

Análisis Psicométrico de una Medida Breve de Inteligencia Emocional (EQ-i-M20) en Adolescentes de Lima

Psychometric Analysis of a Brief measure of Emotional Intelligence (EQ-i-M20) in Teenagers from Lima

Jhonatan S. Navarro-Loli¹, Sergio Dominguez-Lara², Danitsa Alarcón-Parco³, Patricia Bárrig-Jó⁴
y Frida Romero-Mezarina⁵

Resumen

La investigación tuvo como objetivo evaluar si la EQ-i-M20 presenta evidencias de validez con relación a su estructura interna, invarianza de medición entre hombres y mujeres, y fiabilidad aceptable. La muestra estuvo conformada por 788 adolescentes entre los 11 y 18 años de una institución educativa de Lima (Perú). La estructura interna se evaluó mediante el modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM), tanto del modelo oblicuo como del bifactor, la invarianza de medición con un ESEM de grupo múltiple, y la fiabilidad mediante el α y ω . Los resultados indican que en varones y mujeres se replica la estructura factorial original de cinco factores oblicuos, tiene un grado aceptable de invarianza de medición, y los valores de fiabilidad son satisfactorios. En conclusión, el EQ-i-M20 es un instrumento que cuenta con adecuadas propiedades psicométricas.

Palabras clave: inteligencia emocional, adolescentes, validez, fiabilidad

Abstract

The research aimed to assess if the EQ-i-M20 presents evidence of validity regarding its internal structure, measurement invariance between men and women, and acceptable reliability. The sample consisted of 788 adolescents between 11 and 18 years old from an educational institution in Lima (Peru). The internal structure was evaluated by the Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM), both the oblique model and the bifactor, the invariance of measurement with a multiple ESEM group, and its reliability using the α and ω . The results indicate that in men and women. the original factor structure of five oblique factors is replicated, that it has an acceptable degree of measurement invariance, and the reliability values are satisfactory. In conclusion, the EQ-i-M20 is an instrument with adequate psychometric properties.

Keywords: emotional intelligence, adolescents, validity, reliability

¹Magíster en Psicología. Docente. Facultad de Psicología. Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas. Av. Prolongación Primavera 2390 Monterrico – Santiago de Surco, Lima 33, Perú. Tel.: (+51) 3133333. Correo: pcpsjnav@upc.edu.pe; jhonatan_navarro1602@yahoo.es (Autor de correspondencia)

²Doctor en Psicología. Docente-Investigador. South American Center for Education and Research in Public Health. Universidad Privada Norbert Wiener. Av. Arequipa 440, Lima 01, Perú. Tel.: (+51) 7065555. Correo: sergio.dominguez@uwiener.edu.pe; sdominguezmpcs@gmail.com

³Magíster en Psicología. Docente. Facultad de Psicología. Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas. Av. Prolongación Primavera 2390 Monterrico – Santiago de Surco, Lima 33, Perú. Tel.: (+51) 3133333. Correo: pcpsdala@upc.edu.pe; dalarconparco@gmail.com

⁴Doctora en Psicología. Docente. Departamento de Psicología. Pontificia Universidad Católica del Perú. Av. Universitaria 1801, Lima 32, Perú. Tel.: (+51) 6262000. Correo: pbarrig@pucep.pe

⁵Licenciada en Psicología. Docente. Instituto de Investigación de Psicología. Universidad de San Martín de Porres. Av. Tomás Marsano 242, Lima 34, Perú. Tel.: (+51) 5136300

Introducción

El enfoque mixto para la conceptualización de la inteligencia emocional (IE) se basa en el modelo de la inteligencia socio-emocional (ESI, por sus siglas en inglés), y la considera como aquellas competencias sociales y emocionales que permiten a la persona identificar e interpretar sus propias emociones y las de otros ayudando a su funcionamiento en sociedad, facilita entablar relaciones con otros y responder a las demandas del día a día (Bar-On, 2006, 2010, 2012).

El ESI valora la IE en torno a cinco dimensiones. Intrapersonal: habilidad para entender y expresar las propias emociones (e.g., asertividad), interpersonal: habilidad para relacionarse con otras personas y entender sus emociones (e.g., empatía), manejo del estrés: habilidad de controlar emociones para que sean favorables (e.g., control de impulsos), adaptabilidad: habilidad para adaptarse a los cambios (e.g., solución de problemas) y ánimo general: habilidad de generar emociones positivas (e.g. optimismo; BarOn & Parker, 2000).

La IE ha mostrado ser un elemento importante en periodos de transición vital como es la adolescencia, que se caracteriza por cambios cognitivos, sociales y biológicos, dado que permitiría lograr una mejor adaptación a nuevas exigencias en vista que se asocia con el bienestar (Bar-On, 2012; Ferragut & Fierro, 2012; World Health Organization, 2014), la resiliencia y confianza en contar con trabajo a futuro (Di Fabio & Kenny, 2015) y el rendimiento académico (Páez & Castaño, 2015).

Específicamente, se ha encontrado que bajos niveles de competencia intrapersonal están presentes en adolescentes con riesgo o ideación suicida (Mamani-Benito et al., 2018), así como en quienes exhiben problemas internalizantes, como la ansiedad o depresión (Cheung et al., 2018). Por otro lado, el ánimo general está asociado a la adaptación en la escuela y a la percepción de un ambiente académico sin presencia de violencia (Cobos-Sánchez et al., 2017; Méndez et al., 2019). Por su parte, los componentes interpersonal e intrapersonal son factores protectores para el consumo de alcohol, cigarrillo y cannabis (Kun et al., 2019) y para conductas sexuales de riesgo (Lando-King et al., 2015), mientras que el manejo

del estrés reduce la probabilidad de incurrir en conductas violentas, físicas o relacionales frente a situaciones estresantes (Gower et al., 2014; Ruvalcaba-Romero et al., 2016).

El modelo ESI ha sido aplicado con éxitos en diversos contextos educativos y poblaciones, incluyendo de habla hispana, encontrándose estudios en escolares de educación básica de Colombia (Herrera et al., 2017), así como de básica y secundaria en España (Ferrándiz et al., 2012; Pegalajar et al., 2014). En Perú existen investigaciones llevadas a cabo con estudiantes de educación básica y secundaria (Porcel, 2009; Ugarriza, 2001; Ugarriza & Pajares, 2005), así como en universitarios (Reyes & Carrasco, 2014; Ugarriza, 2001).

Uno de los instrumentos más difundido para la evaluación de la IE como rasgo es el *Bar-On Emotional Quotient Inventory* (EQ-i; Bar-On, 1997, 2004) orientado a adultos, y el *Emotional Intelligence Inventory: Young Version* (EQ-i:YV; Bar-On & Parker, 2000) para niños, niñas y adolescentes (NNA). Sin embargo, solo es posible acceder comprando la licencia a la editorial por lo que se considera una limitación para el usuario promedio dado que los costos que supone son elevados, y al no presentar versiones adaptadas al Perú, incluso si se pudiera adquirir, cualquier aplicación se invalidaría.

Además, es necesario mencionar que en Perú existen estudios instrumentales de esas medidas de IE en NNA (Ugarriza, 2001; Ugarriza & Pajares, 2005), y se pueden considerar como los primeros esfuerzos orientados a brindar evidencia de validez del EQ-i:YV. No obstante, esos hallazgos fueron analizados de forma minuciosa (Merino-Soto et al., 2014) y se concluyó que los valores de fiabilidad de las puntuaciones incluyen una cantidad de error de medición que no hacen viable su aplicación, incluso a nivel de investigación. Otro aspecto que destacar es que las evidencias de validez de la estructura interna fueron obtenidas mediante un análisis factorial exploratorio asociado a una rotación ortogonal varimax, que no se ajusta a las características de las variables que se estudian en psicología (Ledesma et al., 2019), y en lo que respecta al análisis factorial confirmatorio mostrado, no se reporta cuál es el marco metodológico pertinente (e.g., método de estimación; Merino-Soto et al., 2014). Por tales

motivos, las inferencias realizadas a partir de esos resultados, la utilidad del instrumento e interpretación de las puntuaciones son cuestionables, más aún si se usa en el ámbito profesional o para orientar intervenciones.

