



**AUTOR DE CONTACTO**

**Sergio Dominguez-Lara**

sdominguezl@usmp.pe

sdominguezmpcs@gmail.com

Instituto de Investigación de Psicología

Universidad de San Martín de Porres

Av. Tomás Marsano 242 (5.º piso)

Lima 34 – Perú

**Rony Prada-Chapoñan**

Unidad de Investigación de la Facultad de  
Humanidades

Universidad Señor de Sipán

Chiclayo, Perú

*Anuario de Psicología*

N.º 50/2 | 2020 | págs. 87-97

Recibido: 19 de marzo de 2019

Aceptado: 20 de junio de 2019

DOI: 10.1344/ANPSIC2020.50.8

ISSN: 0066-5126 | © 2020 Universitat de Barce-  
lona. All rights reserved.

## Invarianza de medición y datos normativos de una medida breve de inteligencia emocional en estudiantes universitarios peruanos

**Sergio Dominguez-Lara**  
**Rony Prada-Chapoñan**

### Resumen

El EQ-i-M20 fue desarrollado para evaluar de forma breve la inteligencia emocional (IE) desde el modelo mixto. Sin embargo, no existen normas de clasificación ni estudios de invarianza de medición (IM) en población universitaria peruana, por lo que el objetivo de este estudio fue obtener datos normativos, previo análisis de IM, en estudiantes universitarios. Fueron evaluados 2036 estudiantes (68.76% mujeres) de tres universidades peruanas ubicadas en las ciudades de Lima y Chiclayo, entre 16 y 56 años ( $M_{\text{edad}} = 21.478$ ), de los cuales el 74.8% estudiaba Psicología. Se ejecutó un análisis factorial confirmatorio de grupo múltiple para estudiar la IM (configural, métrica, fuerte, y estricta) según sexo, procedencia (Lima y Chiclayo) y carrera estudiada (Psicología y otras carreras). Para construir los datos normativos se implementaron percentiles. Los resultados indican que el EQ-i-M20 mantiene su estructura de cinco factores y es invariante con relación a los grupos estudiados, y los datos normativos brindan puntos de corte confiables. Los resultados se discutieron teniendo en cuenta estudios previos y las implicancias prácticas. En conclusión, los datos normativos son útiles para clasificar a los estudiantes en cuanto a las cinco dimensiones de la IE.

### Palabras clave

Inteligencia emocional, invarianza de medición, datos normativos, confiabilidad, universitarios.

## Invariance in measurement and normative data in a brief measure of emotional intelligence in Peruvian university students

### Abstract

The EQ-i-M20 was developed to briefly assess emotional intelligence (EI) using a mixed model. However, normative data and measurement invariance (MI) studies don't exist for a Peruvian university sample. Consequently, the aim of this study was to obtain normative data, after analyzing the MI of university students. A sample of 2036 university students (68.76% women) from three private universities in two cities (Lima and Chiclayo) was assessed; ages ranged between 16 and 56 ( $M_{age} = 21.478$ ), and 74.8% were psychology students. A multi-group factor analysis was implemented for assessing the MI (configural, metric, strong and strict) regarding sex, provenance (Lima and Chiclayo), and career (psychology, and others); percentiles were implemented for the normative data. Results showed that the EQ-i-M20 maintains its five-factor structure, and is invariant regarding the studied groups, and that the normative data has a reliable cut-off. Results were discussed, taking into account previous studies and practical implications. In conclusion, normative data is useful for classifying students regarding the five dimensions of EI.

### Keywords

emotional intelligence, invariance measurement, normative data, reliability, college students.

## INTRODUCCIÓN

Desde el enfoque mixto de la inteligencia emocional (IE), esta es considerada como un conjunto de competencias y habilidades socioemocionales, las cuales establecen qué tan efectivamente las personas expresan sus emociones, entienden y comprenden a los demás, y enfrentan las exigencias, desafíos y presiones de la vida cotidiana (Bar-On, 2006, 2010). En este sentido, el modelo considera además de aspectos emocionales propiamente dichos, algunos rasgos vinculados con el funcionamiento social e inclusive el laboral (Extremera, Fernández-Berrocal, Mestre, & Guil, 2004; Petrides & Furnham, 2006).

