vinculadas con la tecnología que se halla presente en el cotidiano de este grupo etario (Dans-Álvarez-de-Sotomayor et al., 2021). En tercer lugar, y si bien el tamaño muestral fue apropiado, sería conveniente incrementar la muestra para elaborar baremos que permitan detectar casos que ameriten orientación o intervención, así como ampliar el alcance a otros colegios (e.g., gestión estatal) y otros niveles socioeconómicos. En cuarto lugar, sería interesante desarrollar estudios de invarianza longitudinal que permitan implementar la TMMS-12 como medida pre y post intervención.

Contribución de los autores

SDL y BPP conceptualizaron el estudio. SDL, BPP, SNV y AAL escribieron el primer borrador del manuscrito. BPP, SNV y AAL realizaron una lectura crítica del artículo y aportaron significativamente. BPP y KRFC se encargaron de recolectar los datos. SDL realizó el análisis de datos. El contenido del manuscrito fue aprobado por todos los autores.

Referencias

- Acosta, F. P., & Clavero, F. (2017). La inteligencia emocional como predictora del rendimiento académico: El contexto pluricultural de Ceuta. *Revista Complutense de Educación*, 28(4), 1251-1265. <https://doi.org/10.5209/RCED.51712>
- Aritzeta, A., Balluerka, N., Gorostiaga, A., Alons-Arbiol, I., Haranburu, M., & Gartzia, L. (2016). Classroom emotional intelligence and its relationship with school performance. *European Journal of Education and Psychology*, 9(1), 1-8. <http://doi.org/10.1016/j.ejeps.2015.11.001>
- Asparouhov, T., & Muthen, B. O. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bar-On, R. (1997). *Bar-On emotional quotient inventory* (Bar-On EQ-i). Multi-Health Systems Inc.
- Bar-On, R. (2006). The Bar-On model of emotional-social intelligence (ESI). *Psicothema*, 18, 13-25.
- Bar-On, R., & Parker, J. D. (2000). *Bar-On Emotional Quotient Inventory: Yourth version*. Multi-Health Systems.
- Brandt, N. D., Becker, M., Tetzner, J., Brunner, M., Kuhl, P., & Maaz, K. (2020). Personality across the lifespan: Exploring measurement invariance of a Short Big Five Inventory from ages 11 to 84. *European Journal of Psychological Assessment*, 36(1), 162. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000490>
- Brook, C. A., & Schmidt, L. A. (2020). Lifespan trends in sociability: Measurement invariance and mean-level differences in ages 3 to 86 years. *Personality and Individual Differences*, 152, 109579. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109579>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 445-455). Sage.
- Bru-Luna, L.M., Martí-Vilar, M., Merino-Soto, C., & Cervera-Santiago, J.L. (2021). Emotional intelligence measures: A systematic review. *Healthcare*, 9, 1696. <https://doi.org/10.3390/healthcare9121696>
- Canivez, G. L. (2016). Bifactor modeling in construct validation of multifaceted tests: Implications for multidimensionality and test interpretation. In K. Schweizer & C. DiStefano (Eds.), *Principles and methods of test construction: Standards and recent advancements* (pp. 247-271). Hogrefe Publishers.
- Casino-García, A. M., Llopis-Bueno, M. J., & Llinares-Insa, L. I. (2021). Emotional intelligence profiles and self-esteem/self-concept: An analysis of relationships in gifted students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(3), 1006. <https://doi.org/10.3390/ijerph18031006>

- Chen, F.F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Ciarrochi, J., Chan, A., Caputi, P., & Roberts, R. (2001). Measuring emotional intelligence. In J. Ciarrochi, J. P. Forgas, & J. D. Mayer (Ed.), *Emotional intelligence in everyday life: A scientific inquiry* (pp. 25-45). Taylor & Francis.
- Clark, L. A. & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>.
