

TIEA-A: Un test de habilidad de inteligencia emocional para adolescentes argentinos

TIEA-A: An ability test of emotional intelligence for Argentine adolescents



ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

Copyright © 2025
by Psicogente

Recibido: 11-12-23

Aceptado: 17-03-25

Publicado: 01-01-25

González, Rocio

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).
Universidad Siglo 21 (Córdoba, Argentina). Instituto de Ciencias para la Familia, Universidad Austral (Buenos Aires, Argentina). Universidad Argentina de la Empresa (UADE).
Email: mgrociogonzalez@gmail.com.

Flores Kanter, Pablo Ezequiel

Universidad Santo Tomás (Villavicencio, Colombia). Universidad Siglo 21 (Córdoba, Argentina). Universidad Católica de Córdoba (Córdoba, Argentina).
Email: pabloflores@ustavillavicencio.edu.co.

Richaud de Minzi, María Cristina

Instituto de Ciencias para la Familia, Universidad Austral, Buenos Aires, Argentina.
Email: richaudmc@gmail.com.

Medrano, Leonardo Adrián

Universidad Siglo 21 (Córdoba, Argentina). Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, Santiago de los Caballeros, República Dominicana.
Email: leonardo.medrano@ues21.com.

* González, Rocio - Flores Kanter, Pablo Ezequiel - Richaud de Minzi, María Cristina - Medrano, Leonardo Adrián

Resumen:

En el campo de estudio de la Inteligencia Emocional (IE) se han desarrollado dos perspectivas teóricas: El modelo de rasgo o mixto y el modelo de habilidad. Según este último modelo (el cual presenta mayor aceptación en la literatura científica), la IE se define como un conjunto de habilidades cognitivas necesarias para el procesamiento de la información emocional, por lo cual se evalúa mediante tests de destrezas. Si bien en la actualidad existen algunas medidas de habilidad de la IE desde este modelo teórico, son de difícil acceso para el contexto socioeconómico argentino actual; además, como provienen de contextos diferentes, pierden validez y consistencia. Por ello, el objetivo del presente estudio fue diseñar un instrumento con adecuada calidad psicométrica para la evaluación culturalmente pertinente de la IE como habilidad multidimensional en adolescentes argentinos. Se implementó un diseño instrumental para la construcción del test y se aplicó a una muestra piloto de 110 adolescentes, una muestra de 60 expertos profesionales en psicología y una muestra normativa compuesta por 465 adolescentes. Los resultados mostraron que el TIEA-A, conformado por 25 ítems, con cuatro tareas correspondientes a cada una de las habilidades, presenta una adecuada calidad psicométrica y es invariante con relación a los grupos estudiados. Así, al ser el primer test de habilidad en IE en Latinoamérica de libre acceso y de sencilla corrección, este aporte instrumental podría permitir el desarrollo de futuros estudios teóricos y empíricos en contexto local relacionados con el desarrollo evolutivo de la IE, la evaluación y eficacia de los programas de intervención, etc.

Palabras clave: habilidades emocionales; medida de desempeño; propiedades psicométricas; versión para jóvenes.

Abstract:

In the field of study of emotional intelligence (EI), two theoretical perspectives have been developed: The trait or mixed model and the ability model. According to this last model (which is more widely accepted in scientific literature), EI is defined as a set of cognitive skills necessary for the processing of emotional information in intra and interpersonal contexts, which is why it is evaluated through skills tests. Although there are currently some measures of EI ability from this theoretical model, they are difficult to access for the current Argentine socio-economic context, and as they come from different contexts, their validity and consistency may be compromised. Therefore, the present study aimed to design an instrument with adequate psychometric quality for the culturally relevant evaluation of EI as a multidimensional ability in Argentine adolescents. An instrumental design was implemented for the construction of the test, and it was applied to a pilot sample of 110 adolescents, an expert sample of 60 psychological professionals, and a normative sample of 465 adolescents. The results indicated that the TIEA-A, composed of 25 items with four tasks corresponding to each skill, presents adequate psychometric quality and is invariant concerning the groups studied. Thus, being the first EI ability test in Latin America with free access and easy correction, this instrumental contribution could allow the development of future theoretical and empirical studies in a local context related to the evolutionary development of EI, the evaluation and effectiveness of the intervention programs, etc.

Keywords: emotional skills; performance measure; psychometric properties; youth version.

Cómo citar este artículo (APA):

González, R., Flores Kanter, P. E., Richaud de Minzi, M. C. & Medrano, L. A. 2025. TIEA-A: Un test de habilidad de inteligencia emocional para adolescentes argentinos. *Psicogente* 28(53), 1-20. <https://doi.org/10.17081/psico.28.53.7025>

1. INTRODUCCIÓN

Desde el surgimiento de Inteligencia Emocional (IE) en la década del noventa, se han desarrollado dos perspectivas teóricas: el modelo mixto o de rasgo y el modelo de habilidad. El primero de ellos conceptualiza a la IE como una combinación de habilidades emocionales y rasgos de personalidad, siendo el más conocido el modelo de Goleman, quien popularizó el concepto. Sin embargo, aunque este modelo ha tenido gran repercusión, al mismo tiempo ha recibido fuertes críticas, basadas tanto en el insuficiente fundamento empírico para sus postulados, como también en los métodos de evaluación utilizados (Extremera-Pacheco & Fernández-Berrocal, 2016).

Precisamente, en cuanto a la evaluación, los modelos de rasgo suelen utilizar cuestionarios y autoinformes, en los que el participante realiza una estimación subjetiva de sus propias habilidades emocionales (González-Robles *et al.*, 2011). Aunque estas medidas pueden ser útiles para evaluar la introspección del participante, pueden verse afectadas por los propios sesgos perceptivos, siendo posible la tendencia a falsear la respuesta. Asimismo, implican contar con un *insight* o autoconciencia emocional, evaluando solo procesos conscientes, lo cual puede resultar problemático a ciertas edades (Extremera-Pacheco & Fernández-Berrocal, 2004).

Por su parte, el modelo de habilidad, desarrollado por Mayer *et al.* (1999), entiende a la IE como “la habilidad para percibir, valorar y expresar emociones con exactitud, la habilidad para acceder y/o generar sentimientos que faciliten el pensamiento; la habilidad para comprender emociones y el conocimiento emocional y la habilidad para regular las emociones promoviendo un crecimiento emocional e intelectual” (Mayer & Salovey, 1997, p. 4). Por tanto, se la concibe como un conjunto de habilidades cognitivas necesarias para el procesamiento de la información emocional en contextos intra e interpersonales. Estos autores operacionalizan el concepto a través de cuatro dimen-

siones: Percepción (habilidad para reconocer las emociones), Facilitación (habilidad para utilizar o aprovechar las emociones de cara a favorecer otros procesos cognitivos), Comprensión (habilidad para etiquetar las emociones y entender su significado) y Regulación (habilidad para gestionar las emociones a través del empleo de estrategias) (Ruiz-Aranda *et al.*, 2018). Un aspecto relevante de este último enfoque es que las habilidades emocionales se evalúan mediante tests de competencias, por lo que se consigue una medida de rendimiento de las destrezas, al igual que las pruebas de capacidad cognitiva (Extremera-Pacheco & Fernández-Berrocal, 2016; Rivers *et al.*, 2012).

Existen pocos instrumentos actualmente disponibles para la medida de la IE como habilidad (Rodrigo-Ruiz *et al.*, 2019). El Test de Inteligencia Emocional de Mayer-Salovey-Caruso o el MSCEIT por sus siglas en inglés (Mayer *et al.*, 2002) es la prueba de IE como habilidad más utilizada actualmente (Llamas-Díaz *et al.*, 2022), y presenta una versión para jóvenes de entre 10 a 17 años el *Emotional Intelligence Test-Youth Version* o MSCEIT-YV (Mayer *et al.*, 2014), que aún no cuenta con una adaptación en español. Recientemente, se ha desarrollado el Test de Inteligencia Emocional de la Fundación Botín (TIEFBA; Fernández-Berrocal *et al.*, 2018), pero, al igual que las diferentes versiones del MSCEIT, solo se accede al test de forma paga, lo cual dificulta su aplicación en Argentina, repercutiendo en el desarrollo del estudio de la IE en este país.

De hecho, una revisión sistemática reciente (Mikulic *et al.*, 2023) acerca de las investigaciones realizadas en los últimos diez años sobre IE en Argentina, muestra que solo existen ocho estudios que centran el foco en la evaluación de la IE a través de pruebas psicométricas. Este resultado es un hecho preocupante, principalmente en materia de educación y salud, dando cuenta de la necesidad de fomentar investigaciones sobre IE en nuestro país desde las buenas prácticas metodológicas. Incluso aún, varios autores coinciden en que la falta de instru-

mentos de evaluación de IE validados en español para población infanto-juvenil, sigue siendo una limitación para las investigaciones en países hispanohablantes (Cobos-Sánchez *et al.*, 2017).

Por lo anteriormente desarrollado, el objetivo del presente estudio fue diseñar un instrumento con adecuada calidad psicométrica, para la evaluación culturalmente pertinente de la IE como habilidad, en adolescentes argentinos, de acuerdo con el modelo de Mayer *et al.* (1999).

2. MÉTODO

2.1. Diseño empleado

Se implementó un diseño instrumental según la clasificación de Ato *et al.* (2013), ya que se trata de un estudio de corte psicométrico en el que se exploran las propiedades psicométricas del test construido a través de una evaluación en un momento temporal determinado. Por tanto, corresponde a un estudio no experimental, observacional y transversal.

2.2. Instrumentos para la recolección de la información

2.2.1. Cuestionario sociodemográfico.

Es un cuestionario autoadministrado construido *ad hoc* para obtener datos sociodemográficos de la muestra, como sexo, edad y lugar de residencia.

2.2.2. Prueba de habilidad de la IE.

Se construyó el Test Argentino de Inteligencia Emocional para Adolescentes (TIEA-A), constituido por 29 ítems divididos en cuatro secciones, cada una de las cuales representa una de las cuatro habilidades descritas por el modelo teórico y tomando de base el test MSCEIT-YV (Mayer *et al.*, 2014).