En términos generales, existe evidencia de que la IE fortalece el bienestar (Bar-On, 2005) y promueve el afrontamiento adaptativo ante situaciones difíciles en los individuos, ampliando las posibilidades de éxito y disminuyendo el fracaso (Fernández-Berrocal, Berrios-Martos, Extremera, & Augusto, 2012), y concretamente en el ámbito universitario, se encuentra relacionada con el éxito académico (Romanelli, Cain, & Smith, 2006), sugiriendo que el desarrollo de habilidades emocionales podría mejorar el rendimiento académico (Ranasinghe, Wathurapatha, Mathangasinghe, & Ponnamparuma, 2017; Wijekoon et al., 2017), además de constituirse como un factor protector contra el estrés (Ranasinghe et al., 2017; Saddki, Sukerman, & Mohamad, 2017) e incluso contra el burnout académico (Caballero, Bresó, & Gutiérrez, 2015).

Si bien existen instrumentos de evaluación de la IE orientados desde el enfoque mixto como el EQ-i (Bar-On, 1997), su extensión (más de 100 ítems) hace inviable su aplicación en contextos universitarios, y las versiones peruanas de los mismos (Abanto, Higuera, & Cueto, 2000; Ugarriza, 2001) presentan algunas falencias metodológicas (p. ej., Merino, Navarro, & García, 2014). Por tal motivo, el EQ-i-M20 (Pérez-Fuentes, Gázquez, Mercader, & Molero, 2014), que consta de 20 ítems (cuatro por dimensión), es una opción adecuada, ya que ha mostrado sólidas propiedades psicométricas tanto en su primera versión como en la adaptación peruana (Dominguez-Lara, Merino-Soto, & Gutiérrez-Torres, 2018), en la cual destacan la superioridad del modelo penta factorial sobre un modelo jerárquico directo (que incluía la presencia de un factor general).

De este modo, la importancia del enfoque mixto radica su utilidad en un contexto determinado (Extremera & Fernández-Berrocal, 2004). En este caso, en la posibilidad de elaborar perfiles descriptivos de los estudiantes en el ámbito universitario que permitan conocer de forma general el funcionamiento del individuo. Ello orientaría de forma más precisa las posibles intervenciones o consejerías en torno a las áreas deficitarias. En este orden de ideas, contar con datos normativos del EQ-i-M20, considerándolo una prueba de rendimiento típico (Cejudo, López-Delgado, & Rubio, 2016), ayudaría a detectar a

estudiantes con perfiles de riesgo en evaluaciones masivas mediante la comparación con un grupo normativo (Tornimbeni, Pérez, & Olaz, 2008), pero a la fecha esa información es inexistente, probablemente por la reciente creación del citado instrumento.

Por tal motivo, el presente estudio busca generar datos normativos del EQ-i-M20 en estudiantes universitarios. No obstante, para lograrlo deben considerarse algunos aspectos. Además de las evidencias de confiabilidad y validez, debe garantizarse que la medida sea equitativa entre submuestras (p. ej., varones y mujeres), es decir, que el constructo tenga el mismo significado entre los grupos evaluados, lo que se logra mediante el análisis de invarianza de medición, entre otros procedimientos.

El estudio de las diferencias de IE en cuanto al sexo ha mostrado resultados contradictorios, los cuales parecen depender del instrumento de medida que se use para tal fin (p. ej., Tsaousis & Kazi, 2013). Por ejemplo, las mujeres suelen puntuar más alto cuando se evalúa la IE a partir de modelos que consideran la IE como un conjunto de habilidades cognitivas, sin embargo, las diferencias se atenúan cuando la IE es considerada como un conjunto de competencias emocionales (Gartzia & Aritzeta, 2012; Lopez-Zafra & Gartzia, 2014), por lo que las diferencias podrían estar asociadas a la concepción teórica del instrumento de medición. Sin embargo, estas investigaciones no realizan de forma previa el análisis de invarianza de medición, el cual es un prerequisite de carácter métrico que garantiza una comparación justa entre grupos (Dominguez-Lara, 2016a), pues es posible que existan diferencias en cuanto a aspectos emocionales (Hyde, 2014; Zell, Krizan, & Teeter, 2015), ya que la evidencia ligada a la neurociencia indica que las mujeres procesan la información de forma afectiva (Mak, Hu, Zhang, Xiao, & Lee, 2009) y poseen mayor reactividad emocional (Gardener, Carr, MacGregor, & Felmingham, 2013). Por ello, debe constatar que las diferencias halladas sean reales y no por sesgo de medida.