Más adelante, fue elaborado el *Brief Emotional Intelligence Inventory for Senior Citizens* (EQ-i-M20; Pérez-Fuentes et al., 2014) tomando como base el EQ-i-YV (Bar-On & Parker, 2000) y que tiene diversas ventajas, como 1) ser una medida breve (evalúa las cinco dimensiones con cuatro ítems cada una); 2) y de acceso libre. Asimismo, sus estudios instrumentales, aunque basados en población universitaria peruana y mexicana, obtuvieron resultados alentadores: estructura interna de cinco factores bien diferenciados e indicadores de fiabilidad adecuados (Dominguez-Lara & Campos-Uscanga, 2021; Dominguez-Lara et al., 2018; Pérez-Fuentes et al., 2014). Sin embargo, aún no existe evidencia de sus propiedades psicométricas en población adolescente, a pesar de ser utilizado en investigaciones (Barragán et al., 2021a; Barragán et al., 2021b; Martí-Vilar et al., 2022; Molero et al., 2021; Pérez-Fuentes et al., 2019).

Por otro lado, a pesar de la evidencia que indique la estructura de cinco factores oblicuos del EQ-i-M20, es necesario evaluar la evidencia que sustente el uso de la puntuación general (o sumatoria de las dimensiones; Bar-On, 1997) o factor general que explique la varianza de los factores específicos a través de un modelo jerárquico bifactor (Rodríguez et al., 2016) porque Bar-On y Parker (2000) proponen el uso de la puntuación general para obtener el cociente emocional, hay evidencia de su uso en población adolescente y el reporte de un factor de segundo orden o general (Davis & Wigelsworth, 2018; Esnaloa et al., 2016; Esnaloa et al., 2018; Gilar-Corbi et al., 2021; Ugarriza & Pajares, 2005).

También existen diferencias en la socialización de conductas y actitudes que se esperan entre hombres y mujeres, incluyendo cómo expresan y regulan emociones (Chaplin & Aldao, 2013; Hoominfar, 2021; Hyde, 2014; Zell et al., 2015). Algunos estudios brindan información sobre diferencias descriptivas entre hombres y mujeres (e.g., Petrides & Furnham, 2000), pero una limitación a resaltar es que no utilizan procedimientos vinculados a la invarianza de

medición que legitimen sus interpretaciones (Pendergast et al., 2017).

Existe evidencia de la invarianza de la estructura factorial propuesta por Bar-On. Por ejemplo, en algunos estudios se indica que la estructura es invariante entre varones y mujeres (Davis & Wigelsworth, 2017; Gilar-Corbi et al., 2021; Kun et al., 2012), agregando además que las mujeres tienen puntuaciones más altas en las dimensiones intrapersonal e interpersonal, mientras que los varones en las dimensiones manejo de estrés y adaptabilidad (Davis & Wigelsworth, 2017; Kun et al., 2012), aunque en otros estudios no se encontró diferencias de varones y mujeres respecto a la dimensión intrapersonal e interpersonal (Gilar-Corbi et al., 2021). Finalmente, Esnaloa et al. (2017) indica que la estructura factorial original de factores oblicuos es aceptable, aunque dos ítems (1 y 18 del factor interpersonal) tienen cargas factoriales bajas (<.30).

Esto cobra relevancia cuando la evidencia desde la neurociencia indica que en las mujeres existe una mayor reactividad emocional (Gardener et al., 2013) y preocupación por mantener relaciones interpersonales adecuadas con las personas de su entorno (Zach et al., 2016), lo que puede estar asociado a su capacidad en el reconocimiento de las emociones de los demás a través de las expresiones faciales (Wingenbach et al., 2018). Asimismo, las mujeres son más vulnerables a factores que originan malestar (Moksnes & Lazarewicz, 2019). Por otro lado, los hombres emplean en mayor grado un procesamiento cognitivo para regular emociones en comparación a las mujeres en quienes destaca el procesamiento afectivo (Mak et al., 2009). Así, esas diferencias inherentes podrían generar algún sesgo de medición, por lo que en estudios previos quedó pendiente el análisis de invarianza de medición del EQ-i-M20 (e.g., Dominguez-Lara et al., 2018).

Con base en lo expuesto, considerando que la IE tiene implicancia en aspectos funcionales y disfuncionales en la etapa adolescente, y que en Perú no existe un instrumento que cuente con evidencias de validez obtenidas con metodologías apropiadas, la presente investigación tuvo como objetivo determinar si la EQ-i-M20 presenta evidencias de validez con relación a su estructura interna, invarianza de medición entre hombres y

mujeres, y fiabilidad aceptable en adolescentes escolarizados de Lima, Perú.

Las hipótesis de investigación indican que la estructura que mejor define al EQ-i-M20 en adolescentes peruanos es la de cinco factores relacionados (H1), existe un grado aceptable de invarianza de medición entre hombres y mujeres (H2), y la fiabilidad del constructo y de las puntuaciones es aceptable (H3).

Método

Diseño

La presente investigación corresponde a un diseño instrumental según Ato et al. (2013) porque se analizaron las propiedades psicométricas de un instrumento de evaluación.

Participantes

Se incluyó a todos los adolescentes que presentaron el consentimiento informado y la muestra fue seleccionada a través de un muestreo no probabilístico por conveniencia (Otzen & Manterola, 2017) y estuvo conformada por 788 adolescentes (56% fueron mujeres) de educación secundaria de una institución educativa privada de Lima (Perú), con edades entre los 11 y 18 años ($M=14.26$; $DE=1.82$) y donde la mayor proporción de acuerdo al grado de estudio estuvo en 1ero (23.6%; $n=186$), seguido por 5to grado (21.4%; $n=169$), 4to (20.2%; $n=159$), 2do (18.8%; $n=148$) y 3ro (16%; $n=126$). En cuanto a las personas con quienes vive el adolescente, el 79.8% ($n=629$) indica con ambos padres, el 15% ($n=118$) solo con la madre y el 2.5% ($n=20$) con el padre.

Instrumentos

Inventario Breve de Inteligencia Emocional para Mayores (EQ-i-M20; Pérez et al., 2014). Es un autorreporte conformado por 20 ítems con formato de respuesta politómico de cuatro alternativas (*Nunca me pasa* [1], *A veces me pasa* [2], *Casi siempre me pasa* [3] y *Siempre me pasa* [4]), que se agrupan en los cinco componentes de la IE: Intrapersonal, Interpersonal, Manejo de estrés, Adaptabilidad y Ánimo general.

El estudio de Pérez et al. (2014) identificó evidencias de validez de la estructura interna a través de un análisis factorial confirmatorio obteniendo índices de ajuste aceptables para el

modelo de cinco factores oblicuos ($\chi^2=391.16$, $gl=160$, $p<.001$, $CFI=.90$, $RMSEA=.06$ [.058 - .075]), e inaceptables para el modelo jerárquico ($\chi^2=394.10$, $gl=165$, $p<.001$, $CFI=.90$, $RMSEA=.65$ [.057-.074]) y unidimensional ($\chi^2=1342.20$, $gl=170$, $p<.001$, $CFI=.47$, $RMSEA=.15$ [.14-.15]). La confiabilidad fue de $\alpha=.8$ para Intrapersonal, $\alpha=.57$ para Interpersonal, $\alpha=.68$ para Manejo de estrés, $\alpha=.81$ para Adaptabilidad y $\alpha=.83$ para Ánimo general.