La tarea de Percepción Emocional consiste en la identificación de emociones básicas y complejas en cuatro fotografías y cuatro videoclips, sin sonido, de los rostros de jóvenes y adultos actores.

Los estímulos se tomaron de: “The Cambridge Mindreading Face-Voice Battery for Children” (CAM-C; Golan *et al.*, 2015), “NIMH Child Emotional Faces Picture Set” (Egger *et al.*, 2011) y “The NimStim Set of Facial Expressions” (Tottenham *et al.*, 2009). En la tarea de Facilitación Emocional, se les solicita a los participantes que identifiquen en qué medida cada una de las cuatro emociones presentadas sería más útil sentir con el propósito de llevar a cabo (facilitar) el desempeño exitoso de ocho tareas cognitivas y conductuales. En la tarea de Comprensión Emocional se les solicita a los participantes que identifiquen en qué medida cada una de las cuatro emociones se corresponden con la definición presentada. Por último, la tarea de Regulación Emocional se evalúa mediante cinco viñetas y se les solicita a los participantes que indiquen el grado de efectividad (utilidad) de varias estrategias para lograr un objetivo específico. Las viñetas se diseñaron a partir de la “tarea de identificación de reevaluaciones cognitivas-TIRC” (Andrés *et al.*, 2016), destinada a población infantojuvenil argentina, y se tomaron seis estrategias de regulación emocional: modificación de situación; despliegue atencional: distracción; cambio cognitivo: rumiación; cambio cognitivo: reevaluación; modulación de respuesta: supresión; y modulación de respuesta: expresión (Gross & Thompson, 2007).

Los estímulos del test y sus respuestas se derivaron de la literatura existente sobre habilidades emocionales. Todas las tareas comienzan con ensayos de práctica y se utiliza en todos los casos una escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos. El test se encuentra disponible en: <https://forms.gle/jP8eTBJDwexPzzGX6>

2.3. Participantes

La muestra para el estudio piloto estuvo conformada por 110 adolescentes (56,4 % mujeres y 43,6 % varones) de una institución educativa de Buenos Aires (Argentina), con edades comprendidas entre 12 y 14 años ($M = 12,75$; $DE = 0,859$). Del total de la muestra, el 51,8 % tenían 12 años, el 20,9 % 13

años y el 27,3 % 14 años. La muestra de expertos estuvo compuesta por 60 profesionales psicólogos, especialistas en medición de variables emocionales y/o psicometría (60 % mujeres y 40 % varones), con edades comprendidas entre 29 y 66 años ($M = 43,05$; $DE = 9,364$). El nivel educativo alcanzado de los profesionales fue: 5 de ellos con licenciatura, 10 con especialización, 19 con maestría y 26 con doctorado, siendo el 76,7 % de Argentina y el 23,3 % de España. La muestra normativa estuvo compuesta por 465 adolescentes (59,4 % mujeres y 40,6 % varones) de Argentina, con edades comprendidas entre 11 y 18 años ($M = 14,10$; $DT = 1,966$). Del total de la muestra, el 5,6 % tenía 11 años, el 21,3 % 12 años, el 17,2 % 13 años, el 17,4 % 14 años, el 11,6 % 15 años, el 10,5 % 16 años, el 11,6 % 17 años y el 4,7 % 18 años. En cuanto al lugar de residencia, el 83,7 % de los participantes era de la provincia de Buenos Aires, el 9,5 % de Chubut, el 2,8 % de Santa Fe, el 2,4 % de Córdoba y el 1,7 % de Mendoza. El 15,9 % era escuelas de gestión pública y el 84,1 % de escuelas privadas.

Todos los participantes fueron seleccionados por muestreo no probabilístico por conveniencia. Durante el desarrollo del estudio se respetaron los principios éticos de la investigación con seres humanos, asegurando las condiciones necesarias para proteger el anonimato y la confidencialidad de los datos. La participación requirió el consentimiento informado de los padres y el asentimiento de los adolescentes. La investigación fue aprobada por el Comité de Bioética de la Universidad Nacional de Mar del Plata, inscripto en el Registro Provincial de Comités de Ética en Investigación, dependiente del Comité Central de Ética en Investigación (Ministerio de Salud de la Provincia de Buenos Aires, Argentina). El estudio se realizó de acuerdo con los principios enunciados en la Declaración de Helsinki.

Para la muestra de expertos, se consideró como criterio de inclusión que los participantes fueran profesionales psicólogos, expertos en medición de variables emocionales y/o psicometrías residentes

de Argentina o España y estuvieran dispuestos a participar en el estudio. Para las muestras piloto y general, se consideró como criterio de inclusión que los adolescentes tuvieran entre 11 y 18 años, estuvieran escolarizados, contaran con el consentimiento de sus padres o tutores y estuvieran dispuestos a participar en el estudio. Se excluyeron los adolescentes que no cumplieron con estos criterios, junto con aquellos que presentaban diagnóstico confirmado de trastornos del neurodesarrollo según el DSM-5 (American Psychiatric Association [APA], 2013).

2.4. Procedimientos desarrollados

Se diseñó la primera versión del test, teniendo en cuenta la adecuación cultural pertinente para contribuir a aportar evidencias de validez ecológica. Luego, el conjunto de estímulos fue sometido a examen y juicio crítico por un panel de expertos en medición de variables emocionales y psicometría; posteriormente, se realizó un estudio piloto que permitió no solo investigar la efectividad de los estímulos emocionales, así como analizar los criterios de inclusión de los *targets* y los distractores, sino también proporcionar evidencias tanto de validez aparente como de de contenido.

Con base en los resultados se realizaron las modificaciones correspondientes y se elaboró la versión final del instrumento que se administró a la muestra general normativa. Para ello, se contactó a las autoridades de las instituciones educativas y, a través de estas, se contactó a los padres de los estudiantes y se les solicitó su autorización. Los participantes realizaron la tarea de forma individual en un aula de su institución educativa, supervisados por profesionales calificados. Por último, se sometieron los estímulos a revisión y se estudiaron las propiedades psicométricas del instrumento.

2.5. Análisis de datos

2.5.1. Estudio de jueces y estudio piloto.

Para el análisis de las respuestas de los jueces expertos, se estimó el coeficiente de Aiken V, el

cual debe alcanzar al menos un valor crítico $V = 0,50$ para ser considerado aceptable. Sin embargo, estudios más recientes sugieren considerar niveles más conservadores ($V \geq 0,70$) y prestar atención a los intervalos de confianza del coeficiente (Soto & Segovia, 2009). Para estimar el coeficiente y sus intervalos de confianza se utilizó el programa desarrollado por Soto y Segovia (2009). Asimismo, para establecer la tasa de respuesta correcta se calcularon los porcentajes de respuesta en los puntos cuatro y cinco de la escala Likert, tanto para los *targets* como para los distractores. Solo se incluyeron los ítems *target* que fueron elegidos por al menos la mitad de los participantes y los ítems distractores que no fueron seleccionados por más de un tercio. Esto mismo se realizó con los resultados del estudio piloto.

2.5.2. Estudio del sistema de puntuación.

Para discriminar las respuestas correctas de las incorrectas en las pruebas de IE y obtener las puntuaciones, la literatura sugiere dos procedimientos alternativos: método consenso (la respuesta correcta es la que está respaldada por la mayoría de una gran muestra normativa) y método experto (la respuesta correcta es la que está respaldada por la mayoría de una muestra de expertos) (Rivers *et al.*, 2012). En este estudio, se utilizó el criterio de expertos, que es el procedimiento más empleado y es el que se prefiere en el test MSCEIT (Barchard & Russell, 2006), en este caso ampliando el tamaño muestral clásicamente utilizado en estudios previos.

Los expertos que participaron en el estudio brindaron su opinión sobre cada uno de los ítems de la prueba, indicando cuáles serían las respuestas correctas. La fiabilidad entre evaluadores (coeficiente de correlación intraclase con un intervalo de confianza del 95 %) fue de 0,78, que al ser $> 0,75$ se considera como una concordancia excelente (Hernández-Aguado *et al.*, 1990). Luego, para la corrección del test y la asignación de puntajes, los participantes de la muestra normativa recibieron crédito por las respuestas correctas, en la medida

en que coincidían con las de los expertos. Por ejemplo, si el 80 % de los expertos eligió la respuesta «1» en un sub-ítem, mientras que el 10 % eligió la respuesta «2», el 5 % la respuesta «3», el 5 % la respuesta «4» y el 0 % la respuesta «5»; un participante que eligió la respuesta «2» en este sub-ítem tuvo una puntuación de 0,10, mientras que un participante que eligió la respuesta «1» en este sub-ítem tuvo una puntuación de 0,80.

Por otro lado, se decidió realizar un sistema de puntuación por “*target*”, teniendo en consideración ítems positivos o directos para las respuestas correctas (ya que van en la dirección del constructo a medir) e ítems negativos o inversos para los distractores (ya que van en la dirección opuesta). Por ejemplo, ante la fotografía que muestra un rostro de alegría, si el sub-ítem «1» es alegría, la escala Likert para ese sub-ítem será positiva o directa (el punto 1 de la escala Likert que representa “nada” sería igual a 1, mientras que el punto 5 que representa “mucho” sería igual a 5), mientras que los sub-ítems «2=enojo», «3=miedo» y «4=tristeza» serán negativos o inversos (el punto 1 de la escala Likert que representa “nada” sería igual a 5, mientras que el punto 5 que representa “mucho” sería igual a 1). Este tipo de sistema de puntuación tiene la ventaja, a nivel aplicado, de que facilita la corrección del test, proporcionando una versión accesible al uso profesional clínico, como así también, a nivel metodológico, contribuye a contrarrestar el problema de la aquiescencia.