Cabe precisar que son pocos los estudios en el campo de la IE que han llevado a cabo análisis de invarianza de medición para sustentar sus hallazgos. Estos fueron desarrollados considerando a la IE como habilidad (Whitman, Van Rooy, Viswesvaran, & Kraus, 2009; Gardner & Qualter, 2011), o con instrumentos basados en la IE como rasgo, pero desde un modelo distinto (Tsaousis & Kazi, 2013), por lo que el presente estudio sería el primero en analizar la invarianza de medición desde el modelo de Bar-On.

De este modo, reconocer que la IE se asocia con diferentes variables académicas y que esta podría mejorar el bienestar en general exige la elaboración de nociones válidas que permitan identificar los niveles de IE en estudiantes universitarios, a fin de realizar acciones preventivas desde la tutoría y establecer políticas universitarias orientadas a la intervención a favor del estudiante.

Por lo mencionado, los objetivos del presente estudio fueron: 1) realizar un análisis de invarianza de medición considerando sexo, ciudad de procedencia y carrera

profesional; 2) realizar un análisis de confiabilidad de puntuaciones observadas y variables latentes; 3) obtener datos normativos; 4) brindar indicadores descriptivos asociados a los datos normativos (confiabilidad del punto de corte, confiabilidad de las diferencias y diferencia mínima esperada).

## MÉTODO

### Participantes

El muestreo fue no probabilístico. La muestra intencional fue conformada por estudiantes de tres universidades peruanas de gestión privada, dos de Lima ( $n = 1136$ ) y una de Chiclayo ( $n = 900$ ), cuya población mayoritaria de estudiantes son personas oriundas de la ciudad y que pertenecen al nivel socioeconómico medio y medio-alto. La elección de la universidad fue hecha en base al acceso de los investigadores. Participaron 2036 universitarios (68.76% mujeres) con edades entre 16 y 56 años ( $M_{\text{edad}} = 21.478$ ,  $DE_{\text{edad}} = 5.497$ ), y el 31.09% trabajan. Del total, 1523 estudiaban Psicología (74.8%), mientras que el resto otras carreras profesionales (Ciencias Económicas-empresariales y Ciencias de la Comunicación).

### Instrumentos

Brief Emotional Intelligence Inventory for Senior Citizens (EQ-i-M20; Pérez-Fuentes, Gázquez, Mercader, & Molero, 2014). Fue utilizada la adaptación a universitarios peruanos (Dominguez-Lara et al., 2018). El instrumento está compuesto por 20 ítems con cuatro opciones de respuesta («Nunca me pasa», «A veces me pasa», «Casi siempre me pasa», y «Siempre me pasa»), los cuales evalúan las cinco dimensiones de la IE: intrapersonal, interpersonal, manejo del estrés (cuya interpretación es inversa: a mayor puntuación, menor manejo del estrés), adaptabilidad y ánimo general.

### Procedimiento

Todos los estudiantes fueron evaluados en sus respectivos horarios de clase. Además del EQ-i-M20 fueron administrados otros instrumentos propios de un proyecto de investigación del primer autor. Los responsables del estudio y evaluadores explicaron la condición de participación voluntaria a los estudiantes, y solo se evaluó a quienes aceptaron. Ninguna de las personas evaluadas recibió compensación económica ni académica por su participación. Cabe precisar que parte de la base de datos ( $n = 332$ ; estudiantes de Psicología) utilizada corresponde al estudio preliminar llevado a cabo con el EQ-i-M20 (Dominguez-Lara et al., 2018).

El proyecto de investigación en el que se enmarca este estudio fue aprobado por el Instituto de Investigación de

Psicología de la universidad del primer autor teniendo en consideración los aspectos éticos y procedimentales de la investigación. En cuanto a las consideraciones éticas en el trabajo, los autores declaran que para esta investigación no se han realizado experimentos en seres humanos ni en animales, y que la información es confidencial.