Procedimiento

Parte del equipo de investigación tuvo reuniones con las autoridades de la Institución Educativa para explicar los objetivos del proyecto de investigación, alcances de este, así como la pertinencia de los instrumentos de evaluación. Posterior a la aprobación, se coordinaron los horarios de ingreso a las aulas previa comunicación a los docentes. Con el objetivo de proteger la confidencialidad e integridad de los participantes se realizó el consentimiento informado de los padres o apoderado del menor de edad, explicando la importancia del estudio, el procedimiento, riesgos y beneficios, dejando claro el cuidado de la confidencialidad. En dicho documento se declaró que la participación es completamente voluntaria y no excluye la opción de retirarse del estudio cuando deseen.

La evaluación se realizó de forma presencial durante el último trimestre del año académico y estuvo a cargo por tres de las autoras del presente artículo enfatizando en el anonimato de las respuestas y la confidencialidad del proceso, y cerciorándose que las instrucciones sean comprendidas por los evaluados, así resolviendo las dudas que hubo en el proceso. Es importante señalar que no fue necesario realizar algún cambio ni en la redacción y omisión de los ítems, ya que eran claros y de fácil comprensión, además que no se reportaron dudas durante la aplicación del instrumento. De esta forma, se aseguró el cumplimiento de los estándares éticos consignados en el Código de Ética y Deontología del Colegio de Psicólogos del Perú (Colegio de Psicólogos del Perú, 2017) y Principios Éticos de los Psicólogos y Normas de Conducta de la Sociedad Americana de Psicología (APA, 2017).

Análisis de Datos

Se utilizó el programa Mplus versión v7.0 (Muthén & Muthén, 1998-2015). Inicialmente la aproximación a la normalidad univariada se realizó mediante el análisis de la asimetría y curtosis de los ítems esperando valores entre -2 y +2 (Gravetter & Wallnau, 2013; Pérez & Medrano, 2010). En cuanto al análisis de normalidad multivariada, fue usado el coeficiente multivariante de Mardia esperando magnitudes debajo de 70 (Mardia, 1970; Rodríguez & Ruiz, 2008).

Fueron evaluados dos modelos de medición, el modelo original oblicuo penta factorial (M1) y un modelo jerárquico (bifactor; M2). Tanto M1 como M2 se valoraron en hombres y mujeres por separado y con el modelo con los indicadores más favorables, se realizó un análisis de invarianza de medición.

En ese sentido, estas hipótesis estructurales se contrastaron con un *modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales* (ESEM; Asparouhov, & Muthén, 2009) con el método de *mínimos cuadrados ponderados con varianza ajustada* (WLSMV; Brown, 2015; Lei, 2009; Muthén, 1984; Muthén et al., 1997), con base en la matriz de correlaciones policóricas al ser los ítems de naturaleza ordinal. Se utilizó una rotación *geomin* oblicua (predeterminada en el software Mplus v7.0) con un valor de ϵ de .5 y *orthogonal* para el bifactor (Asparouhov & Muthén, 2009).

Los modelos fueron valorados mediante diversos índices de ajuste: se esperó valores del CFI por encima de .90 (McDonald & Ho, 2002); en cuanto a la estimación puntual del RMSEA, se aceptaron valores entre .05 (ajuste cercano) y .08 (ajuste adecuado) (Browne & Cudeck, 1993), y se consideró como adecuado si el límite inferior del intervalo de confianza al 90% (IC 90%; Steiger & Lind, 1980) es menor que .05 y si el límite superior del IC 90% es menor que .10 (West et al., 2012); y, finalmente, se esperó que el WRMR sea mayor que la unidad (DiStefano et al., 2018). Con relación al análisis bifactor, se consideró que el FG explica la suficiente variabilidad dependiendo de la magnitud del omega jerárquico ($\omega_h > .70$; Zinbarg et al., 2006), *la varianza común explicada* (ECV $> .70$; Sijtsma, 2009), y la replicabilidad el constructo con el coeficiente H ($> .70$; Rodríguez et al., 2016). Además, transversal a todo el proceso, fueron consideradas relevantes las cargas factoriales mayores a .50 (Dominguez-Lara, 2018),

y para el modelo ESEM-oblicuo, el *índice de simplicidad factorial* (ISF; Fleming & Merino, 2005) que permite conocer qué tan importantes son las *cargas secundarias*, considerando que si son mayores que .70 indican que sobre el ítem influye predominantemente un factor. De forma complementaria, se reportó el *índice de ajuste de la escala* (IAE; Fleming & Merino, 2005), el cual está enfocado en la simplicidad del factor, esperando valores por encima de .80, lo que indicaría que las cargas factoriales *salientes* o que teóricamente pertenezcan al factor ($> .45$; Fleming & Merino, 2005) son elevadas. Tanto el ISF como el IAE se calcularon con un módulo en MS Excel (Dominguez-Lara, 2016).

Para analizar la invarianza configural y de medida (Pendergast et al., 2017) se realizó un ESEM de grupo múltiple (ESEM-GM), estableciendo restricciones a diferente nivel. En primer lugar, se analizó la invarianza configural (restringir la igualdad de la estructura interna entre grupos), y posteriormente la invarianza de medida, considerando la invarianza débil (restricción de igualdad de cargas factoriales), y la invarianza fuerte (restricción de igualdad de los *thresholds*). Luego de ello, fueron usados diversos criterios para valorarla. El primero fue la variación de los índices de ajuste CFI ($\Delta CFI \leq -.01$; West et al., 2012), TLI ($\Delta TLI \leq .01$; Chen, 2007) y RMSEA ($\Delta RMSEA \leq .01$; Chen, 2007); el segundo, la diferencia estadística entre los modelos involucrados se valoró comparando los estadísticos chi cuadrado (χ^2) mediante un comando predeterminado (DIFFTEST) en el programa Mplus v7.0 (Asparouhov, & Muthén, 2006); el tercero, la cantidad de parámetros no invariantes, esperando que este número sea menor que el 20% (Dimitrov, 2010); y el último, medidas de magnitud del efecto asociados a los parámetros de interés, como el coeficiente q de Cohen aplicado a las cargas factoriales ($> .10$) y la d de Cohen a los *thresholds* ($> .20$) (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2019; material complementario).

En cuanto a la fiabilidad, esta fue estimada a nivel de constructo ($\omega > .70$; Hunsley & Marsh, 2008), y puntuaciones ($\alpha > .70$; Ponterotto & Charter, 2009) y la diferencia entre coeficientes se analizó con un procedimiento descriptivo donde las discrepancias ($\Delta_{\omega-\alpha}$) son significativas cuando son mayores que $|.06|$ (Gignac et al., 2007).

Tabla 1. Media, desviación estándar, asimetría y curtosis de las puntuaciones para hombres y mujeres

	Varones				Mujeres			
	M	DE	g1	g2	M	DE	g1	g2
Intrapersonal								
ítem 3	2.23	.89	.38	-.53	2.43	.91	.16	-.75
ítem 7	2.11	.91	.38	-.53	2.21	.93	.41	-.64
ítem 10	2.18	.91	.58	-.37	2.28	.89	.45	-.46
ítem 16	2.24	.90	.46	-.51	2.38	.95	.21	-.87
Interpersonal								
ítem 1	2.79	.77	.05	-.70	2.73	.78	.03	-.60
ítem 5	2.66	.80	.07	-.60	2.63	.79	.18	-.60
ítem 13	3.26	.76	-.54	-.56	3.31	.81	-.52	-.29
ítem 19	2.88	.90	-.31	-.81	2.70	.86	-.12	-.68
Manejo estrés								
ítem 2	2.03	.86	.67	.15	2.13	.88	.57	-.27
ítem 8	1.85	.75	.62	.15	1.75	.75	.89	.67
ítem 12	1.94	.86	.74	-.03	2.01	.92	.56	-.59
ítem 18	2.20	.94	.57	-.48	2.24	.93	.40	-.65
Adaptabilidad								
ítem 6	2.71	.83	-.18	-.53	2.84	.80	-.32	-.31
ítem 9	2.64	.77	.05	-.47	2.79	.73	-.10	-.35
ítem 11	2.67	.76	.14	-.54	2.77	.76	.05	-.64
ítem 14	2.87	.75	.02	-.80	2.89	.72	-.12	-.43
Estado ánimo								
ítem 4	2.88	.87	-.30	-.69	3.08	.85	-.04	-.82
ítem 15	3.15	.91	-.66	-.70	3.18	.85	-.71	-.35
ítem 17	3.17	.87	-.61	-.75	3.20	.88	-.82	-.25
ítem 20	3.00	.88	-.38	-.82	3.09	.86	-.53	-.61