2.5.3. Análisis de ítems.

Se utilizó el software SPSS versión 21 para realizar un análisis preliminar de los datos a modo exploratorio, con el fin de verificar los supuestos estadísticos y detectar casos atípicos que pudieran distorsionar los resultados. Para identificar casos atípicos univariados se utilizó el cálculo de puntuaciones Z para cada variable (puntuaciones $Z > \pm 3,29$ fueron consideradas atípicas) y para identificar casos atípicos multivariados, se utilizó la prueba de distancia de Mahalanobis ($p < 0,001$); (Tabachnick & Fidell, 2013). Seguidamente, se calculó la media,

la desviación típica, la asimetría y la curtosis de los ítems. Como criterio para evaluar los índices de asimetría y curtosis, se consideró como excelentes valores entre $\pm 1,00$ y como adecuados valores inferiores a $\pm 2,00$ (George & Mallery, 2016).

2.5.4. Estudio de la estructura interna.

Dado que en el presente estudio no se busca descubrir la estructura subyacente de la medida, sino más bien evaluar el ajuste del modelo teórico a los datos, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) mediante el paquete *Lavaan* (v. 0,06-15; Rosseel, 2012) en *R-Studio* (RStudio Team, 2020), un software especializado en análisis de modelos de ecuaciones estructurales. Debido a que las distribuciones de las puntuaciones permiten hipotetizar que el supuesto de normalidad no se cumple, se optó por realizar el análisis factorial utilizando una corrección robusta, por media y varianza, del estimador de máxima verosimilitud (i.e. el estimador MLMV), ya que resulta la opción óptima según se deriva de simulaciones recientes (Maydeu-Olivares, 2017). 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), el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR) y el criterio de información de Akaike (AIC). Los valores entre 0,90 y 0,95 o superiores para el CFI y TLI son considerados como ajustes aceptables a excelentes; se esperan valores entre 0,05 y 0,08 para el RMSEA, y valores $\leq 0,08$ y $\leq 0,06$ para el SRMR (Keith, 2015).

2.5.5. Análisis de la confiabilidad y correlación entre factores.

Posteriormente, se analizó la confiabilidad mediante el coeficiente omega (ω), el cual evalúa cómo una variable latente es representada por un conjunto de ítems que a diferencia del coeficiente Alfa, no depende del número de ítems (McDonald, 1999). El cálculo de la consistencia interna se realizó también en *R-Studio* empleando el paquete

semTools (Jorgensen *et al.*, 2022). Para el cálculo de omega se empleó la función *compRelSEM*, que basa el cálculo en los pesos factoriales estimados en los respectivos modelos. Valores $> 0,70$ sugieren una variable latente adecuadamente definida por sus indicadores (Campo-Arias & Oviedo, 2008). Asimismo, se realizó un análisis de correlaciones bivariadas entre los factores mediante el coeficiente de Pearson utilizando el software *SPSS* versión 21.

2.5.6. Análisis de invarianza factorial según el sexo y la edad y comparación de medias latentes.

Por último, una vez establecida la estructura interna del test y a los fines de hacer comparaciones entre grupos, se debe garantizar que la medición sea equivalente entre las submuestras de interés, es decir, que el constructo tenga el mismo significado entre los grupos evaluados. Esto último se logra mediante el análisis de invarianza de medición (Dominguez-Lara & Prada-Chapoñan, 2020). En este caso, se ha probado la invarianza de medición por sexo y edad. Teóricamente, si la IE como habilidad se sitúa dentro de un marco de la inteligencia, debe cumplir con el criterio de desarrollo mediante el cual la IE debería aumentar con la edad y la experiencia, en paralelo con otras habilidades cognitivas. Asimismo, la cantidad de resultados contradictorios con relación a las diferencias de IE en cuanto al sexo vuelve necesaria su comparación.

Para ello, se utilizó el paquete *Lavaan* (v. 0,06-15; Rosseel, 2012) en *R-Studio* (RStudio Team, 2020), el mismo software y el mismo estimador utilizado para el análisis factorial confirmatorio (AFC). Se estudió la invarianza configural, métrica y escalar (Van de Schoot *et al.*, 2012), probando estos tres modelos anidados por grupos de sexo y edad. La invarianza configural especifica que la estructura factorial es igual en los grupos. La invarianza métrica especifica la igualdad para las cargas factoriales; mientras que la invarianza escalar especifica la igualdad tanto para las cargas factoriales como para los interceptos (Fischer & Karl, 2019; Putnick & Bornstein, 2016).

Para la evaluación de la invarianza se siguió principalmente la reciente propuesta de Savalei *et al.* (2023), quienes desarrollan una alternativa de cálculo del RMSEA para la contrastación de modelos anidados, el $RMSEA_d$. Si bien comúnmente se utilizan los índices RMSEA y CFI, estos presentan debilidades a la hora de detectar cualquier grado de desajuste (Lasker, 2022). En cambio, el $RMSEA_d$ evalúa el empeoramiento de ajuste debido a la introducción de restricciones por los grados de libertad introducidos (dfD), y se interpreta en función de los puntos de corte comúnmente establecidos para el RMSEA ($< 0,08$ ajuste “aceptable”; $< 0,05$ ajuste “cercano/próximo”). Este índice es una medida más focalizada y ha evidenciado en simulaciones recientes mayor sensibilidad en comparación al RMSEA (Savalei *et al.*, 2023). Luego, se realizó una comparación de la media de los factores latentes en función del sexo y los grupos de edad.

3. RESULTADOS

3.1. Estudio por jueces expertos y estudio piloto.

Los resultados indicaron que todos los coeficientes de Aiken V superan el valor crítico de 0,70, excepto por un sub-ítem del ítem ocho de la tarea de Percepción y de Facilitación, así como de un sub-ítem de la viñeta cuatro en la tarea de Regulación. Se decidió eliminar los ítems ocho de Percepción y de Facilitación por su valor inferior al límite y conservar el sub-ítem de la viñeta cuatro en la tarea de Regulación, realizándose las modificaciones correspondientes sugeridas por los jueces expertos para realizar la prueba piloto. En cuanto a los aspectos formales de la prueba, todos cumplieron con el valor crítico, excepto por el índice de intensidad emocional reportado en la viñeta de ensayo de la tarea de Regulación. Dado que se trató del ensayo se decidió conservarla.

Seguidamente, para establecer la tasa de respuesta correcta, se calcularon los porcentajes de respuesta en los puntos de mayor intensidad, es decir, los

puntos cuatro y cinco de la escala Likert. Los resultados muestran que todos los sub-ítems *targets* fueron elegidos por al menos la mitad de los jueces y que los sub-ítems distractores no fueron seleccionados por más de un tercio ($p < 0,05$, prueba binomial; ver Tabla 1).

Por su parte, los resultados del estudio piloto indican que todos los índices de porcentaje de aciertos cumplen el criterio, excepto por uno de los distractores del ítem cuatro de Percepción (ver Tabla 1). En cuanto a los índices de intensidad emocional reportados en la tarea de Regulación, todos cumplieron con el valor crítico, excepto por el ensayo (V de Aiken [90IC] = 0,516 [0,469, 0,562]). Dado que los ítems que no cumplen el criterio son un distractor y un índice de intensidad en el ensayo, se decidió conservarlos.

3.2. Estudio de sistema de puntuación.

Se confeccionaron las ponderaciones (calculados en porcentajes) para cada sub-ítem según el criterio de los expertos (creando así el sistema de puntuación por método experto). Por otro lado, se confeccionaron las ponderaciones para obtener una escala balanceada de sencilla corrección (creando así el sistema de puntuación por método *target*): las respuestas correctas/*targets* según el método de expertos se corresponden con puntuaciones directas, mientras que las respuestas incorrectas/distractores determinadas por los expertos se corresponden con puntuaciones inversas, siendo de esta manera la respuesta clave/correcta la mejor opción representada para cada ítem. Estos dos métodos produjeron claves de puntuación muy similares: la correlación entre las dimensiones calculadas con base en los expertos versus los calculados usando el método *target* varió de $r = 0,866$ a $0,930$ (Percepción: $r = 0,911$, $p < 0,000$; Facilitación: $r = 0,866$, $p < 0,000$; Comprensión: $r = 0,930$, $p < 0,000$; Regulación: $r = 0,930$, $p < 0,000$), por lo que se decidió realizar los siguientes análisis para ambos sistemas de puntuación.

Tabla 1. Acuerdo entre jueces de las respuestas *targets*, de los aspectos formales y las tasas de reconocimiento del TIEA-A.

TAREAS	RESPUESTAS TARGETS DE LOS ÍTEMS	V DE AIKEN [90IC]	ÍNDICES DE RECONOCIMIENTO PARA TARGETS	
		JUECES	JUECES	PILOTO
Percepción	Ensayo 1: Alegría	0,817 [0,763, 0,861]	83	68
	Ensayo 2: Preocupación	0,771 [0,714, 0,819]	78	64
	1: Enojo	0,983 [0,958, 0,994]	100	95
	2: Vergüenza	0,854 [0,804, 0,893]	83	67
	3: Alegría	0,963 [0,936, 0,983]	100	97
	4: Decepción	0,858 [0,808, 0,897]	90	83
	5: Miedo	0,992 [0,970, 0,998]	100	100
	6: Diversión	0,908 [0,865, 0,939]	93	81
	7: Tristeza	0,925 [0,885, 0,952]	97	91
Facilitación	8: Decepción	0,733 [0,674, 0,785]*	72	90
	Ensayo 1: Tristeza	0,863 [0,813, 0,900]	90	65
	1: Culpa	0,900 [0,856, 0,932]	92	73
	2: Alegría	0,933 [0,894, 0,959]	100	91
	3: Vergüenza	0,979 [0,952, 0,991]	100	76
	4: Enojo	0,904 [0,860, 0,935]	93	61
	5: Culpa	0,946 [0,910, 0,968]	100	77
	6: Miedo	0,904 [0,860, 0,935]	92	63
	7: Diversión	0,933 [0,894, 0,959]	95	89
Comprensión	8: Ansiedad	0,438 [0,376, 0,501]*	61	64
	Ensayo 1: Tristeza	0,979 [0,952, 0,991]	100	98
	1: Arrepentimiento	0,992 [0,970, 0,998]	100	84
	2: Decepción	1,000 [0,984, 1,000]	100	84
	3: Alegría	0,988 [0,964, 0,996]	100	96
	4: Diversión	0,992 [0,970, . 0998]	100	99
	5: Miedo	0,998 [0,964, 0,996]	100	95
	6: Vergüenza	1,000 [0,984, 1,000]	100	90
	7: Enojo	0,954 [0,920, 0,974]	100	89
Regulación	8: Preocupación	0,933 [0,894, 0,959]	98	69
	Ensayo 1: Reevaluación	0,929 [0,890, 0,955]	100	96
	Ensayo 1: Expresión	0,792 [0,736, 0,838]	77	52
	1: Expresión	0,792 [0,736, 0,838]	77	67
	1: Modificación	0,883 [0,837, 0,918]	92	55
	2: Expresión	0,929 [0,890, 0,955]	100	85
	2: Reevaluación	0,804 [0,749, 0,849]	75	75
	3: Distracción	0,821 [0,767, 0,864]	83	83
	3: Reevaluación	0,892 [0,846, 0,925]	100	81
	4: Distracción	0,617 [0,554, 0,676]*	55	64
	4: Reevaluación	0,804 [0,749, 0,849]	82	62
IER por viñeta	5: Modificación	0,892 [0,846, 0,925]	88	73
	5: Distracción	0,829 [0,776, 0,872]	83	77
	Ensayo	0,621 [0,558, 0,680]*		
	1	0,813 [0,758, 0,857]		
	2	0,967 [0,936, 0,983]		
	3	0,888 [0,841, 0,922]		
Test	4	0,904 [0,860, 0,935]		
	5	0,896 [0,851, 0,928]		
	Dificultad e idoneidad	0,917 [0,875, 0,945]		
	Dimensión teórica	0,883 [0,837, 0,918]		
	Cantidad y calidad ítems	0,871 [0,822, 0,907]		