- Costa, A., & Faria, L. (2015). The impact of emotional intelligence on academic achievement: A longitudinal study in Portuguese secondary school. *Learning and Individual Differences*, 37, 38-47. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2014.11.011>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Dans-Álvarez-de-Sotomayor, I., Muñoz Carril, P.-C., & González Sanmamed, M. (2021). Hábitos de uso de las redes sociales en la adolescencia: desafíos educativos. *Revista Fuentes*, 23(3), 280-295. <https://doi.org/10.12795/revistafuentes.2021.15691>
- Díaz-Castela, M.M., Hale, W.W., Muela, J.A., Espinosa-Fernández, L., Klimstra, T., & 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. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.2.144271>
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394>
- Dominguez-Lara, S. (2016). Análisis factorial exploratorio y complejidad factorial: más allá de las rotaciones. *Enfermería Clínica*, 26(6), 401. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2016.06.001>
- Dominguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica*, 28(6), 401 - 402. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002>
- Dominguez-Lara, S. (2019). Correlation between residuals in confirmatory factor analysis: a brief guide to their use and interpretation. *Interacciones*, 5(3), e207. <https://doi.org/10.24016/2019.v5n3.207>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018). Dos versiones breves del Big Five Inventory en universitarios peruanos: BFI-15p y BFI-10p. *LIBERABIT. Revista Peruana de Psicología*, 24(1), 81-96. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2018.v24n1.06>
- Dominguez-Lara, S. A., Fernández-Arata, M., & Seperak-Viera, R. (2021). Análisis psicométrico de una medida ultra-breve para el engagement académico: UWES-3S. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*, 13(1), 25-37. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v13.n1.27780>
- Dou, S., Han, Ch., Li, C., Liu, X., & Gan, W. (2022). Influence of emotional intelligence on the clinical ability of nursing interns: a structural equation model. *BMC Nursing* 21, 149. <https://doi.org/10.1186/s12912-022-00933-y>
- Eid, M. (2020). Multi-faceted constructs in abnormal psychology: Implications of the bifactor S - 1 model for individual clinical assessment. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 48(7), 895-900. <https://doi.org/10.1007/s10802-020-00624-9>
- Eisenstein, E. (2005). Adolescência: definições, conceitos e critérios. *Adolescência & Saúde*, 2(2), 6-7. <https://bit.ly/3PufgSv>
- Extremera, N., & 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, 937- 948. <https://bit.ly/3ClrYzU>
- Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2015). *Inteligencia Emocional y Educación: Colección Psicología Bienestar y Salud*, 7. Editorial Grupo 5.
- Fernández-Berrocal, P., & Extremera, N. (2006). Emotional intelligence: A theoretical and empirical review of its first 15 years of history. *Psicothema*, 18, 7-12. <https://www.psicothema.com/pdf/3270.pdf>
- Fernández-Berrocal, P., Cabello, R., & Gutiérrez-Cobo, M.J. (2017). Avances en la investigación sobre competencias emocionales en educación. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 31(1), 15-26. <https://www.redalyc.org/journal/274/27450136003/html/>
- Fernández-Berrocal, P., Extremera, N., & Ramos, N. (2004). Validity and reliability of the Spanish modified version of the Trait Meta-Mood Scale. *Psychological Reports*, 94(3), 751-755. <https://doi.org/10.2466/pr0.94.3.751-755>
- Flores-Kanter, P. E., Dominguez-Lara, S., Trógolo, M. A., & Medrano, L. A. (2018). Best practices in the use of bifactor models: Conceptual grounds, fit indices and complementary indicators. *Revista Evaluar*, 18(3), 44-48. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22221>
- Galarza, A.L., Castañeiras, C.E., & Liporace, M.F. (2018). Predicción de comportamientos suicidas y autolesiones no suicidas en adolescentes argentinos. *Interdisciplinaria*, 35(2), 307-326. <https://bit.ly/3R8olSr>
- Gest, S. D., Madill, R. A., Zadzora, K. M., Miller, A. M., & Rodkin, P.C. (2014). Teacher management of elementary classroom social dynamics: Associations with changes in student adjustment. *Journal of Emotional and Behavioral Disorders*, 22(2), 107-118. <https://doi.org/10.1177/1063426613512677>
- Gignac, G. E., & Kretschmar, A. (2017). Evaluating dimensional distinctness with correlated-factor models: Limitations and suggestions. *Intelligence*, 62, 138 - 147. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2017.04.001>

- Gignac, G. E., Bates, T. C., & Jang, K. (2007). Implications relevant to CFA model misfit, reliability, and the Five Factor Model as measured by the NEO-FFI. *Personality and Individual Differences*, 43(5), 1051–1062. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.02.024>.