Nota. M: Media; DE: Desviación estándar; g1: Asimetría; g2: Curtosis

Resultados

Los valores de la asimetría y curtosis para cada ítem se encuentran en un rango aceptable (Tabla 1). En cuanto a la normalidad multivariada, la magnitud es adecuada para mujeres ($G^2=54.1$), aunque se aprecia que en el grupo de los hombres se excede en la magnitud ($G^2=78.82$). Por lo tanto, se ejecutará el análisis factorial, dado que el método utilizado (WLSMV) es robusto en condiciones de no-normalidad.

El análisis ESEM del modelo oblicuo para la muestra de varones provee de índices de ajuste aceptables (CFI=.98, RMSEA=.05 con IC de 90% [.03 - .06]; WRMR=.56), cargas factoriales de magnitud aceptable en la mayor parte de dimensiones y diferenciables en cada factor considerando la magnitud de los ISF (Tabla 2), aunque el ítem 6 de *adaptabilidad* (*Es fácil para mí entender cosas nuevas*) se muestra complejo al recibir influencia de *interpersonal* y *manejo del estrés*. Por otro lado, a nivel de factores tres de los cinco presentan IAE adecuados. En cuanto al análisis bifactor, los índices de ajuste del modelo también fueron aceptables (CFI=.99, RMSEA=.04

con IC de 90% [.03 - .06]; WRMR=.47); no obstante, la magnitud de los índices inherentes a este procedimiento analítico indica que no se puede atribuir la mayor parte de la variabilidad al FG (ECV=.37; $\omega_h=.66$).

Por otro lado, en el grupo de mujeres, el análisis ESEM en el modelo de medición oblicuo se obtuvo índices de ajuste aceptables (CFI=.99; RMSEA=.05 con IC de 90% [.04 - .06]; WRMR=.54), así como ítems con magnitudes de cargas factoriales mayores en el factor teórico e ISF elevados (Tabla 3), y solo el ítem 19 (*intrapersonal*; *Sé cuándo la gente está enfadada, incluso cuando no*) recibe influencia significativa de *adaptabilidad*. Por otro lado, a nivel de factores cuatro de los cinco presentan IAE adecuados. Por su parte, los índices de ajuste del modelo bifactor también fueron aceptables (CFI=.99; RMSEA=.04; con IC de 90% [.03 - .05]; WRMR=.43), sin embargo el FG no presenta indicadores que permitan concluir que su influencia es significativamente mayor que los factores específicos (ECV=.38, $\omega_h=.65$).

En tal sentido, el análisis de invarianza se realizó para el modelo de cinco factores oblicuos,

Tabla 2. Análisis factorial confirmatorio y bifactor para hombres

	ESEM-oblicuo						ESEM-bifactor					
	INT	INP	MAN	ADP	ANI	ISF	INT	INP	MAN	ADP	ANI	FG
Ítem 3	.56	.11	-.03	.22	-.00	.81	.58	.04	-.01	.10	-.02	.34
Ítem 7	.79	.10	-.04	.13	.05	.94	.78	.00	-.02	.00	.02	.38
Ítem 10	.81	.13	.04	.15	.08	.91	.81	.03	.07	.04	.06	.40
Ítem 16	.61	.14	.05	.27	.04	.76	.61	.03	.08	.07	-.10	.46
Ítem 1	-.02	.86	-.01	-.02	-.07	.99	.08	.80	-.03	.10	.11	.34
Ítem 5	.03	.64	.09	.13	-.20	.83	.11	.55	.08	.13	-.18	.30
Ítem 13	-.08	.44	-.03	.01	.18	.79	-.09	.32	-.03	-.03	.08	.37
Ítem 19	-.15	.35	.07	.07	.08	.72	-.13	.27	.07	.05	.01	.26
Ítem 2	-.01	-.02	.76	-.05	.04	.99	.00	.02	.74	-.05	-.06	.13
Ítem 8	.11	-.10	.44	-.04	-.14	.77	.17	-.01	.42	.05	.02	.31
Ítem 12	.04	-.03	.88	-.05	-.03	.99	.06	.02	.86	-.05	-.10	.22
Ítem 18	-.13	-.04	.60	.05	-.01	.93	-.07	.01	.58	.11	.04	.19
Ítem 6	-.13	.20	-.18	.28	.08	.36	-.08	.13	-.17	.25	.07	.32
Ítem 9	-.11	-.03	.00	.84	-.11	.96	.06	-.02	.02	.58	-.11	.37
Ítem 11	-.04	.19	-.00	.65	.00	.90	.13	.13	.01	.73	.17	.38
Ítem 14	.04	.24	.02	.54	.01	.80	.07	.11	.06	.34	-.33	.63
Ítem 4	.05	.14	-.17	.17	.52	.72	.05	.00	-.15	.08	.45	.54
Ítem 15	.10	.17	-.11	.12	.75	.87	.03	-.03	-.07	-.08	.45	.74
Ítem 17	-.04	.26	-.03	.07	.78	.87	-.09	.06	.00	-.07	.54	.70
Ítem 20	.08	-.02	.01	.27	.69	.83	-.03	-.25	.07	-.09	.19	.80
IAE	.95	.65	.86	.78	.93							
ω_h	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	.66
ω_{hs}	-	-	-	-	-	-	.67	.48	.71	.42	.23	-

Nota. INT: Interpersonal; MAN: manejo del estrés; INP: Intrapersonal; ADP: Adaptabilidad; ANI: Estado de ánimo; ISF: Índice de simplicidad factorial; FG: Factor general de IE; IAE: Índice de ajuste de la escala; ω_h : omega jerárquico; ω_{hs} : omega jerárquico por dimensión