Nota. * No cumple el criterio; IER: Intensidad Emocional Reportada.

3.3. Análisis de ítems.

No se reportaron casos perdidos debido a que el test fue completado mediante una plataforma virtual que recordaba a los participantes si algún ítem quedaba sin responder. Con el sistema de puntuación de expertos, se identificaron 30 casos atípicos univariados, aunque no se identificaron casos atípicos multivariados. Con el sistema de puntuación *target*, se identificaron 39 casos atípicos

univariados y tres casos atípicos multivariados. Se decidió retenerlos con el objetivo de no limitar la generalización de los resultados. En cuanto a los análisis descriptivos, se observó que, tanto para el método de puntuación expertos como para método de puntuación *target*, los valores sugirieron que no se trata de una distribución normal de acuerdo con los criterios propuestos por [George y Mallery \(2016\)](#) (ver Tabla 2).

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de los ítems del TIEA-A en función del método de puntuación expertos y *target*.

TAREAS	ÍTEMS	PUNTUACIÓN EXPERTOS				PUNTUACIÓN TARGET			
		M	DE	A	C	M	DE	A	C
Percepción	P1	276,40	72,524	-0,940	1,106	4,21	0,482	-0,694	0,761
	P2	174,91	59,212	-0,490	-0,545	4,63	0,426	-2,389	10,322
	P3	343,58	76,885	-2,282	5,649	3,94	0,654	-0,408	-0,450
	P4	184,84	39,664	-0,975	2,478	4,82	0,390	-4,315	23,966
	P5	287,91	88,861	-0,909	0,285	3,86	0,587	-0,072	-0,257
	P6	234,72	94,625	-0,892	-0,059	4,60	0,475	-1,596	2,766
	P7	217,06	53,174	-0,758	1,230	4,33	0,693	-1,478	2,423
Facilitación	F1	170,70	50,627	-0,744	0,132	4,07	0,559	-0,514	0,033
	F2	206,22	77,146	-0,794	-0,374	4,38	0,761	-1,665	2,369
	F3	193,80	71,439	-0,421	-0,479	4,01	0,690	-0,549	0,072
	F4	192,75	66,191	-0,176	-0,355	4,10	0,602	-0,658	0,453
	F5	179,71	44,295	-0,982	1,276	3,95	0,567	-0,383	0,288
	F6	218,17	74,709	-0,642	0,245	4,23	0,592	-0,813	0,304
	F7	237,32	59,444	-1,440	2,056	4,45	0,604	-1,632	3,402
Comprensión	C1	243,38	109,641	-0,513	-0,715	4,30	0,690	-1,049	0,560
	C2	243,90	87,473	-0,696	0,138	4,31	0,599	-1,239	1,652
	C3	351,29	78,682	-2,626	7,420	4,83	0,476	-4,459	22,440
	C4	358,31	78,463	-2,589	7,470	4,84	0,463	-4,795	26,167
	C5	249,55	87,313	-0,381	-0,012	4,28	0,659	-0,949	0,521
	C6	215,54	73,368	-0,522	0,656	3,94	0,673	-0,074	-0,863
	C7	220,90	68,487	-0,592	-0,109	4,10	0,573	-0,545	-0,138
	C8	213,62	75,715	-0,270	-0,403	4,19	0,604	-0,538	-0,012
Regulación	R1	104,09	52,371	0,389	-0,738	3,50	0,686	-0,224	-0,124
	R2	144,46	68,274	-0,149	-0,881	3,44	0,824	-0,194	-0,161
	R3	127,19	56,705	0,029	-0,839	3,82	0,812	-0,527	-0,135
	R4	108,83	53,860	0,484	-0,728	3,77	0,740	-0,370	-0,445
	R5	126,83	57,046	0,246	-0,714	3,67	0,739	-0,285	0,091

Nota. M= media; DE= desviación estándar; A= asimetría; C= curtosis.

3.4. Estudio de la estructura interna: análisis factorial confirmatorio.

Dado que las distribuciones de las puntuaciones permiten hipotetizar que el supuesto de normalidad no se cumple, se optó por realizar el análisis factorial utilizando una corrección robusta, por media y varianza, del estimador de máxima verosimilitud (i.e. el estimador MLMV), ya que resulta la opción óptima según se deriva de simulaciones recientes (Maydeu-Olivares, 2017).

Se examinó el ajuste de los datos a los modelos reportados en la bibliografía que exploran la estructura teórica del MSCEIT (Fan *et al.*, 2010; Gardner & Qualter, 2011; Gignac, 2005; Maul, 2011; Mayer *et al.*, 2002; Palmer *et al.*, 2005; Rossen *et al.*, 2008; Sánchez-García *et al.*, 2016) a través de análisis factorial confirmatorio (AFC): 1) un modelo unidimensional que establece que los ítems se relacionan directamente con el constructo de la IE

general; 2) un modelo oblicuo de dos factores que refleja las áreas Experiencial (que combina las tareas de Percepción y Facilitación) y Estratégica (que combina las tareas de Comprensión y Regulación); 3) un modelo jerárquico de tres factores (donde se elimina la dimensión de Facilitación), siendo indicadores de un factor de IE general de orden superior; 4) un modelo jerárquico de cuatro factores de primer orden, modelados como indicadores de un factor de IE general de orden superior, como la estructura teórica implícita del MSCEIT-YV; 5) un modelo jerárquico anidado que refleja la estructura teórica implícita del MSCEIT: tareas que se agrupan en cuatro ramas, que responden a dos áreas correlacionadas (áreas de IE Experiencial y Estratégica) y estas a un factor de IE general. Se examinó, por un lado, el ajuste de los datos a los modelos para el método de puntuación expertos y, por otro, para el método de puntuación *target* (ver Tabla 3).

Tabla 3. Estadísticos de ajuste para los modelos de referencia y cargas factoriales estandarizadas del TIEA-A.

MODELOS	X ² (DF)	X ² /DF	RMSEA	TLI	CFI	AIC	SRMR	P VALOR
MÉTODO DE PUNTUACIÓN EXPERTOS								
1	1152,316 (324)	3,556*	0,074	0,649	0,676	138551,915	0,082	0,000
2	914,835 (323)	2,832*	0,063	0,749	0,769	138163,044	0,070	0,000
3	290,764 (167)	1,741*	0,040	0,938	0,946	102096,111	0,041	0,000
4	506,439 (320)	1,582*	0,035	0,920	0,927	137531,481	0,047	0,000
MÉTODO DE PUNTUACIÓN TARGET								
1	978,070 (324)	3,019*	0,066	0,574	0,607	20460,47	0,087	0,000
2	826,643 (323)	2,559*	0,058	0,671	0,697	20103,783	0,078	0,000
3	314,002 (167)	1,880*	0,044	0,887	0,901	13899,649	0,049	0,000
4	494,679 (320)	1,546*	0,034	0,885	0,895	19403,376	0,050	0,000

Nota. 1 = Modelo de un factor; 2 = Modelo oblicuo de dos factores; 3 = Modelo jerárquico de tres factores con un factor superior; 4 = Modelo jerárquico de cuatro factores con un factor superior; χ^2 = chi-cuadrado; df = grados de libertad; χ^2/df = diferencia del chi-cuadrado con los grados de libertad; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; TLI = Índice Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; AIC = el criterio de información de Akaike; SRMR = Raíz cuadrática media estandarizada residual. * p valor = 0,000.

Se observa que, para ambos métodos de puntuación, los resultados del modelo unidimensional (1) y del modelo oblicuo de dos factores (2) no indicaron un ajuste adecuado a los datos. Asimismo, no es posible estimar el modelo jerárquico anidado (5), ya que no se puede invertir la matriz de información y algunas varianzas estimadas de las variables latentes son negativas.

Estos resultados concuerdan con estudios previos realizados con el test MSCEIT (Gardner & Qualter, 2011; Gignac, 2005; Maul, 2011; Palmer *et al.*, 2005). Por su parte, los resultados del modelo jerárquico de tres (3) y cuatro (4) factores de primer orden con un factor de IE general de orden superior presentaron un ajuste adecuado a los datos.

En el caso del método de puntuación expertos, los pesos de regresión estandarizados ($p \leq 0,05$), para el modelo tres, oscilaron entre 0,502 y 0,878, para el modelo cuatro, entre 0,402 y 0,944. En este último modelo, los ítems dos y cuatro de facilitación son los que poseen menores cargas factoriales (0,418 y 0,402 respectivamente). Al eliminar estos ítems, el ajuste del modelo mejora: χ^2 (df) = 416,502 (271); χ^2/df = 1,536; RMSEA [90 % IC] = 0,034; [0,027, 0,040], TLI = 0,936; CFI = 0,942; AIC = 127073,252; SRMR = 0,043; p valor = 0,000. Los pesos de regresión estandarizados ($p \leq 0,05$) para el modelo cuatro, eliminando estos ítems, oscilaron entre 0,506 y 0,942.