## Análisis de datos

Para el análisis de invarianza se usó el programa *Mplus* versión 7 (Muthén & Muthén, 1998–2015) con el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados con varianza ajustada (WLSMV; por sus siglas en inglés) con matrices policóricas. Para la valoración de los modelos individuales fueron usados los índices de ajuste (IA) *RMSEA* ( $\leq .06$ ) (Kline, 2010), *CFI* ( $\geq .95$ ) (Kline, 2010) y *WRMR* ( $< .90$ ) (Yu, 2002). De acuerdo con la evidencia preliminar, solo fue evaluado el modelo de cinco factores oblicuos (Dominguez-Lara et al., 2018).

Fueron analizados diferentes grados de invarianza de medición siguiendo las recomendaciones de la literatura (Bowen & Masa, 2015; Pendergast, Von der Embse, Kilgus, & Eklund, 2017). Para comenzar, la igualdad de la configuración del instrumento según el grupo de pertenencia (varones y mujeres; Lima y Chiclayo; Psicología y otras carreras) (invarianza configural), luego la igualdad de las cargas factoriales entre los grupos ( $\lambda$ ; invarianza métrica), de los *thresholds* ( $\tau$ ; invarianza fuerte) y de los residuales (invarianza estricta).

Para la valoración del grado de invarianza fueron consideradas las variaciones del *CFI* y *RMSEA* con base en la propuesta de Chen (2007) adaptada para estos fines (rechazar la invarianza si  $\Delta CFI < -.01$  y  $\Delta RMSEA \geq .01$ ); Meade, Johnson, & Braddy (2008) (rechazar si  $\Delta CFI < -.002$ ,  $\Delta RMSEA \geq .007$ ), y Marsh et al. (2010) (se espera que  $\Delta TLI = 0$ ). Se consideró, aunque con precaución (Saas, Schmit, & Marsh, 2014) la  $\Delta WRMR \geq .50$  como evidencia desfavorable de invarianza.

Por último, con la muestra completa fue analizada la validez interna convergente y discriminante de las dimensiones de la EQ-i-M20. La primera informa sobre cuánta varianza extrae cada factor en promedio (AVE; Fornell, & Larcker, 1981) esperando valores  $\geq .50$ ; y la segunda, cuando el AVE de dos dimensiones es superior al cuadrado de la correlación entre ambos (varianza compartida entre factores).

En cuanto al análisis de modelos de medición y confiabilidad, previo a la estimación del coeficiente  $\alpha$ , fue evaluado inicialmente el modelo congénico independientemente con cada factor, para posteriormente forzar la igualdad de cargas factoriales (tau-equivalencia) y compararlo con el modelo. De este modo, fue reportado el coeficiente  $\alpha$  con intervalos de confianza (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2015). Luego, en cuanto al análisis de la confiabilidad del constructo, se reportó el coeficiente  $\omega$  (McDonald, 1999) y *H* (Dominguez-Lara,

2016b; Hancock, & Mueller, 2001) esperando magnitudes  $> .80$  (Raykov & Hancock, 2005).

Por último, fueron elaborados los datos normativos. Luego de analizar la normalidad univariada de cada dimensión del EQ-i-M20 con la prueba de Shapiro-Wilk (Ghasemi & Zahediasl, 2012), fueron calculados los Pc 25 y 75 para delimitar los puntos de corte de los niveles Alto ( $> Pc 75$ ) y Bajo ( $< Pc 25$ ) en cada dimensión evaluada. Además, se calcularon los Pc 10 y Pc 90 para detectar casos de posible relevancia clínica (Dominguez-Lara, Fernández-Arata, Manrique-Millones, Alarcón-Parco, & Díaz-Peñaloza, 2018) Asimismo, se implementó el coeficiente *K2* para la confiabilidad del punto de corte (Dominguez-Lara, 2016c; Fernández & Merino, 2014). Asimismo, fue evaluada la confiabilidad de la diferencia entre puntuaciones ( $\rho_d$ ; Muñiz, 2003; Dominguez-Lara, 2018) para la configuración del perfil, cuyas magnitudes elevadas indican que la diferencia entre puntuaciones se asocia a la varianza verdadera. Finalmente, fue calculada la diferencia mínima esperada entre dos puntuaciones que no es atribuible al error de medición (*D*; Charter, 1996; Dominguez-Lara, Merino-Soto, & Navarro-Loli, 2016).