Tabla 3. Análisis factorial confirmatorio y bifactor para mujeres

	ESEM-Oblicuo						ESEM-bifactor					
	INT	INP	MAN	ADP	ANI	ISF	INT	INP	MAN	ADP	ANI	FG
Ítem 3	.65	.11	-.03	.08	.02	.94	.63	.01	.00	.00	-.02	.31
Ítem 7	.79	.17	-.01	.13	-.01	.92	.78	.06	.03	.04	-.04	.36
Ítem 10	.75	.24	.04	.13	.09	.84	.74	.11	.08	.02	-.02	.46
Ítem 16	.74	.09	-.06	.15	.05	.92	.73	-.02	-.03	.06	.06	.37
Ítem 1	-.14	.79	-.01	.05	-.03	.96	.03	.81	-.02	.19	.21	.22
Ítem 5	.02	.82	.06	-.03	-.12	.97	.18	.69	.07	.14	.01	.19
Ítem 13	-.02	.43	-.05	.02	-.17	.83	.02	.35	-.01	-.06	-.08	.40
Ítem 19	-.10	.35	.04	.24	-.12	.56	-.09	.38	.11	.15	-.54	.32
Ítem 2	-.06	-.00	.78	-.10	.01	.98	-.05	.04	.75	-.07	-.02	.23
Ítem 8	.04	-.01	.62	-.02	-.10	.96	.09	.04	.59	.09	.13	.29
Ítem 12	-.02	.02	.85	.01	.01	.99	.01	.05	.82	.05	.05	.19
Ítem 18	.08	-.07	.61	.07	-.09	.92	.07	-.04	.62	.03	-.20	.12
Ítem 6	-.07	.18	-.10	.49	.08	.77	-.02	.15	-.07	.38	-.00	.44
Ítem 9	-.09	.06	.07	.85	-.15	.93	.02	.10	.10	.78	-.01	.34
Ítem 11	-.01	.19	.05	.63	-.08	.88	.08	.19	.08	.55	-.03	.37
Ítem 14	.05	.18	-.12	.48	.04	.79	.10	.14	-.08	.37	-.02	.44
Ítem 4	.19	.16	.04	.22	.63	.73	.15	-.01	.07	.04	.39	.71
Ítem 15	.02	.13	-.12	.22	.75	.85	-.06	-.05	-.07	-.04	.28	.84
Ítem 17	-.06	.06	-.14	.16	.81	.91	-.16	-.11	-.09	-.10	.32	.81
Ítem 20	.11	.00	-.05	.26	.73	.84	.00	-.17	.01	-.03	.24	.81
IAE	.65	.69	.96	.83	.95							
ω_h	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	.65
ω_{hs}	-	-	-	-	-	-	.70	.69	.75	.48	.12	-

Nota. INP: Intrapersonal; MAN: manejo del estrés; INT: Interpersonal; ADP: Adaptabilidad; ANI: Estado de ánimo; ISF: Índice de simplicidad factorial; FG: Factor general de IE; ; IAE: Índice de ajuste de la escala ω_h : omega jerárquico; ω_{hs} : omega jerárquico por dimensión

dado que los hallazgos brindan respaldo a H1. Como primer paso se evaluó la invarianza configural como línea base para los procedimientos posteriores, evidenciándose índices de ajuste de magnitud aceptable. A continuación, en cuanto a la invarianza débil, los índices de ajuste alcanzaron magnitudes apropiadas y la variabilidad no fue elevada (Tabla 4), aunque al analizar individualmente los parámetros, dos cargas factoriales serían no invariantes (ítem 2 [*Me resulta difícil controlar mi ira (cólera)*]: $\lambda_{\text{hombres}}=.77$, $\lambda_{\text{mujeres}}=.79$; ítem 18

[*Cuando me molesto, actúo sin pensar*]: $\lambda_{\text{hombres}}=.61$, $\lambda_{\text{mujeres}}=.62$), pero las magnitudes son muy próximas, lo que permite concluir que existe un grado de invarianza débil significativa. Finalmente, en cuanto a la invarianza fuerte, los ítems 2 y 18 ahora se configuran como invariantes, la variación de los índices de ajuste no es elevada (Tabla 4), y las medias de dos ítems (ítem 8 [*Tengo mal genio*]: $M_{\text{hombres}}=1.85$ y $M_{\text{mujeres}}=1.75$; ítem 13 [*Me gusta hacer cosas para ayudar a los demás*]: $M_{\text{hombres}}=3.26$ y $M_{\text{mujeres}}=3.31$) se consideran no invariantes.

Tabla 4. Invarianza de medición de la estructura factorial entre hombres y mujeres

	χ^2	CFI	TLI	RMSEA (IC90%)	Δ CFI	Δ RMSEA	$\Delta\chi^2$ (gl)
Configural	364.027 (200)	.99	.97	.05 (.04 - .05)			
Débil	430.927 (275)	.99	.98	.04 (.03 - .05)	.00	.01	121.50 (75)**
Fuerte	534.462 (330)	.98	.98	.04 (.03 - .05)	.00	.00	120.46 (55)**

Nota. (**) $p < .01$

Tabla 5. Magnitud del efecto para invarianza de medición

	Cargas factoriales ^a		Thresholds		
	q	d ₁	d ₂	d ₃	
Intrapersonal					
IC3	-.05	-.10	-.13	.01	
IC7	.00	-.04	-.09	.03	
IC10	.04	-.10	-.03	.05	
IC16	-.07	-.06	-.12	.03	
Interpersonal					
IC1	.03	.06	.02	-.02	
IC5	-.13	-.02	.03	-.01	
IC13	-.01	.29	.12	-.12	
IC19	.01	.04	.08	-.15	
Manejo del estrés					
IC2	-.01	-.03	-.08	.09	
IC8	-.14	.08	.07	.05	
IC12	.01	.00	-.12	.04	
IC18	-.01	-.01	-.08	-.04	
Adaptabilidad					
IC6	-.16	-.08	-.09	.04	
IC9	-.01	-.09	-.09	.04	
IC11	.00	-.04	-.05	.05	
IC14	.05	.03	-.04	-.02	
Estado de ánimo					
IC4	-.09	-.14	-.08	.14	
IC15	-.01	-.05	-.08	-.04	
IC17	-.01	.12	-.06	.02	
IC20	-.04	-.03	-.07	.05	

Nota. ^a: Por simplicidad, solo fueron consideradas las cargas principales; q: Diferencias entre cargas factoriales de hombres y mujeres; d_n: diferencias entre el *threshold* n entre hombres y mujeres.

Por su parte, las diferencias valoradas a nivel de *magnitud del efecto* entre las cargas factoriales y *thresholds* de hombres y mujeres son insignificantes en la mayoría de los casos (Tabla 5), excepto las cargas factoriales de los ítems 6 (*Es fácil para mí entender cosas nuevas*), 5 (*Sé cómo se sienten las otras personas*) y 8 (*Tengo mal genio*) que son levemente mayores en las mujeres ($q > |.10|$; Tabla 5), así como en la diferencia del primer *thresholds* del ítem 13 (*Me gusta hacer cosas para ayudar a los demás*) a favor de los hombres ($d > .20$; Tabla 5). A su vez, con relación al χ^2 , la variación fue estadísticamente significativa entre modelos anidados. Entonces, con base en un análisis conjunto de la información, puede

afirmarse que la estructura factorial se mantiene invariante entre hombres y mujeres (H2).

Para terminar, se llevó a cabo el análisis de fiabilidad con el grupo completo, tanto a nivel de puntuaciones como de constructo, obteniendo magnitudes aceptables en casi todos los casos (H3) y diferencias entre coeficientes no significativas ($< |.06|$), excepto en la dimensión intrapersonal ($\alpha < .70$), además, las dimensiones de Manejo de estrés, Adaptabilidad y Estado de ánimo tienen confiabilidad similar a la de otros estudios, mientras que las dimensiones Interpersonal e intrapersonal tienen coeficientes que fluctúan de un estudio a otro (Tabla 6).

Tabla 6. Confiabilidad de constructo, de las puntuaciones y otros estudios

	INT	INP	MAN	ADP	ANI
ω	.81	.7	.79	.7	.8
α	.84	.62	.74	.69	.85
$ \omega-\alpha $.03	.08	.05	.01	.05
Barragán Martín et al. (2021a)	$\alpha=.57/\omega=.62$	$\alpha=.81/\omega=.81$	$\alpha=.77/\omega=.77$	$\alpha=.71/\omega=.71$	$\alpha=.81/\omega=.81$
Barragán Martín et al. (2021b)	$\omega=.62/\text{GLB}=.68$	$\omega=.82/\text{GLB}=.82$	$\omega=.77/\text{GLB}=.80$	$\omega=.72/\text{GLB}=.73$	$\omega=.87/\text{GLB}=.88$
Molero Jurado et al. (2021)	$\omega=.62$	$\omega=.81$	$\omega=.77$	$\omega=.71$	$\omega=.87$
Pérez-Fuentes et al. (2019)	$\alpha=.67$	$\alpha=.77$	$\alpha=.76$	$\alpha=.46$	$\alpha=.83$

Nota. INT: Interpersonal; INP: Intrapersonal; MAN: manejo del estrés; ADP: Adaptabilidad; ANI: Estado de ánimo; α = coeficiente alfa; ω : coeficiente omega; GLB: *greatest lower bound*.