En el caso del método de puntuación *target*, los pesos de regresión estandarizados ($p \leq 0,05$), para el modelo tres, oscilaron entre 0,426 y 0,871, para el modelo cuatro, entre 0,333 y 0,944. En este último modelo, los ítems dos y cuatro de facilitación son los que también poseen menores cargas factoriales (0,333 y 0,404 respectivamente). Al eliminar estos ítems, el ajuste del modelo mejora: χ^2 (df) = 418,920 (271); χ^2/df = 1,546; RMSEA [90 % IC] = 0,034; [0,028, 0,041], TLI = 0,900; CFI = 0,909;

AIC = 17583,110; SRMR = 0,047; p valor = 0,000. Los pesos de regresión estandarizados ($p \leq 0,05$) para el modelo cuatro, eliminando estos ítems, oscilaron entre 0,426 y 0,922. Por lo tanto, se decidió eliminar los ítems dos y cuatro de la tarea de Facilitación Emocional.

3.5. Análisis de confiabilidad y correlación entre factores.

Respecto a la confiabilidad, los resultados muestran valores adecuados tanto para el método de puntuación expertos (Percepción ω = 0,805; Facilitación ω = 0,700; Comprensión ω = 0,878; Regulación ω = 0,840; IE ω = 0,858) como para el método *target* (Percepción ω = 0,778; Facilitación ω = 0,698; Comprensión ω = 0,873; Regulación ω = 0,835; IE ω = 0,830).

En cuanto a la relación entre los factores, se reporta, por un lado, las covarianzas entre los factores latentes, por otro lado, las correlaciones bivariadas mediante el coeficiente de Pearson, observándose en todos los casos correlaciones estadísticamente significativas (ver Tabla 4).

Tabla 4. Covarianzas entre factores latentes y correlaciones bivariadas mediante el coeficiente de Pearson con el fin de examinar la relación entre los factores del TIEA-A.

MÉTODO DE PUNTUACIÓN	FACTORES	PERCEPCIÓN	FACILITACIÓN	COMPRENSIÓN	REGULACIÓN	TOTAL
Expertos	Percepción		0,580***	0,512***	0,320***	0,783***
	Facilitación	0,780***		0,567***	0,378***	0,768***
	Comprensión	0,615***	0,718***		0,431***	0,881***
	Regulación	0,392***	0,502***	0,492***		0,627***
Target	Percepción		0,543***	0,481***	0,283***	0,733***
	Facilitación	0,707***		0,544***	0,348***	0,763***
	Comprensión	0,572***	0,687***		0,358***	0,828***
	Regulación	0,318***	0,465***	0,420***		0,682***

Nota. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$ (bilateral). En negrita se señalan las covarianzas entre las variables latentes; las restantes corresponden a las correlaciones bivariadas de las variables observables

Los resultados muestran que las relaciones más altas son entre Percepción y Facilitación, mientras que las relaciones más bajas son con el factor de Regulación.

A partir de estos resultados, se decidió optar por el modelo jerárquico de cuatro factores de primer orden con un factor de IE general de orden superior, ya que es el que mejor representa al

modelo teórico de partida. Asimismo, dado que los índices de ajuste de los datos al modelo son satisfactorios tanto para el método de puntuación expertos como al método *target* y, teniendo en consideración que las correlaciones entre ambos métodos de puntuación son altas, se optó por este último método de puntuación con el propósito de viabilizar y facilitar la administración y puntuación del test para que sea utilizado con éxito dentro del marco de evaluaciones psicológicas en el campo clínico y de investigación.

3.6. Análisis de invarianza factorial según el sexo y la edad, diferencias de medias latentes

Una vez establecida la validez factorial del test, se realizaron dos rutinas de invarianza de medida: invarianza de medida según el sexo e invarianza por edad. Se estudió la invarianza configural, métrica y escalar. Se optó por realizar el análisis factorial utilizando una corrección robusta, por media y varianza, del estimador de máxima verosimilitud (i.e. MLMV).

Se consideran dos grupos de edad para la invarianza: adolescencia temprana (de 11 a 13 años) y adolescencia tardía (de 14 a 18 años). El grupo de adolescencia temprana está constituido por 204 adolescentes ($M = 12,26$; $DE = 0,672$), siendo 55,4 % mujeres y 44,6 % varones. Por su parte, el grupo de adolescencia tardía está constituido por 261 adolescentes ($M = 15,53$; $DE = 1,357$), siendo 62,5 % mujeres y 37,5 % varones. En cuanto a los grupos diferenciados por sexo, el grupo de mujeres está constituido por 276 adolescentes ($M = 14,21$; $DE = 1,966$), mientras que el grupo de varones está constituido por 189 adolescentes ($M = 13,93$; $DE = 1,960$).

Tanto en la invarianza por sexo como por grupos de edad, el modelo configural no obtiene un buen ajuste según los puntos de cortes comúnmente establecidos para el CFI (i.e., $CFI > 0,95$). Sin embargo, si se toman en cuenta los índices RMSEA y SRMR,

estos sí dan cuenta de un buen ajuste del modelo configural según los puntos de cortes comúnmente establecidos (i.e., $RMSEA < 0,05$; $SRMR < 0,08$; ver Tabla 5). Dado que el ajuste individual obtenido en los respectivos grupos (Mujeres: $\chi^2 = 355,174$, $gl = 271$, $RMSEA = 0,034$, $CFI = 0,897$, $SRMR = 0,060$; Varones: $\chi^2 = 332,344$, $gl = 271$, $RMSEA = 0,035$, $CFI = 0,900$, $SRMR = 0,064$; Adolescencia temprana: $\chi^2 = 362,396$, $gl = 271$, $RMSEA = 0,041$, $CFI = 0,862$, $SRMR = 0,061$; Adolescencia tardía: $\chi^2 = 322,264$, $gl = 271$, $RMSEA = 0,027$, $CFI = 0,932$, $SRMR = 0,053$) fue similar a lo observado para la muestra total (Modelo de 4 Factores: $X^2 (df) = 418,920 (271)$; $X^2/df = 1,546$; $RMSEA [90 \% IC] = 0,034; [0,028, 0,041]$, $TLI = 0,900$; $CFI = 0,909$; $AIC = 17583,110$; $SRMR = 0,047$; $p \text{ valor} = 0,000$) se decidió tomar como referencia para la evaluación de la invarianza configural el ajuste indicado por los índices RMSEA y SRMR. El ajuste del modelo queda establecido también en función de las cargas factoriales evidenciadas en cada caso: Mujeres = λ : 0,384 - 0,859; Varones = λ : 0,447 - 0,997; Adolescencia temprana = λ : 0,432 - 0,980; Adolescencia tardía = λ : 0,438 - 0,871. Según los valores obtenidos del $RMSEA_c$, se observa invarianza en el nivel métrico, pero no en el escalar.

En función de este resultado, se realizaron reespecificaciones al modelo de invarianza escalar, permitiendo que ciertos parámetros vinculados a los interceptos se estimaran libremente entre los grupos (i.e., prueba de invarianza parcial). Estas reespecificaciones se realizaron inspeccionando aquellos parámetros del modelo que, estimándose libremente, permitían mejorar el ajuste del modelo escalar (para esto se usó la función *lavTestScore* del paquete *Lavaan*). Las reespecificaciones se realizaron secuencialmente, relajando un parámetro por vez. En el caso de los grupos de edad, la invarianza escalar parcial se logra al relajar ocho parámetros (i.e., interceptos); mientras que, en los grupos por sexo, la invarianza escalar parcial se logra al relajar cinco parámetros (ver Tabla 5).

Tabla 5. Evaluación de la Invarianza de Medición según el sexo y la edad del TIEA-A.

INVARIANZA EDAD	X2	DF	RMSEA	SRMR	RMSEAD (90 % CI)
CONFIGURAL	973,623	542	0,028	0,057	
METRICA	1017,517	566	0,026	0,064	0,002 (0,000- 0,053)
ESCALAR	1093,385	586	0,028	0,067	0,104 (0,078- 0,131)
ESCALARPE1	1081,184	585	0,028	0,066	0,096 (0,069- 0,123)
ESCALARPE2	1069,074	584	0,028	0,066	0,085 (0,056- 0,114)
ESCALARPE3	1063,788	583	0,027	0,066	0,081 (0,051- 0,111)
ESCALARPE4	1052,597	582	0,027	0,066	0,067 (0,032- 0,099)
ESCALARPE5	1050,218	581	0,027	0,065	0,066 (0,031- 0,100)
ESCALARPE6	1044,293	580	0,027	0,065	0,057 (0,013- 0,094)
ESCALARPE7	1038,287	579	0,026	0,065	0,044 (0,000- 0,085)
ESCALARPE8	1031,295	578	0,026	0,065	0,014 (0,000- 0,069)
Invarianza Sexo	χ^2	df	RMSEA	SRMR	RMSEAD (90 % CI)
CONFIGURAL	967,385	542	0,028	0,061	
METRICA	1035,180	566	0,028	0,070	0,041 (0,000- 0,072)
ESCALAR	1087,240	586	0,029	0,072	0,078 (0,050- 0,106)
ESCALARPS1	1077,979	585	0,028	0,071	0,068 (0,037- 0,098)
ESCALARPS2	1072,704	584	0,028	0,071	0,063 (0,030- 0,095)
ESCALARPS3	1066,558	583	0,028	0,071	0,054 (0,014- 0,088)
ESCALARPS4	1060,880	582	0,028	0,071	0,045 (0,000- 0,082)
ESCALARPS5	1056,161	581	0,027	0,071	0,035 (0,000- 0,075)

Nota. ESCALAR_{p...p...} = ESCALAR_{p...p...} = invarianzas parciales evaluadas; _{PE1-PE8} = relajación de los interceptos en los ítems: C4, R4, R5, C7, C2, P4, R2; P7; _{PS1-PS6} = relajación de los interceptos en los ítems: C7, C1, F5, P1; R1.