## RESULTADOS

### Análisis descriptivo y de invarianza

Los ítems presentan indicadores de asimetría moderados (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) y tienden hacia la opción máxima de respuesta, excepto manejo del estrés (véase tabla 1). Con relación al análisis dimensional previo a la invarianza, todos los grupos evidencian IA favorables para el modelo de cinco factores. Seguidamente, la invarianza configural fue establecida como línea base en todos los casos, denotando IA adecuados. Considerando las variaciones de los IA según los criterios mostrados en secciones anteriores, se puede concluir a favor de la invarianza métrica, fuerte y estricta (véase tabla 2). Respecto a la invarianza fuerte, ningún *threshold* fue no-invariante según el sexo, aunque ocho fueron no-invariantes respecto a la ciudad de procedencia y 14 respecto a la carrera. Estas cantidades representan, respectivamente, un 10% y un 17.5% del total de parámetros constreñidos (60 *thresholds* y 20 cargas factoriales = 80), por lo que el EQ-i-M20 puede considerarse invariante para fines prácticos ( $< 20\%$ ; Dimitrov, 2010).

Por último, fue evaluado el modelo oblicuo de cinco factores con la muestra completa, presentando índices de ajuste aceptables: *CFI* = .965, *RMSEA* = .062 (IC 90% = .059, .065), *WRMR* = 2.270. Las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ( $p < .001$ ), los AVE presentaron magnitudes adecuadas en la mayoría de los casos ( $> .50$ ), y aunque se destaca la presencia de correlaciones interfactoriales moderadas y significativas, existe adecuada validez interna discriminante (véase tabla 3).

## Confiabilidad: Análisis de modelos de medición y estimaciones

Los resultados obtenidos solo permiten concluir a favor de la tau-equivalencia en el caso de la dimensión intrapersonal (véase tabla 4). Sin embargo, el coeficiente  $\alpha$  fue estimado debido a que es necesario para determinados estadísticos asociados a los datos normativos. Los coeficientes  $\alpha$  presentaron magnitudes suficientemente elevadas para propósitos de investigación ( $>.70$ ; Merino, Navarro, & García, 2014). Por el contrario, los coeficientes  $\omega$  y  $H$  alcanzaron magnitudes más elevadas ( $>.80$ ), lo cual indica buena confiabilidad del constructo (tabla 3).

## Datos normativos

De acuerdo con los resultados, las cinco dimensiones no se aproximan a la distribución normal ( $p_{sw} < .05$ ). Sin embargo, los indicadores de asimetría y curtosis presentan magnitudes moderadas ( $\pm 1$ ). Por tal motivo fueron calculados percentiles. De forma orientativa, en cuanto a la dimensión intrapersonal, si la persona evaluada puntúa  $\leq 8$ , indicarían un nivel bajo, y  $\geq 12$ , nivel alto (véase tabla 5).

La confiabilidad de los puntos de corte centrales (Pc 25 y Pc 75) poseen magnitudes adecuadas ( $K2 \approx .80$ ), aunque los más lejanos (Pc 10 y Pc 90) son más elevados ( $K2 > .90$ ) excepto para la dimensión interpersonal. La confiabilidad de las diferencias es de magnitud aceptable ( $\rho_d \approx .70$ ) en todos los casos excepto entre la dimensión intrapersonal y adaptabilidad. Por otro lado, a un 95% de confianza, la  $D$  requerida para todos los casos es de aproximadamente tres puntos. Es decir, si la diferencia es menor que 3 entre dos dimensiones, esto puede ser debido al error de medida.

## DISCUSIÓN

El presente trabajo tuvo como objetivos obtener datos normativos del EQ-i-M20 en estudiantes universitarios teniendo en consideración información previa sobre la invarianza de medición del modelo de cinco factores controlando variables demográficas como el sexo, procedencia y carrera profesional, obteniendo resultados satisfactorios.

Los resultados presentados replican los hallazgos obtenidos anteriormente tanto en el estudio original (Fuentes et al., 2014) como en el peruano (Dominguez-Lara et al., 2018) respecto a la estructura interna del EQ-i-M20, la relación de los ítems con la variable latente que representan y los indicadores de confiabilidad en una muestra con características distintas a la del primer estudio llevado a cabo en Perú.