- Gómez-Núñez, M.I., Torregrosa, M.S., Inglés, C.J., Lagos, N.G., Sanmartín, R., Vicent, M., & 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. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1505730>
- Godoy-Rojas, I. A., & Moreno, M. S. (2021). Estudio sobre la inteligencia emocional en educación primaria. *Revista Fuentes*, 23(2), 254 - 267. <https://doi.org/10.12795/revistafuentes.2021.12108>
- Goldenberg, I., Matheson, K., & Mantler, J. (2006). The assessment of emotional intelligence: A comparison of performance-based and self-report methodologies. *Journal of Personality Assessment*, 86, 33-45. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8601_05
- Gorostiaga, A., Balluerka, N., & Soroa, G. (2014). Evaluación de la empatía en el ámbito educativo y su relación con la inteligencia emocional. *Revista de educación*, 364, 12-38. <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2014-364-253>
- Gorostiaga, A., Balluerka, N., Aritzeta, A., Haranburu, M., & Alonso-Arbiol, I. (2011). Measuring perceived emotional intelligence in adolescent population: Validation of the Short Trait Meta-Mood Scale (TMMS-23). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 11(3), 523-537. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33719289007.pdf>
- Górriz, A. B., Etchezahar, E., Pinilla-Rodríguez, D. E., Giménez-Espert, M. D. C., & Soto-Rubio, A. (2021). Validation of TMMS-24 in Three Spanish-Speaking Countries: Argentina, Ecuador, and Spain. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(18), 9753. <https://doi.org/10.3390/ijerph18189753>
- Hain, S., Schermelleh-Engel, K., Freitag, C., Louwen, F., & Oddo, S. (2016). Development of a short form of the Personality Styles and Disorder Inventory (PSDI-6): Initial validation in a sample of pregnant women. *European Journal of Psychological Assessment*, 32(4), 283–290. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000260>
- Hang, Y., Soto, C., Speyer, L. G., Haring, L., Lee, B., Ostendorf, F., & Möttus, R. (2021). Age differences in the personality hierarchy: A multi-sample replication study across the life span. *Journal of Research in Personality*, 93, 104121. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2021.104121>
- Heene, M., Hilbert, S., Draxler, C., Ziegler, M., & Bühner, M. (2011). Masking misfit in confirmatory factor analysis by increasing unique variances: A cautionary note on the usefulness of cutoff values of fit indices. *Psychological Methods*, 16(3), 319- 336. <https://doi.org/10.1037/a0024917>
- Hunsley, J., & Marsh, E.J. (2008). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. In J. Hunsley & E. J. Marsh (Eds.) *A guide to assessments that work* (pp. 3-14). Oxford University Press.