En síntesis, los resultados de invarianza obtenidos permiten la comparación de las medias de los factores latentes entre los grupos de interés (considerando la invarianza escalar parcial). Por lo tanto, aquí interesa comparar la media de los factores latentes en función del sexo y los grupos de edad. Para la contrastación de la media del factor latente del primer grupo (sexo = mujer; grupo de edad = adolescencia temprana) fue fijada a 0. Por lo tanto,

las diferencias deben leerse como las desviaciones estándar que presenta el segundo grupo respecto a este primer grupo. Estas diferencias se toman de la estimación de los interceptos del modelo que especifica la invarianza parcial en cada caso: ESCALAR_{p8} en el caso de la invarianza por edad; y ESCALAR_{p4} en el caso de la invarianza por sexo (ver Tabla 6).

Tabla 6. Diferencias de Medias en los Factores Latentes del TIEA-A en función del Sexo y la Edad.

	SEXO				EDAD			
	Δ MEDIAS	EE	Z	P	Δ MEDIAS	EE	Z	P
Percepción	-0,087	0,022	-1,074	0,283	0,081	0,023	0,875	0,382
Facilitación	-0,014	0,025	-0,193	0,847	-0,043	0,023	-0,626	0,531
Comprensión	-0,054	0,025	-1,074	0,283	0,247	0,027	3,815	0,000
Regulación	-0,047	0,038	-0,507	0,612	-0,173	0,040	-1,922	0,055
IE General	-0,335	0,020	-3,426	0,001	0,227	0,020	2,228	0,026

Nota. EE = Error Estándar. En negrita se resaltan las diferencias en las medias de los factores latentes que alcanzaron la significación estadística. Para la contrastación, la media del factor latente del grupo sexo = 1 (mujeres) fue fijada a 0 y la media del factor latente del grupo edad = 1 (adolescencia temprana) fue fijada a 0.

Los resultados muestran que el grupo de varones presenta una Inteligencia Emocional General de -0,335 desvíos estándar respecto al grupo de mujeres, mientras que, en cuanto a la edad, se aprecia que el grupo de adolescencia tardía presenta una Comprensión Emocional de 0,247 desvíos estándar y una Inteligencia Emocional General de 0,227 desvíos estándar respecto al grupo de adolescencia temprana.

4. DISCUSIONES

El objetivo de la presente investigación fue diseñar un instrumento de evaluación de la IE con formato de tareas de ejecución para adolescentes argentinos, que sea culturalmente pertinente y que cuente con adecuada calidad psicométrica, con el propósito de posibilitar un campo de estudio local en relación tanto al desarrollo evolutivo de la IE, como a la evaluación y eficacia de los programas de intervención que se implementen en relación con ella. Es así como se confeccionó el test, denominado Test Argentino de Inteligencia Emocional para Adolescentes (TIEA-A), que constituye una nueva escala de habilidad basada en el modelo teórico de habilidad (Mayer *et al.*, 1999).

Se utilizaron dos sistemas de puntuación (método experto y método *target*), evaluando diferentes soluciones factoriales reportadas en la literatura (Fan *et al.*, 2010; Gardner & Qualter, 2011; Gignac, 2005; Maul, 2011; Palmer *et al.*, 2005; Roberts *et al.*, 2006; Rode *et al.*, 2008; Rossen *et al.*, 2008; Sánchez-García *et al.*, 2016). Los resultados del presente estudio muestran que, tanto para el sistema de puntuación expertos como para el de *target*, el modelo jerárquico de tres y de cuatro factores con un factor superior, presentan un ajuste adecuado a los datos. Estos resultados se corresponden con lo evidenciado en la literatura. Mientras que algunos investigadores afirman que sus estudios respaldaban una estructura de cuatro factores para el MSCEIT (Burns *et al.*, 2007; Mayer *et al.*, 2002; Sánchez-García *et al.*, 2016), otros han cuestionado su fidelidad factorial, sugiriendo la utilización de un modelo de tres factores (Fan *et*

al., 2010; Gignac, 2005; Palmer *et al.*, 2005; Rossen *et al.*, 2008).

Para el TIEA-A, se sugiere conservar el modelo jerárquico de cuatro factores de primer orden, con un factor de IE general de orden superior, al ser el que mejor representa al modelo teórico de partida y al corresponderse con la estructura factorial del MSCEIT-YV. Asimismo, se sugiere utilizar el método de puntuación *target*, con el propósito de viabilizar y facilitar la puntuación del test, para que sea utilizado con éxito dentro del marco de evaluaciones psicológicas en el campo clínico y de investigación. Precisamente, para ello, un test no solo debe presentar fundamentación teórico-conceptual y buenas propiedades psicométricas, sino también una buena viabilidad de aplicación y puntuación (Romero & De la Rosa, 2022).

Si bien se puede obtener un puntaje total correspondiente al factor general de orden superior, se recomienda la utilización de las puntuaciones de las cuatro dimensiones, ya que el modelo que ajusta mejor a los datos es un modelo multifactorial. Dado que no se evidenció en la estructura interna la diferenciación de dos áreas (experiencial y estratégica) no se calculan dichas puntuaciones (al igual que en el MSCEIT-YV). Esto último también es reportado en estudios previos (Gardner & Qualter, 2011; Gignac, 2005; Maul, 2011; Palmer *et al.*, 2005).

De esta manera, queda conformado el Test Argentino de Inteligencia Emocional para Adolescentes (TIEA-A), que evalúa la IE con un formato de tareas de ejecución con 25 ítems, divididos en cuatro tareas, cada una de las cuales representa las habilidades descritas por el modelo teórico de Mayer *et al.* (1999): Percepción, Facilitación, Comprensión y Regulación. El test presenta buenos índices de ajuste a los datos (χ^2 (df) = 418,920 (271); χ^2/df = 1,546; RMSEA [90 % IC] = 0,034; [0,028, 0,041], TLI = 0,900; CFI = 0,909; AIC = 17583,110; SRMR = 0,047; p valor = 0,000) y los valores obtenidos de confiabilidad son satisfactorios (Percepción ω

= 0,778; Facilitación $\omega = 0,698$; Comprensión $\omega = 0,873$; Regulación $\omega = 0,835$; IE $\omega = 0,830$). Estos resultados concuerdan con los del test original en su versión para jóvenes: MSCEIT-YV (los alfas de Cronbach oscilaron entre $\alpha = 0,70$ y $0,79$; la corrección de Spearman-Brown para la puntuación total fue de $0,81$; Rivers *et al.*, 2012). Asimismo, en el test MSCEIT para adultos, los valores de confiabilidad de las cuatro ramas para ambos métodos de puntuaciones oscilan entre $0,76$ y $0,91$ (Mayer *et al.*, 2002).

Es preciso tener en cuenta que, a diferencia del modelo original (Mayer *et al.*, 1999), pero en concordancia con los estudios realizados posteriormente (Gardner & Qualter, 2011; Maul, 2011), la carga factorial de Regulación Emocional al factor general de IE es menor en comparación a las restantes dimensiones. Por ello, como señalan Mayer *et al.* (2002), no hay que identificar el concepto de IE con esta rama de esta. La IE implica un grado óptimo de regulación de las emociones, es decir, un uso moderado de las mismas. De hecho, el intentar minimizar o eliminar las emociones en uno mismo o en los otros puede ser una forma de asfixiar la IE (Salovey *et al.*, 2001).

Desde el campo de la IE, se sostiene que las personas que son emocionalmente inteligentes pueden aprovechar las emociones, incluso las negativas y gestionarlas para lograr los objetivos previstos. Ser emocionalmente inteligente supone estar abiertos a las emociones tanto placenteras como desagradables y usarlas de una manera que permita alcanzar las propias metas, llevándose a experimentar emociones útiles en función de un contexto dado, independientemente de lo agradables que sean (Ford & Tamir, 2012). Por tanto, según este punto de vista, para tener una buena regulación emocional es necesario contar con las habilidades emocionales precedentes, como son la comprensión, la facilitación y la percepción emocional. Sin embargo, lo contrario no siempre es cierto: es posible, por ejemplo, presentar buenas habilidades de percepción emocional aunque

se carezcan de habilidades de comprensión o de regulación emocional (Fernández-Berrocal & Extremera-Pacheco, 2002).

Por tanto, como plantea el modelo teórico, la IE define un conjunto de habilidades intercorrelacionadas entre sí, aunque funcionalmente diferentes (Mayer *et al.*, 1999; Mayer *et al.*, 2002; Palmer *et al.*, 2005). Esto se observa en el presente estudio justamente en las relaciones estadísticamente significativas que se obtienen entre las cuatro dimensiones del test.

Asimismo, en el presente estudio se puso a prueba la invarianza del test para establecer si la estructura de la IE como habilidad evaluada con el TIEA-A difiere según la edad y el sexo. Los resultados obtenidos del presente estudio aportan evidencia de invarianza de medición entre los grupos, en el nivel métrico, configural y escalar (sin embargo, esta última a nivel parcial). Considerando la invarianza escalar parcial encontrada, se realizó una comparación de las medias de los factores latentes entre los grupos de interés.

En cuanto a la edad, los resultados muestran que los adolescentes con más edad (adolescencia tardía = de 14 a 18 años) presentan una mayor Comprensión Emocional e Inteligencia Emocional General respecto de los adolescentes de menor edad (adolescencia temprana = de 11 a 13 años). Este resultado está en concordancia con el tercer criterio de Mayer *et al.* (1999) para considerar a la IE como una inteligencia. Estos autores plantean que la IE debe cumplir con tres criterios estrictos para ser juzgada como una verdadera inteligencia. El tercer criterio es el de desarrollo, estableciendo que debe desarrollarse con la edad y la experiencia, en paralelo con otras habilidades cognitivas. Siguiendo esta perspectiva, los adolescentes de mayor edad presentarían mejores niveles de IE, ya que estas habilidades han mejorado con la práctica, la maduración biológica y el desarrollo sociocognitivo.