Con relación a la invarianza de medición, resalta la ausencia de sesgo asociado al género encontrado en otros

estudios que abordaron la IE como rasgo (Tsaousis & Kazi, 2013), aunque es un aspecto no mencionado en otros reportes de diferencias de género (Gartzia & Aritzeta, 2012; Lopez-Zafra & Gartzia, 2014; McKinley et al., 2014), incluso cuando era un panorama probable debido a la evidencia ligada a las neurociencias (Gardener et al., 2013; Hyde, 2014; Mak et al., 2009; Zell et al., 2015). Del mismo modo, tanto la ciudad de procedencia como la carrera profesional no son aspectos que afecten las puntuaciones obtenidas por los estudiantes. Con relación a los valores normativos, estos poseen evidencia sólida respecto a sus indicadores estadísticos: la clasificación derivada de los puntos de corte obtenidos es precisa, la diferencia mostrada entre dos puntuaciones puede ser atribuida en mayor grado a las dimensiones de la IE, y el perfil derivado de la evaluación es sólido.

Las implicancias prácticas de estos resultados radican en el empleo del EQ-i-M20 en evaluaciones masivas para detectar estudiantes con puntuaciones extremas en alguna dimensión relevante a su desempeño académico (p.ej., adaptabilidad) o al ajuste social en su entorno (p. ej., interpersonal) a fin de realizar la intervención pertinente. Del mismo modo, al existir evidencia de invarianza, se legitimarían las comparaciones realizadas entre subgrupos (p. ej., varones y mujeres) (Bowen & Masa, 2015; Pendergast et al., 2017) y posteriormente podrían realizarse estudios que evalúen las diferencias de género respecto a la IE.

En cuanto a las limitaciones del presente estudio, destaca el desbalance entre el tamaño muestral por grupos respecto al sexo y carrera profesional, aunque la cantidad de personas en el grupo de menor tamaño no dificulta el análisis ( $n > 200$ ; Dimitrov, 2010). Del mismo modo, la comparación con respecto al lugar de procedencia fue realizada solo entre dos ciudades peruanas (zona norte y ciudad capital), por lo que se sería conveniente ampliar la cobertura con estudiantes universitarios de otras regiones (zona central, sur y oriente) y una mayor variedad de carreras profesionales. Con relación a aspectos metodológicos, los estadísticos utilizados para valorar los indicadores derivados de los datos normativos utilizan como coeficiente de confiabilidad al  $\alpha$ , cuya magnitud pudo estar atenuada en el presente estudio debido al incumplimiento de la tau-equivalencia (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014), aunque una inspección visual de las magnitudes de coeficientes como el  $\omega$  y  $H$  indicaría que la atenuación no fue significativa. Por último, sería conveniente contrastar los diversos grupos con relación a variables relevantes al estudiante universitario, tanto académicas (p. ej., burnout académico) como personales (p.ej., neuroticismo) para evaluar el poder discriminativo de los puntos de corte hallados, inclusive con variables de corte clínico (p.ej., ansiedad o depresión).

Si bien puede concluirse que los datos normativos son útiles para clasificar estudiantes en cuanto a las cinco dimensiones de la IE, es necesario probar la estabilidad

temporal e invarianza longitudinal del EQ-i-M20 si se desea emplear para valorar los efectos de programas de intervención.