- Jones, E., Mitra, A. K., & Bhuiyan, A. R. (2021). Impact of COVID-19 on Mental Health in Adolescents: A Systematic Review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(5), 2470. <https://doi.org/10.3390/ijerph18052470>
- Joseph, D. L., & 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>
- Lara, L., Monje, M. F., Fuster-Villaseca, J., & Dominguez-Lara, S. (2021). Adaptación y validación del Big Five Inventory para estudiantes universitarios chilenos. *Revista Mexicana de Psicología*, 38(2), 83-94. <https://bit.ly/3CdF5DA>
- Levy, P. (1967). The correction for spurious correlation in the evaluation of short-form tests. *Journal of Clinical Psychology*, 23(1), 84-86. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(196701\)23:1<84::aid-jclp2270230123>3.0.co;2-2](https://doi.org/10.1002/1097-4679(196701)23:1<84::aid-jclp2270230123>3.0.co;2-2)
- MacCann, C., Jiang, Y., Brown, L. E. R., Double, K. S., Bucich, M., & Minbashian, A. (2020). Emotional intelligence predicts academic performance: A meta analysis. *Psychological Bulletin*, 146(2), 150-186. <https://doi.org/10.1037/bul0000219>
- Marsh, H.W., Morin, A.J., Parker, P.D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Martínez-Martínez, A. M., López-Liria, R., Aguilar-Parra, J. M., Trigueros, R., Morales-Gázquez, M. J., Rocamora-Pérez, P. (2020). Relationship between emotional intelligence, cybervictimization, and academic performance in secondary school students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(21), 7717. <https://doi.org/10.3390/ijerph17217717>
- Marques, S. D., & Carvalho, D. J. (2012). Sucesso escolar e inteligência emocional. *Millenium*, 42(1), 7-84. <https://revistas.rcaap.pt/millenium/article/view/8195>
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? In P. Salovey and D. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: Implications for educators* (pp. 3-31). Basic Books.
- Mayer, J. D., Caruso, D. R., & Salovey, P. (2016). The ability model of emotional intelligence: Principles and updates. *Emotion Review*, 8, 290-300. <https://doi.org/10.1177/1754073916639667>
- Mayer, J. D., Roberts, R. D., & Barsade, S. G. (2008). Human abilities: Emotional intelligence. *Annual Review of Psychology*, 59, 507–536. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.59.103006.093646>
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. R. (2002). *MSCEIT: Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test*. Multi-Health Systems
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. R. (2004). Emotional intelligence: Theory, findings and implications. *Psychological Inquiry*, 15, 197-215. https://doi.org/10.1207/s15327965pli1503_02
- McDonald, R. P., & Ho, M.-H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64–82. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.64>

- Meherali, S., Punjani, N., Louie-Poon, S., Abdul Rahim, K., Das, J. K., Salam, R. A., & Lassi, Z. S. (2021). Mental health of children and adolescents amidst COVID-19 and past pandemics: a rapid systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(7), 3432. <https://doi.org/10.3390/ijerph18073432>
- Merino-Soto, C., Navarro-Loli, J. S., & García-Ramírez, W. (2014). Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional del Bar-On, EQ-I:YV. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 3(1), 141-154. <https://doi.org/10.13140/2.1.2293.7284>
- Morin, A. J. S., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2016). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 116–139. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800>
- Murray, A. L., & Johnson, W. (2013). The limitations of model fit in comparing the bi-factor versus higher-order models of human cognitive ability structure. *Intelligence*, 41(5), 407–422. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2013.06.004>
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (1998 – 2015). *Mplus User's Guide*. Muthén & Muthén.Press.