En cuanto al sexo, los resultados muestran que las mujeres presentan mayor IE respecto a los varones. Si bien existen en la literatura resultados contradictorios al respecto (Dominguez-Lara & Prada-Chapoñan, 2020), la investigación sobre habilidades emocionales ha encontrado consistentemente que las mujeres presentan mayores puntuaciones (Fernández-Berrocal *et al.*, 2012; Joseph & Newman, 2010; Mayer *et al.*, 2002; Palmer *et al.*, 2005; Salguero *et al.*, 2012; Sánchez-García *et al.*, 2016). Tradicionalmente, la dimensión emocional del ser humano ha estado vinculada en mayor medida con el género femenino, siendo las mujeres quienes procesan la información de forma más afectiva, experimentan emociones con mayor intensidad, son mejores en el reconocimiento de sentimientos de las expresiones faciales y pistas no verbales, como así también en el uso del vocabulario emocional y en la memoria emocional, lo cual ha sido apoyado por investigaciones en neurociencias (Bloise & Johnson, 2007; Gardener *et al.*, 2013; Mak *et al.*, 2009).

Ahora bien, es preciso destacar que al encontrar una invariancia escalar parcial se abriría la posibilidad de explorar en futuros estudios si la estructura subyacente de la IE como habilidad, puede no permanecer estable o invariable entre edades y sexos, incluso durante la propia adolescencia. Esto se ha evidenciado en estudios previos. Por ejemplo, en la investigación realizada por Gardner y Qualter (2011) se observó invariancia configural y métrica del MSCEIT a lo largo de la edad, mostrando así la misma estructura y patrón de cargas del test entre los grupos en adultos jóvenes y mayores. Sin embargo, solo se admitió la invariancia escalar parcial, ya que no todas las tareas del MSCEIT tenían el mismo valor de intersección (es decir, la media) en todos los grupos de edad. Por lo tanto, sería importante explorar la invarianza del test de IE en diferentes etapas evolutivas en población argentina.

5. CONCLUSIONES

Este primer estudio aporta evidencia acerca de una adecuada calidad psicométrica del instrumento, ya

que el mismo presenta buenos índices de ajuste a los datos y valores satisfactorios de confiabilidad. Sin embargo, existen diferentes limitaciones del presente trabajo que es preciso tener en cuenta. En primer lugar, se ha utilizado una muestra no representativa, dado que en su mayoría son adolescentes de Buenos Aires y de escuelas privadas, por lo que es posible que su desempeño no sea representativo del de la población argentina general. Por otro lado, si bien el TIEA-A muestra una estructura interna clara, futuros estudios deberán aportar mayores evidencias de validez (por ejemplo, con otras variables criterio) y de confiabilidad (por ejemplo, test-retest).

En segundo lugar, debido a que solo se encontró una invariancia escalar parcial, a diferencia de la completa, las conclusiones sobre las diferencias en las medias latentes deben tomarse con precaución, ya que la IE como habilidad puede tener diferentes definiciones operativas entre los grupos (Cheung & Rensvold, 2002). Por ello, se necesitan comparaciones transversales de varios grupos de edad, ya que estos pueden ser más sensibles para detectar violaciones de la invariancia y evaluarían directamente la sugerencia de Schaie (2001) de que las habilidades de IE están completamente diferenciadas en la mediana edad temprana. Sin embargo, es preciso recordar que las muestras transversales no capturan el verdadero cambio dentro de la persona y excluyen la evaluación de la invariancia de la medición a lo largo del tiempo y, a medida que las personas envejecen, los datos longitudinales abordarán estas preocupaciones (Gardner & Qualter, 2011).

Otra limitación es que, a través de este tipo de instrumento, es difícil evaluar las experiencias o vivencias internas y los procesos de conciencia relacionados con el pensamiento emocional, es decir, las habilidades emocionales intrapersonales. Por ello, se recomienda que junto con el TIEA-A se administre un cuestionario de autoinforme de la IE como complemento.

Asimismo, se recomienda también para futuras investigaciones emplear teoría de respuesta al ítem (TRI), dadas las ventajas de esta sobre los métodos de prueba clásicos. Si bien tradicionalmente las propiedades psicométricas de las medidas de IE se han examinado utilizando enfoques de la teoría clásica de tests, los modelos TRI podrían proporcionar información sobre las propiedades de los ítems (por ejemplo, dificultad y discriminación), teniendo en cuenta el nivel de habilidad de los participantes. Esto permitiría, entre otras cosas, evaluar individualmente la precisión de medición de cada ítem, su dificultad, el nivel de habilidad del participante, etc. Si bien resultan valiosos los aportes psicométricos de la TRI al estudio de la IE, el desarrollo de esta temática es aún incipiente.

Más allá de estas aclaraciones y sugerencias para próximos estudios, los hallazgos de la presente investigación aportan evidencia principalmente sobre la ausencia de sesgo de medición entre los adolescentes más jóvenes y mayores y entre varones y mujeres, proporcionando cierto apoyo a la noción de que las pruebas de diferencias de edad y sexo son apropiadas. Las comparaciones de las medias de los factores latentes entre estos dos grupos de edad y sexo son, por lo tanto, defendibles y reflejan diferencias reales entre las subescalas (Vandenberg & Lance, 2000), aunque se debe tener precaución dado cierto grado de variación en el nivel escalar.

Resulta importante destacar que el hecho de contar con un instrumento de evaluación del desempeño de la IE en adolescentes argentinos, desarrollado en nuestro contexto, de libre acceso y de sencilla corrección, permitirá en futuras investigaciones estudiar el proceso evolutivo de la IE y el potencial papel predictivo que tiene sobre variables de funcionamiento vital en la adolescencia (Arrivillaga & Extremera-Pacheco, 2020). Esto reviste de gran relevancia teniendo en cuenta que diversos estudios han mostrado la importancia de la IE como habilidad en diferentes áreas, como por ejemplo

la salud, el bienestar y el desempeño académico (Cejudo *et al.*, 2018; MacCann *et al.*, 2020).

Por último, con este estudio se realiza una primera aproximación para brindar a los profesionales de la Psicología que se desempeñan en los ámbitos de investigación y de aplicación, un instrumento psicológico de evaluación con adecuada calidad psicométrica, dando respuesta instrumental a un área vacante en nuestro contexto. Esto abre un campo de estudio tendiente a cuantificar las diferencias individuales y comparar nuestros resultados con los encontrados durante los últimos años en la cultura inglesa y española.

Agradecimientos: Los autores agradecen a los directivos, preceptores y estudiantes de los establecimientos educativos que participaron en el estudio, junto a los profesionales que participaron como jueces expertos.

Conflicto de interés: Los autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Descargo de responsabilidad: Las opiniones expresadas en el artículo son propias.

Financiamiento: Este trabajo de investigación fue financiado en parte por una beca doctoral otorgada a la primera autora del mismo por parte del "Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas" (CONICET), Argentina.

REFERENCIAS

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (DSM-5®). American Psychiatric Pub.
- Andrés, M. L., Castañeiras, C., Stelzer, F., Juric, L. C., & Introzzi, I. (2016). Funciones Ejecutivas y Regulación de la Emoción: evidencia de su relación en niños. *Psicología desde el Caribe*, 33(2), 169-189. <https://doi.org/10.14482/psdc.33.2.7278>
- Arrivillaga, C., & Extremera-Pacheco, N. (2020). Evaluación de la inteligencia emocional en la infancia y la adolescencia: Una revisión sistemática de instrumentos en castellano. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 2(55), 121-139. <https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2.09>
- 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>