Discusión

La IE ha mostrado ser una variable importante que aporta a la comprensión de diversos fenómenos psicológicos en la población de adolescentes, por ello es considerado como un factor protector en la adolescencia (Mavroveli et al., 2007). En el contexto peruano las medidas de IE son escasas, y las que están disponibles presentan problemas metodológicos en su proceso de validación lo que limita su utilización. Es por ello que el objetivo de la presente investigación fue identificar las propiedades psicométricas en adolescentes peruanos del EQ-i-M20, así como la invarianza de medición según sexo. Este es un instrumento que por su brevedad y evidencia previa es una alternativa pertinente para medir la IE.

En primer lugar, considerando que la identificación de evidencias de validez de un instrumento es un proceso constante y no se limita a un tipo de evidencia ni metodología, los resultados del análisis oblicuo y bifactor del ESEM, en conjunto con la evaluación de la simplicidad factorial, indican que la estructura factorial de cinco factores oblicuos es satisfactoria para hombres y mujeres. Esto es evidencia a favor de los postulados teóricos previos (Bar-On, 2010, 2012) lo que permite el estudio de cada componente de la IE, aunque deja sin sustento el uso de una puntuación total en la medida que el FG no recibe respaldo empírico.

Según Bar-On (2012), la IE es un conjunto de competencias y habilidades sociales y emocionales que están interrelacionados, y su representación y estudio es posible porque instrumentos como el EQ-i-YV (Bar-On & Parker, 2000) y el EQ-i-M20

(Pérez Fuentes et al., 2014) cuentan con evidencias de que en su estructura interna existen cinco factores latentes, como es el caso de la presente investigación. Además, esto se puede considerar como evidencia contraria a una de las críticas hacia este modelo de IE en que se afirma que existen problemas en cuanto a la diferenciación conceptual de los componentes al estar orientados a rasgos de personalidad, lo que puede dificultar la operacionalización del constructo (Hedlund & Sternberg, 2000).

En segundo lugar, desde el punto de vista metodológico, la implementación del ESEM permitió conocer a profundidad algunas características estructurales del EQ-i-M20, como es la existencia de ítems complejos, no identificados en los estudios iniciales que utilizaron AFC (Dominguez-Lara et al., 2018; Pérez-Fuentes et al., 2014). La complejidad de ítems fue conocida posteriormente en un estudio con estudiantes universitarios (Dominguez-Lara & Campos-Uscanga, 2021), aunque no existía mayor información en adolescentes, por lo que este hallazgo es de interés para los potenciales usuarios de la herramienta en ese grupo.

En este contexto, un ítem es complejo cuando recibe influencia de dos o más factores, y si bien es un escenario habitual en las escalas psicológicas que evalúan constructos teóricamente complejos, cuando esta complejidad es muy notoria, podría ser un indicador de que el ítem representa pobremente al constructo. En el caso del instrumento analizado, solo dos de los 20 ítems presentaron ese comportamiento, uno en hombres (ítem 6; *Es fácil para mí entender cosas nuevas*) y otro en mujeres (ítem 19; *Sé cuándo la gente está enfadada, incluso*

cuando no dicen nada). Ambos casos podrían ser considerados como una amenaza para la interpretación de las puntuaciones directas de cada dimensión, dado que parte de estas estaría conformada por varianza de otro constructo. Por tal motivo, sería recomendable mejorar la redacción de los ítems para evitar situaciones como esta y le permitan al usuario de los tests psicológicos una mayor precisión al momento de evaluar.

En tercer lugar, el cuestionamiento sobre la pertinencia del uso de una puntuación total se realizó en la primera versión peruana de la escala (Dominguez-Lara et al., 2018) en la que el FG no recibió respaldo, y se replica en este trabajo, lo que permite afirmar que el modelo debe trabajarse e interpretarse desde sus dimensiones.

Por otro lado, respecto a la invarianza de medición, si bien los resultados del ESEM-GM son, en general, favorables a la hipótesis que propone que el instrumento es invariante entre hombres y mujeres (H2), a nivel de parámetros se identificó que las medias de los ítems 8 (*tengo mal genio*) de la dimensión *manejo del estrés* y el ítem 13 (*me gusta hacer cosas para ayudar a los demás*) de la dimensión *interpersonal* muestran cierta diferencia estadística. Sin embargo, en el caso del ítem 8, a nivel de magnitud del efecto no mostraron diferencias significativas, mientras que con el ítem 13, solo se hallaron diferencias en uno de los tres *threshold*. Estos resultados indican que es necesario prestar atención tanto a cuestiones probabilísticas vinculadas al *p*-valor como a la información basada en la magnitud del efecto de la misma forma en que se procede con la estadística inferencial para investigaciones empíricas.

En cuanto a la representatividad empírica del constructo expresada mediante la magnitud de las cargas factoriales, se encontraron diferencias, aunque bajas, a favor de las mujeres en las cargas de los ítems 6 (*Es fácil para mí entender cosas nuevas*), 5 (*Sé cómo se sienten las otras personas*) y 8 (*Tengo mal genio*), lo que brindaría mayor insumo para nuevas investigaciones que permitan abordar de forma más específica el origen de esas diferencias.

Sobre la fiabilidad de las puntuaciones y del constructo, los valores fueron satisfactorios, lo que es un indicador de que el porcentaje de error de medición en la evaluación es tolerable, permitiendo la interpretación de las puntuaciones en la mayoría

de los casos. Por otro lado, las escalas de Manejo de estrés, Adaptabilidad y Estado de ánimo son las que muestran mayor estabilidad en las puntuaciones en estudios donde se usó el EQ-i-M20 en población adolescente (Barragán et al., 2021a; Barragán et al., 2021b; Molero Jurado et al., 2021; Pérez-Fuentes et al., 2019), mientras que Intrapersonal e Interpersonal muestran mayor variabilidad.

Las implicancias prácticas del estudio se orientan a brindar un instrumento de evaluación que cumpla con estándares que aseguren la representación del constructo. Además, al ser una medida breve, esta se puede incluir en investigaciones donde se incluyan múltiples variables, y de ese modo describir de forma amplia y precisa la conducta de los adolescentes. También se puede incluir el EQ-i-M20 en medidas de pretest y postest en investigaciones de corte cuasiexperimental que permitan determinar el efecto de programas de intervención basadas en IE en población de adolescentes, aunque es necesario realizar de forma previa un análisis de invarianza longitudinal para garantizar que el constructo se mide de la misma forma en los diversos momentos que se va a evaluar. No obstante, es necesario recalcar que el uso debe estar restringido a procesos de evaluación grupal o de investigación, ya que aún no existe evidencia suficiente para usarlo en tomas de decisión individual.

En la investigación hay dos aspectos que se pueden considerar una limitación por estar relacionados a la representación de constructo. En primer lugar, al haber seleccionado a los participantes sin procedimientos probabilísticos, existe la posibilidad que la muestra sea homogénea y esté conformada por estudiantes con altos o bajos niveles de IE en mayor proporción. En segundo lugar, al realizar la evaluación en el último trimestre del año, existe mayor probabilidad de que el estudiante haya estado expuesto por periodos prolongados de tiempo a diversos eventos generadores de estrés los que pueden afectar la relación con amistades y familiares (Trianes et al., 2009; Trianes et al., 2012) así como disminuir sus niveles de IE (Cejudo et al., 2018; Urquijo et al., 2015).