- Ondé, D., Alvarado, J.M., Sastre, S., & Azañedo, C.M. (2021). Application of S-1 bifactor model to evaluate the structural validity of TMMS-24. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18, 7427. <https://doi.org/10.3390/ijerph18147427>
- Pedrosa, I., Suárez-Álvarez, J., Lozano, L. M., Muñiz, J., & García-Cueto, E. (2014). Assessing perceived emotional intelligence in adolescents: New validity evidence of Trait Meta-Mood Scale–24. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 32(8), 737–746. <https://doi.org/10.1177/0734282914539238>
- Pérez-Fuentes, M., Gázquez-Linares, J. J., & Mercader-Rubio, I. (2014). Brief emotional intelligence inventory for senior citizens (EQ-I-M20). *Psicothema*, 26(4), 524-530. <https://doi.org/10.7334/psicothema2014.166>
- Pérez-Fuentes, M., Molero-Jurado, M., Barragán-Martín, A. B., & Gázquez-Linares, J. J. (2019). Family functioning, emotional intelligence, and values: Analysis of the relationship with aggressive behavior in adolescents. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(3), 478. <https://doi.org/10.3390/ijerph16030478>
- Petrides, K. v, & Furnham, A. (2000). Gender differences in measured and self-estimated trait emotional intelligence. *Sex Roles*, 42(5/6), 449-461. <https://doi.org/10.1023/A:1007006523133>
- Petrides, K. V., Frederickson, N., & 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. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00084-9](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00084-9)
- Petrides, K. v, Sangareau, Y., Furnham, A., & Frederickson, N. (2006). Trait emotional intelligence and children's peer relations at school. *Social Development*, 15(3), 537-547. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.2006.00355.x>
- Ponterotto, J., & Charter, R. (2009). Statistical extensions of Ponterotto and Ruckdeschel's (2007) reliability matrix for estimating the adequacy of internal consistency coefficients. *Perceptual and Motor Skills*, 108(3), 878-886. <https://doi.org/10.2466/PMS.108.3.878-886>
- Ramos-Díaz, E., Jiménez-Jiménez, V., Rodríguez-Fernández, A., Fernández-Zabala, A., & Axpe, I. (2017). Entrenamiento de la inteligencia emocional en el caso de una adolescente víctima de maltrato infantil. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 4(1), 17-24. <https://bit.ly/3pp0ceb>
- Roberts, R. D., Zeidner, M., & Matthews, G. (2001). Does emotional intelligence meet traditional standards for an intelligence? Some new data and conclusions. *Emotion*, 1, 196–231. <https://doi.org/10.1037/1528-3542.1.3.196>
- Rodríguez, A., Reise, S.P., & Haviland, M.G. (2016). Applying Bifactor Statistical Indices in the Evaluation of Psychological Measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Ruiz-Mamani, P. G., Cunza-Aranzábal, D. F., White, M., Quinteros-Zúñiga, D., Jaimes-Soncco, J. E., & Morales-García, W. C. (2022). Psychometric Properties of the Trait Meta-Mood scale for measuring Emotional Intelligence in Peruvian students. *Behavioral Psychology/ Psicología Conductual*, 30(2), 447-463. <https://doi.org/10.51668/bp.8322207n>
- Ruvalcaba, N., Fuerte, J., & Robles, F. (2015). Comunicación con padres y docentes como factor protector de los adolescentes ante las conductas disociales. *Educación y Ciencia*, 4(44), 57-67. <https://bit.ly/3dDimGp>
- Salguero, J.M., Fernández-Berrocal, P., Balluerka, N. & Aritzet, 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. <https://doi.org/10.2224/sbp.2010.38.9.1197>
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. In J. W. Pennebaker (Eds.), *Emotion, disclosure, and health* (pp. 125-154). American Psychological Association.
- Sánchez, B. (2021). Impacto psicológico de la COVID-19 en niños y adolescentes. *MEDISAN*, 25(1), 123-141. <https://bit.ly/3CbnVGn>
- Sigüenza-Marín, V. S., Carballido-Guisado, R., Pérez-Albéniz, A., & Fonseca-Pedrero, E. (2019). Implementación y evaluación de un programa de inteligencia emocional en adolescentes. *Universitas Psychologica*, 18(3), 1-13. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy18-3.iepi>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Simms, L. J., & Watson, D. (2007). The construct validation approach to personality scale construction. In R. Robins, C. Fraley, & R. Krueger (Eds.), *Handbook of Research Methods in Personality Psychology*. Guilford Press.