- Barchard, K. A., & Russell, J. A. (2006). Bias in consensus scoring, with examples from ability emotional intelligence tests. *Psicothema*, 18(Suppl), 49-54.
- Bloise, S. M., & Johnson, M. K. (2007). Memory for emotional and neutral information: gender and individual differences in emotional sensitivity. *Memory*, 15, 192-204. <https://doi.org/10.1080/09658210701204456>
- Burns, N. R., Bastian, V. A., & Nettelbeck, T. (2007). Emotional intelligence: More than personality and cognitive ability? En G. Matthews, M. Zeidner, & R. D. Roberts (Eds.), *The Science of Emotional Intelligence: Knowns and Unknowns* (pp. 167-196). Oxford University Press.
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=42210515>
- Cejudo, J., Rodrigo-Ruiz, D., López-Delgado, M. L., & Losada, L. (2018). Emotional intelligence and its relationship with levels of social anxiety and stress in adolescents. *International journal of environmental research and public health*, 15(6), 1073. <https://doi.org/10.3390/ijerph15061073>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cobos-Sánchez, L., Fluja-Contreras, J. M., & Gómez-Becerra, I. (2017). Inteligencia emocional y su papel en el ajuste psicológico en la adolescencia. *Anales de Psicología*, 33(1), 66-73. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/analesps.33.1.240181>
- Dominguez-Lara, S., & Prada-Chapoñan, R. (2020). Invarianza de medición y datos normativos de una medida breve de inteligencia emocional en estudiantes universitarios peruanos. *Anuario de Psicología/The UB Journal of Psychology*, 50(2), 87-97. <https://doi.org/10.1344/ANPSIC2020.50.8>
- Egger, H. L., Pine, D. S., Nelson, E., Leibenluft, E., Ernst, M., Towbin, K. E., & Angold, A. (2011). The NIMH Child Emotional Faces Picture Set (NIMH-ChEFS): a new set of children's facial emotion stimuli. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 20(3), 145-156. <https://doi.org/10.1002/mpr.343>
- Extremiera-Pacheco, N., & Fernández-Berrocal, P. (2004). El uso de las medidas de habilidad en el ámbito de la Inteligencia Emocional. *Boletín de Psicología*, 80, 59-77.
- Extremiera-Pacheco, N. E., & Fernández-Berrocal, P. F. (2016). *Inteligencia emocional y educación: Psicología*. Editorial Grupo 5.
- Fan, H., Jackson, T., Yang, X., Tang, W., & Zhang, J. (2010). The factor structure of the Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test V 2.0 (MSCEIT): A meta-analytic structural equation modeling approach. *Personality and Individual Differences*, 48(7), 781-785. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.02.004>
- Fernández-Berrocal, P., & Extremiera-Pacheco, N. E. (2002). La inteligencia emocional como una habilidad esencial en la escuela. *Revista Iberoamericana de Educación*, 29(1), 1-6. <https://doi.org/10.35362/rie2912869>
- Fernández-Berrocal, P., Cabello-González, R., Castillo, R., & Extremiera-Pacheco, N. (2012). Gender differences in emotional intelligence: The mediating effect of age. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 20, 77-89.
- Fernández-Berrocal, P., Ruiz-Aranda, D., Salguero, J. M., Palomera-Martín, R., & Extremiera-Pacheco, N. (2018). La relación del Test de Inteligencia Emocional de la Fundación Botín (TIEFBA) con el ajuste personal y escolar de adolescentes españoles. *Revista de Psicodidáctica*, 23(1), 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2017.07.001>
- Fischer, R., & Karl, J. A. (2019). A Primer to (Cross-Cultural) Multi-Group Invariance Testing Possibilities in R. *Frontiers in Psychology*, 10, 1507. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01507>
- Ford, B. Q., & Tamir, M. (2012). When getting angry is smart: Emotional preferences and emotional intelligence. *Emotion*, 12(4), 685-689. <https://doi.org/10.1037/a0027149>
- Gardener, E. K., Carr, A. R., MacGregor, A., & Felmingham, K. L. (2013). Sex differences and emotion regulation: an event-related potential study. *PloS one*, 8(10), e73475. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0073475>
- Gardner, K. J., & Qualter, P. (2011). Factor structure, measurement invariance and structural invariance of the MSCEIT V2.0. *Personality and Individual Differences*, 51(4), 492-496. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.05.004>
- George, D., & Mallery, M. (2016). *IBM SPSS Statistics 23 Step by Step: A Simple Guide and Reference*. Routledge, Taylor & Francis.
- Gignac, G. E. (2005). Evaluating the MSCEIT V2.0 via CFA: Comment on Mayer et al. (2003). *Emotion*, 5, 233-235. <https://doi.org/10.1037/1528-3542.5.2.233>
- Golan, O., Sinai-Gavrilov, Y., & Baron-Cohen, S. (2015). The Cambridge Mindreading Face-Voice Battery for Children (CAM-C): complex emotion recognition in children with and without autism spectrum conditions. *Molecular Autism*, 6(22), 1-9. <https://doi.org/10.1186/s13229-015-0018-z>
- González-Robles, A., Peñalver-González, J., & Bresó-Esteve, E. (2011). La evaluación de la inteligencia emocional: ¿autoinformes o pruebas de habilidad? *Fórum de Recerca*(16), 699-712.
- Gross, J. J., & Thompson, R. A. (2007). Emotion Regulation: Conceptual Foundations. En J.J. Gross (Ed.), *Handbook of Emotion Regulation* (pp. 3-24). The Guilford Press.

- Hernández-Aguado, I., Porta-Serra, M., Miralles, M., García-Benavides, F., & Bolúmar-Montrull, F. (1990). La cuantificación de la variabilidad en las observaciones clínicas. *Medicina Clínica*, 95(11), 424-429.
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). *SemTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-6*. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Joseph, D. L., & Newman, D. A. (2010). Emotional intelligence: An integrative meta-analysis and cascading model. *Journal of Applied Psychology*, 95(1), 54-78. <http://dx.doi.org/10.1037/a0017286>
- Keith, T. Z. (2015). *Multiple Regression and Beyond: An Introduction to Multiple Regression and Structural Equation Modeling*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- Lasker, J. (2024). Measurement Invariance Testing Works. *Applied Psychological Measurement*, 48(6), 257-275. <https://doi.org/10.1177/01466216241261708>
- Llamas-Díaz, D., Cabello-González, R., Megías-Robles, A., & Fernández-Berrocal, P. (2022). Systematic review and meta-analysis: The association between emotional intelligence and subjective well-being in adolescents. *Journal of Adolescence*, 94(7), 925-938. <https://doi.org/10.1002/jad.12075>
- MacCann, C., Jiang, Y., Brown, L. E., 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>
- Mak, A. K., Hu, Z. G., Zhang, J. X., Xiao, Z. W., & Lee, T. M. (2009). Neural correlates of regulation of positive and negative emotions: an fMRI study. *Neuroscience Letters*, 457(2), 101-106. <https://doi.org/10.1016/j.neulet.2009.03.094>
- Maul, A. (2011). The factor structure and cross-test convergence of the Mayer-Salovey-Caruso model of emotional intelligence. *Personality and Individual Differences*, 50(4), 457-463. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.11.007>
- Maydeu-Olivares, A. (2017). Maximum likelihood estimation of structural equation models for continuous data: Standard errors and goodness of fit. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 24(3), 383-394. <https://doi.org/10.1080/10705511.2016.1269606>
- Mayer, J. D., Caruso, D. R., & Salovey, P. (1999). Emotional intelligence meets traditional standards for an intelligence. *Intelligence*, 27, 267-298. [https://doi.org/10.1016/S0160-2896\(99\)00016-1](https://doi.org/10.1016/S0160-2896(99)00016-1)
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? In P. Salovey & D. J. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: educational implications* (pp. 3-34). Harper Collins.
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. (2002). *Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test (MSCEIT)*, Version 2.0. Multi-Health Systems.
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. R. (2014). *Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test: Youth Research Version Manual (MSCEIT: YRV Manual)*. Multi-Health Systems.
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A Unified Treatment*. Lawrence Erlbaum.
- Mikulic, I. M., Aruanno, Y., Cassullo, G. L., García-Labandal, L., & Albornoz, O. (2023). Inteligencia emocional en Argentina: una revisión sistemática de las investigaciones de los últimos 10 años. *Escritos de Psicología*, 16(1), 7-14. <https://doi.org/10.24310/espiescpsi.v16i1.15130>
- Palmer, B. R., Gignac, G., Manocha, R., & Stough, C. (2005). A psychometric evaluation of the Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test Version 2.0. *Intelligence*, 33, 285-305. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2004.11.003>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Rivers, S. E., Brackett, M. A., Reyes, M. R., Mayer, J. D., Caruso, D. R., & Salovey, P. (2012). Measuring emotional intelligence in early adolescence with the MSCEIT-YV: Psychometric properties and relationship with academic performance and psychosocial functioning. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 30, 344-366. <http://dx.doi.org/10.1177/0734282912449443>
- Roberts, R. D., Schulze, R., O'Brien, K., MacCann, C., Reid, J., & Maul, A. (2006). Exploring the validity of the Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test (MSCEIT) with established emotions measures. *Emotion*, 6, 663-669. <https://doi.org/10.1037/1528-3542.6.4.663>
- Rode, J. C., Mooney, C. H., Arthaud-Day, M. L., Near, J. P., Rubin, R. S., Baldwin, T. T., & Bommer, W. H. (2008). An examination of the structural, discriminant, nomological, and incremental predictive validity of the MSCEIT© V2. 0. *Intelligence*, 36(4), 350-366. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2007.07.002>
- Rodrigo-Ruiz, D., Cejudo, J., & Pérez-González, J. C. (2019). Compendio y análisis de medidas de evaluación de la inteligencia emocional capacidad. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 2(51), 99-115. <https://doi.org/10.21865/RIDEP51.2.08>
- Romero, M. A. M., & De la Rosa, E. E. B. (2022). Validez Concurrente: Escala de Inteligencia Reynolds Rías y McCarthy para la Evaluación del Desarrollo Cognitivo en Niños. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 1(62), 29. <https://doi.org/10.21865/RIDEP62.3.01>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: an R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>

- Rossen, E., Kranzler, J. H., & Algina, J. (2008). Confirmatory factor analysis of the Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test V 2.0 (MSCEIT). *Personality and Individual Differences*, 44, 1258-1269. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.11.020>
- Ruiz-Aranda, D., Cabello-González, R., Salguero, J. M., Palomera-Martín, R., Extremera-Pacheco, N., & Fernández-Berrocal, P. (2018). *Guía para Mejorar la Inteligencia Emocional de los Adolescentes. Programa INTEMO*. Pirámide.
- RStudio Team (2020). RStudio: Integrated Development for R. RStudio, PBC, Boston, MA. <http://www.rstudio.com/>
- Salguero, J. M., Extremera-Pacheco, N., & Fernández-Berrocal, P. (2012). Emotional intelligence and depression: The moderator role of gender. *Personality and Individual Differences*, 53(1), 29-32. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.02.006>
- Salovey, P., Woolery, A., & Mayer, J. D. (2001). Emotional intelligence: conceptualization and measurement. En G. J. O. Fletcher & M. S. Clark (Eds.), *Blackwell Handbook of Social Psychology: Interpersonal Processes* (pp. 279-307). Blackwell Publishers.
- Sánchez-García, M., Extremera-Pacheco, N., & Fernández-Berrocal, P. (2016). The factor structure and psychometric properties of the Spanish version of the Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test. *Psychological assessment*, 28(11), 1404-1415. <https://doi.org/10.1037/pas0000269>
- Savalei, V., Brace, J. C., & Fouladi, R. T. (2023). We need to change how we compute RMSEA for nested model comparisons in structural equation modeling. *Psychological Methods*. <https://doi.org/10.1037/met0000537>
- Schaie, K. W. (2001). Emotional Intelligence: Psychometric Status and Developmental Characteristics-Comment on Roberts, Zeidner, and Matthews (2001). *Emotion*, 1(3), 243-248. <https://doi.org/10.1037/1528-3542.1.3.243>
- Soto, C. M., & Segovia, J. L. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de Psicología*, 25(1), 169-171. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/71631>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics*. Pearson Education.
- Tottenham, N., Tanaka, J. W., Leon, A. C., McCarry, T., Nurse, M., Hare, T. A., ... & Nelson, C. (2009). The NimStim set of facial expressions: Judgments from untrained research participants. *Psychiatry Research*, 168(3), 242-249. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2008.05.006>
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-69. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>

Esta obra está bajo: Creative commons attribution 4.0 international license. El beneficiario de la licencia tiene el derecho de copiar, distribuir, exhibir y representar la obra y hacer obras derivadas siempre y cuando reconozca y cite la obra de la forma especificada por el autor o el licenciente.