Del proceso de investigación pueden desprenderse algunas recomendaciones. Por ejemplo, como ocurre con otros instrumentos, es

necesario llevar a cabo estudios de replicación para consolidar la escala. Del mismo modo, realizar estudios en que se evalúa la estabilidad temporal de la IE para identificar si la época en que se evaluó a los adolescentes influyó en sus respuestas (e.g., Esnaloa et al., 2017). A su vez, la aplicación de la escala en otras regiones culturalmente distintas dentro del país podría ayudar a delimitar si existe o no algún tipo de diferencia en cuando a la IE asociado a las vivencias. Finalmente, es recomendable ampliar la muestra para obtener datos normativos.

Para finalizar, a pesar de las limitaciones de estudio, se puede concluir que el EQ-i-M20 presenta una estructura de cinco factores oblicuos definidos, es invariante según el sexo, y los indicadores de fiabilidad son adecuados.

Referencias

- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. <https://www.apa.org/ethics/code>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2006). *Robust chi square difference testing with mean and variance adjusted test statistics*. In Mplus web notes (p. 9). <https://www.statmodel.com/download/webnotes/webnote10.pdf>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling, 16*(3), 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Ato, M., López, 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 (EQ-i): Technical manual*. Multi-Health Systems.
- Bar-On, R. (2004). The Bar-On Emotional Quotient Inventory (EQ-i): Rationale, description and summary of psychometric properties. In G. Geher (Ed.), *Measuring emotional intelligence: Common ground and controversy* (p. 115-145). Nova Science Publishers.
- Bar-On, R. (2006). The Bar-On model of emotional social intelligence (ESI). *Psicothema, 18*(Suppl.), 13-25.
- Bar-On, R. (2010). Emotional intelligence: An integral part of positive psychology. *South African Journal of Psychology, 40*(1), 54-62. <https://doi.org/10.1177/008124631004000106>
- Bar-On, R. (2012). The impact of emotional intelligence on health and wellbeing. In A. Di Fabio (Ed.), *Emotional intelligence. New perspectives and applications* (pp. 29-50). InTech. <https://doi.org/10.5772/32468>
- Bar-On, R., & Parker, J. D. (2000). *Bar-On Emotional Quotient Inventory: Youth version*. Multi-Health Systems.
- Barragán, A. B., Molero, M. M., Pérez-Fuentes, M. C., Oropesa, N. F., Martos, Á., Simón, M. M., & Gázquez, J. J. (2021a). Interpersonal support, emotional intelligence and family function in adolescence. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 18*(10). <https://doi.org/10.3390/ijerph18105145>
- Barragán, A. B., Pérez-Fuentes, M. C., Molero, M., Martos, Á., Simón, M., Sisto, M., & Gázquez, J. J. (2021b). Emotional intelligence and academic engagement in adolescents: The mediating role of self-esteem. *Psychology Research and Behavior Management, 14*, 307-316. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S302697>
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The 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.
- Cejudo, J., Rodrigo-Ruiz, D., López-Delgado, M. L., & Losada, L. (2018). Emotional intelligence and its relationship with levels of social anxiety in adolescents. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 15*, 1073. <https://doi.org/10.3390/ijerph15061073>
- Chaplin, T. M., & Aldao, A. (2013). Gender differences in emotion expression in children: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin, 139*(4), 735-765. <https://doi.org/10.1037/a0030737>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance.

- Structural Equation Modeling*, 14, 464-504.
<https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, R. Y., Leung, M. C., Chung, K. K., & Cheung, H. Y. (2018). Family risks and adolescent adjustment in Chinese contexts: Testing the mediating of emotional intelligence. *Journal of Child and Family Studies*, 27, 3887-3896.
<https://doi.org/10.1007/s10826-018-1233-y>
- Cobos-Sánchez, L., Fluja-Contreras, J. M., & Gómez-Becerra, I. (2017). The role of emotion intelligence in psychological adjustment among adolescents. *Anales de Psicología*, 33(1), 66-73.
<https://doi.org/10.6018/analesps.33.1.240181>
- Colegio de Psicólogos del Perú. (2018). *Código de ética y deontología*.
https://www.cpsp.pe/documentos/marco_legal/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- Davis, S. K., & Wigelsworth, M. (2018). Structural and predictive properties of the Emotional Quotient Inventory Youth Version–Short Form (EQ-i: YV [S]). *Journal of Personality Assessment*, 100(2), 197-206.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2017.1280502>
- Di Fabio, A., & Kenny, M. E. (2015). The contributions of emotional intelligence and social support for adaptive career progress among Italian youth. *Journal of Career Development*, 42(1), 48-59.
<https://doi.org/10.1177/0894845314533420>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149.
<https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- 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., & Campos-Uscanga, Y. (2021). Estructura interna de una medida breve de inteligencia emocional en estudiantes mexicanos de ciencias de la salud. *Educación Médica*, 22(Supl.4), 262-266.
<https://doi.org/10.1016/j.edumed.2019.10.010>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2019). Estimación de la magnitud del efecto en invarianza de medición. *Avaliação Psicológica*, 18(3), 328-332.
<https://doi.org/10.15689/ap.2019.1803.16248.13>
- Dominguez-Lara, S., Merino-Soto, C., & Gutiérrez-Torres, A. (2018). Estudio estructural de una medida breve de inteligencia emocional en adultos: El EQ-i-M20. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 49(4), 5-21.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP49.4.01>
- Esnaola, I., Azpiazu, L., Antonio-Agirre, I., Sarasa, M., & Ballina, E. (2018). Validity evidence of Emotional Quotient Inventory: Youth Version (Short) in a sample of Mexican adolescents. *Estudios de Psicología*, 39(1), 127-153.
<https://doi.org/10.1080/02109395.2017.1407905>
- Esnaola, I., Freeman, J., Sarasa, M., Fernández-Zabala, A., & Axpe, I. (2016). Validity evidence based on internal structure of scores of the Emotional Quotient-Inventory: Youth Version Short (EQ-i: YV-S) in a Spanish sample. *The Spanish Journal of Psychology*, 19, E12. <https://doi.org/10.1017/sjp.2016.12>
- Esnaola, I., Revuelta, L., Ros, I., & Sarasa, M. (2017). The development of emotional intelligence in adolescence. *Anales de Psicología*, 33(2), 327-333.
<https://doi.org/10.6018/analesps.33.2.251831>
- Ferragut, M., & Fierro, A. (2012). Inteligencia emocional, bienestar personal y rendimiento académico en preadolescentes. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 44(3), 95-104.
- Ferrándiz, C., Hernández, D., Bermejo, R., Ferrando, M., & Sáinz, M. (2012). Social and emotional intelligence in childhood and