- Smith, G., McCarthy, D. M., & Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment*, 12(1), 102-111. <https://doi.org/10.1037//1040-3590.12.1.102>

- Song, L. J., Huang, G. H., Peng, K. Z., Law, K. S., Wong, C.S., & Chen, Z. (2010). The differential effects of general mental ability and emotional intelligence on academic performance and social interactions. *Intelligence*, 38(1), 137-143. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2009.09.003>
- Soper, DS. (2022). *A-priori sample size calculator for structural equation models* [Software]. <https://bit.ly/3w6XbTN>
- Stucky, B. D. & Edelen, M. O. (2015). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. In S. P. Reise & D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment*, 183-206. Routledge.
- Stucky, B. D., Thissen, D. & Edelen, M. O. (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>
- Supervía, P. U., & Bordás, C. S. (2018). Motivación escolar, inteligencia emocional y rendimiento académico en estudiantes de educación secundaria obligatoria. *Actualidades en Psicología*, 32(125), 95-112. <https://doi.org/10.15517/ap.v32i125.32123>
- Supervía, P. U., & Bordás, C. S. (2019). El rendimiento escolar, la inteligencia emocional y el engagement académico en una muestra de escolares. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 17(1), 5-26. <https://doi.org/10.25115/ejrep.v17i47.1879>
- Takšič, V., Mohorić, T., & Duran, M. (2009). Emotional skills and competence questionnaire (ESCQ) as a self-report measure of emotional intelligence. *Horizons of Psychology*, 18(3), 7-21. http://psiholoska-obzorja.si/arhiv_clanki/2009_3/taksic_mohoric_duran.pdf
- Tang, W., Yan, Z., Lu, Y., & Xu, J. (2022). Prospective examination of adolescent emotional intelligence and post-traumatic growth during and after COVID-19 lockdown. *Journal of Affective Disorders*, 309, 368-374. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.04.129>
- Toth-Kiraly, I., Bothe, B., Rigo, A., & Orosz, G. (2017). An illustration of the exploratory structural equation modeling (ESEM) framework on the passion scale. *Frontiers in Psychology*, 8, 1968. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01968>
- Trigueros, R., Sanchez-Sanchez, E., Mercader, I., Aguilar-Parra, J. M., López-Liria, R., Morales-Gázquez, M. J., Fernández-Campoy, J. M., & Rocamora, P. (2020). Relationship between emotional intelligence, social skills and peer harassment. A study with high school students. *International Journal of Environmental Research and Public Health* 17, 4208. <https://doi.org/10.3390/ijerph17124208>
- Ugarriza, N. (2001). La evaluación de la inteligencia emocional a través del inventario de BarOn (I-CE) en una muestra de Lima metropolitana. *Persona*, 4, 129-160. <https://repositorio.ulima.edu.pe/handle/20.500.12724/2195>
- Ugarriza, N., & Pajares, L. (2005). La evaluación de la inteligencia emocional a través del inventario de BarOn ICE: NA, en una muestra de niños y adolescentes. *Persona*, 8, 11-58. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/2872458.pdf>
- Valente, S., & Lourenço, A. A. (2020). Questionário de Inteligência Emocional do Professor: adaptação e validação do "Emotional Skills and Competence Questionnaire". *Revista de Estudos e Investigação em Psicologia y Educación*, 7(1), 12-24. <https://doi.org/10.17979/reipe.2020.7.1.5480>
- Wong, C.S., & Law, K. S. (2002). The effects of leader and follower emotional intelligence on performance and attitude. *The Leadership Quarterly*, 13(3), 243-274. [https://doi.org/10.1016/S1048-9843\(02\)00099-1](https://doi.org/10.1016/S1048-9843(02)00099-1)
- World Health Organization (2018). *Global Status Report on Alcohol and Health*. <https://bit.ly/3dzxLHW>
- World Health Organization (2020). *Mental health and psychosocial considerations during the COVID-19 outbreak*. <https://www.who.int/publications/i/item/WHO-2019-nCoV-MentalHealth-2020.1>
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for wh. *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144. <https://doi.org/10.1177/0146621605278814>
- Zou, G. (2007). Toward using confidence intervals to compare correlations. *Psychological Methods*, 12(4), 39-413. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.4.399>