- adolescence: Spanish validation of a measurement instrument. *Revista de Psicodidáctica*, 17(2), 309-338.
<https://doi.org/10.1387/Rev.Psicodidact.2814>
- Fleming, J., & Merino, C. (2005). Medidas de simplicidad y ajuste factorial: Un enfoque para la construcción y revisión de escalas derivadas factorialmente. *Revista de Psicología*, 23(2), 252-266.
<https://doi.org/10.18800/psico.200502.002>
- Gardener, E. K. T., 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>
- 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>
- Gilar-Corbi, R., Valdés, M. V., Navas, L., Holgado-Tello, F. P., & Castejón, J. L. (2021). Validation of the Bar-On EQ-i: YV (S) Inventory in its Spanish version: Gender-based invariance analysis. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 16-43.
<https://doi.org/10.3390/ijerph18041643>
- Gower, A. L., Shlafer, R. J., Polan, J., McRee, A., McMorris, B. J., Pettingell S. L., & Sieving, R. E. (2014). Brief report: Associations between adolescent girls' social-emotional intelligence and violence perpetration. *Journal of Adolescence*, 37, 67-71.
<https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2013.10.012>
- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2013). Introduction to statistics. In J. Hogue, T. Matray, T. Williams, & L. Sarkisian (Eds.), *Statistics for the behavioral sciences* (pp. 3-36). Cengage Learning.
- Hedlund, J., & Sternberg, R. J. (2000). Too many intelligences? Integrating social, emotional, and practical intelligence. In R. Bar-On & J. D. A. Parker (Eds.), *The handbook of emotional intelligence: Theory, development, assessment, and application at home, school, and in the workplace*. (pp.136-167). Jossey-Bass.
- Herrera, L., Buitrago, R. E., & Cepero, S. (2017). Emotional intelligence in Colombian primary school children. Location and gender analysis. *Universitas Psychologica*, 16(3), 1-10.
<https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-3.eips>
- Hoominfar, E. (2021). Gender socialization. In W. Leal Filho, A. Azul, L. Brandli, A. Lange Salvia, & T. Wall (Eds.), *Gender equality. Encyclopedia of the UN sustainable development goals* (pp. 645-654). Springer Nature.
https://doi.org/10.1007/978-3-319-70060-1_13-1
- 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.
- Hyde, J. S. (2014). Gender similarities and differences. *Annual Review of Psychology*, 65, 373-398.
<https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010213-115057>
- Kun, B., Urbán, R., Paksi, B., Griffiths, M. D., Richman, M. J., & Demetrovics, Z. (2019). The effects of trait emotional intelligence on adolescent substance use: Findings from a Hungarian representative survey. *Frontiers*, 10. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00367>
- Lando-King, E., McRee A., Gower, A. L., Shlafer, R. J., McMorris, B. J., Pettingell, S., & Sieving, R. E. (2015). Relationships between social-emotional intelligence and sexual risk behaviors in adolescent girls. *The Journal of Sex Research*, 52(7), 835-840.
<https://doi.org/10.1080/00224499.2014.976782>
- Ledesma, R. D., Ferrando, P. J., & Tosi, J. D. (2019). Uso del análisis factorial exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación e Avaliação Psicológica*, 52(3), 173-180.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.13>
- Lei, P. (2009). Evaluating estimation methods for ordinal data in structural equation modeling. *Quality and Quantity*, 43, 495-507.
<https://doi.org/10.1007/s11135-007-9133-z>

- Mak, A. K. Y., Hu, Z., Zhang, J. X.X., Xiao, Z., & Lee, T. M. C. (2009). Sex-related differences in neural activity during emotion regulation. *Neuropsychologia*, *47*, 2900-2908. <https://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2009.06.017>
- Mamani-Benito, O., Brousett-Minaya, M., Ccori-Zúñiga, D., & Villasante-Idme, K. (2018.) La inteligencia emocional como factor protector en adolescentes con ideación suicida. *Duazary*, *15*(1), 39-50. <https://doi.org/10.21676/2389783X.2142>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, *57*, 519-530.
- Martí-Vilar, M., Trejos-Gil, C. A., & Betancur-Arias, J. D. (2022). Emotional intelligence as a predictor of prosocial behaviors in Spanish and Colombian older adults based on path models. *Healthcare*, *10*(2), 284. <https://doi.org/10.3390/healthcare10020284>
- Mavroveli, S., Petrides, K. V., Rieffe, C., & Bakker, F. (2010). Trait emotional intelligence, psychological well-being and peer-rated social competence in adolescence. *British Journal of Developmental Psychology*, *25*(2), 263-275. <https://doi.org/10.1348/026151006X118577>
- McDonald, R. P., & Ho, M. 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>
- Méndez, I., Jorquera, A. B., Ruíz-Esteban, C., Martínez-Ramón, J. P., & Fernández-Sogorb, A. (2019). Emotional intelligence, bullying, and cyberbullying in adolescents. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *16*(23), 4837. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234837>
- Merino-Soto, C., Navarro-Lolí, 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>
- Moksnes, U.K., & Lazarewicz, M. (2019). The association between stress, resilience, and emotional symptoms in Norwegian adolescents from 13 to 18 years old. *Journal of Health Psychology*, *24*(8), 1093-1102. <https://doi.org/10.1177/1359105316687630>
- Molero Jurado, M. M., Pérez-Fuentes, M. C., Martos Martínez, Á., Barragán Martín, A. B., Simón Márquez, M. M., & Gázquez Linares, J. J. (2021). Emotional intelligence as a mediator in the relationship between academic performance and burnout in high school students. *PLoS ONE*, *16*(6), e0253552. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253552>
- Muthén, B. O. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, *49*, 115-132. <https://doi.org/10.1007/BF02294210>
- Muthén, B. O., du Toit, S. H. C., & Spisic, D. (1997). *Robust inference using weighted least squares quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes*. https://www.statmodel.com/bmuthen/articles/Article_075.pdf
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus user's guide* (7th ed.). Muthén & Muthén Press.
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de muestreo sobre una población a estudio. *International Journal of Morphology*, *35*(1), 227-232.
- Páez, M. L., & Castaño, J. J. (2015). Inteligencia emocional y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Psicología desde el Caribe*, *32*(2), 268-285. <https://doi.org/10.14482/psdc.32.2.5798>
- Pegalajar Palomino, M. C., & Colmenero Ruiz, M. J. (2014). Inteligencia emocional en alumnado de educación secundaria en contextos multiculturales. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, *12*(2), 325-342. <https://doi.org/10.14204/ejrep.33.13132>
- Pendegast, L. L., von der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of School Psychology*, *60*, 65-82. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2016.11.002>
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, *2*(1), 58-66.

- <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v2.n1.15924>
- 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). Sex differences in measured and self-estimated trait emotional intelligence. *Sex Roles*, 42, 449-461. <https://doi.org/10.1023/A:1007006523133>
- 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>
- Porcel, T. (2009). Inteligencia emocional y su relación con el logro de competencias en el área de desarrollo social, del currículo escolar en estudiantes de 5° grado de secundaria de Puerto Maldonado. *Investigación Educativa*, 13(23), 67-82.
- Reyes Luján, C. A., & Carrasco Díaz, I. Y. (2014). Inteligencia emocional en estudiantes de la Universidad Nacional del Centro del Perú, 2013. *Apuntes de Ciencia & Sociedad*, 4(1), 87-100. <https://doi.org/10.18259/acs.2014009>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98, 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Rodríguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.
- Ruvalcaba-Romero, N. A., Murrieta-Cummings, P., & Arteaga-Velázquez, A. (2016). Competencias socioemocionales y percepción de la comunidad ante la conducta agresiva en adolescentes que viven en entornos de riesgo. *Acción Psicológica*, 13(2), 79-88. <https://doi.org/10.5944/ap.13.2.17816>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Steiger, J. H., & Lind, J. M. (1980, May). *Statistically based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- 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.
- 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.
- Urquijo, I., Extremera, N., & Villa, A. (2015). Emotional intelligence, life satisfaction, and psychological well-being in graduates: The mediating effect of perceived stress. *Applied Research Quality Life*, 11, 1241-1252. <https://doi.org/10.1007/s11482-015-9432-9>
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209-231). Guilford.
- Wingenbach, T. S., Ashwin, C., & Brosnan, M. (2018). Sex differences in facial emotion recognition across varying expression intensity levels from videos. *PLoS ONE*, 13(1), e0190634. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0190634>
- World Health Organization. (2014). *Health for the world's adolescents: A second chance in the second decade*. WHO Document Production Services.
- Zach, S., Yazdi-Ugav, O., & Zeev A. (2016). Academic achievements, behavioral problems, and loneliness as predictors of social skills among students with and without learning disorders. *School Psychology International*, 37(4), 378-396. <https://doi.org/10.1177/0143034316649231>

- Zell, E., Krizan, Z., & Teeter, S. R. (2015). Evaluating gender similarities and differences using metasynthesis. *American Psychologist*, 70(1), 10-20.
<https://doi.org/10.1037/a0038208>
- 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 ω_h . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144.
<https://doi.org/10.1177/0146621605278814>