## Referencias

- Abanto, Z., Higuera, L., & Cueto, J. (2000). *ICE Inventario de Cociente Emocional de Bar-On*. Lima: Autor.
- Bar-On, R. (1997). *The Emotional Quotient Inventory (EQ-i): A Test of Emotional Intelligence*. Toronto: Multi-Health Systems.
- Bar-On, R. (2005). The Impact of Emotional Intelligence on Subjective Well-Being. *Perspectives in Education*, 23, 41-61.
- Bar-On, R. (2006). The Bar-On Model of Emotional-Social Intelligence (ESI). *Psicothema*, 18(1), 13-25.
- Bar-on, R. (2010). Emotional Intelligence: An Integral Part of Positive Psychology. *South African Journal of Psychology*, 40(1), 54-62. doi: 10.1177/008124631004000106
- Bowen, N. K., & Masa, R. D. (2015). Conducting Measurement Invariance Tests With Ordinal Data: A Guide for Social Work Researchers. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 6(2), 229-249. doi: 10.1086/681607
- Caballero, C. C., Bresó, É., & González Gutiérrez, O. (2015). Burnout en estudiantes universitarios. *Psicología desde el Caribe*, 32(3), 424-441.
- Cejudo, J., López-Delgado, M. L., & Rubio, M. J. (2016). Inteligencia emocional y resiliencia: su influencia en la satisfacción con la vida en estudiantes universitarios. *Anuario de Psicología*, 46(2), 51-57. doi: 10.1016/j.anpsic.2016.07.001
- Charter, A. R. (1996). Formulas for Reliable and Abnormal Differences in Raw Test Scores. *Perceptual and Motor Skills*, 83(3), 1017-1018. doi:10.2466/pms.1996.83.3.1017
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- 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. doi: 10.1177/0748175610373459
- Dominguez-Lara, S. A. (2016a). Comparación del autoconcepto entre grupos, ¿sesgo o diferencias?: comentarios a Castillo et al. *Revista Chilena de Pediatría*, 87(5), 436. doi: 10.1016/j.rchipe.2016.03.003
- Dominguez-Lara, S. (2016b). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el Coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia: Avances en la disciplina*, 10(2), 87-94. doi: 10.21500/19002386.2134
- Dominguez-lara, S. A. (2016c). Confiabilidad de los puntos de corte en estudios empíricos. *Revista Cubana de Pediatría*, 88(4), 536-538.
- Dominguez-Lara, S. (2018). Reporte de las diferencias confiables en el perfil del ACE-III. *Neurología*, 33(2), 138-139. doi: 10.1016/j.nrl.2016.02.022
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2015) ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- 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. doi: 10.21865/RIDEP49.4.01
- Dominguez-Lara, S., Merino-Soto, C., & Navarro-Loli, J. (2016). Estimación paramétrica de la confiabilidad y diferencias confiables. *Revista Médica de Chile*, 144(3), 305-306. doi:10.4067/s0034-98872016000300019
- Dominguez-Lara, S., Fernández-Arata, M., Manrique-Millones, D., Alarcón-Parco, D., & Díaz-Peñaloza, M. (2018). Datos normativos de una escala de agotamiento emocional académico en estudiantes universitarios de psicología de Lima (Perú). *Educación Médica*, 19(S3), 246-255. doi: 10.1016/j.edumed.2017.09.002
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From Alpha to Omega: A Practical solution to the Pervasive Problem of Internal Consistency Estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2004). EL uso de las medidas de habilidad en el ámbito de la inteligencia emocional. Ventajas e inconvenientes con respecto a las medidas de autoinforme. *Boletín de Psicología*, 80, 59-77.
- Extremera, N., Fernández-Berrocal, P., Mestre, J., & Guil, R. (2004). Medidas de evaluación de la inteligencia emocional. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 36(2), 209-228.
- Fernández, M., & Merino, C. (2014). Error de medición alrededor de los puntos de corte en el MBI-GS. *Liberabit*, 20(2), 209-218.
- Fernández-Berrocal, P., Berrios-Martos, M. P., Extremera, N., & Augusto, J. M. (2012). Inteligencia emocional: 22 años de avances empíricos. *Psicología Conductual*, 20(1), 5-13.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en Psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- Gardner, K. J., & Qualter, P. (2011). Factor Structure, Measurement Invariance and Structural Invariance of the MS-CEIT V2. 0. *Personality and Individual Differences*, 51(4), 492-496. doi: 10.1016/j.paid.2011.05.004
- 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. doi: 10.1371/journal.pone.0073475
- Gartzia, L., & Aritzeta, A. (2012). Inteligencia emocional y género: más allá de las diferencias sexuales. *Anales de Psicología*, 28(2), 567-575. doi: 10.6018/analesps.28.2.124111
- Ghasemi, A., & Zahediasl, S. (2012). Normality Tests for Statistical Analysis: A Guide for Non-Statisticians. *International Journal of Endocrinology and Metabolism*, 10(2), 486-489. doi:10.5812/ijem.3505
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking Construct Reliability within Latent Variable Systems. En R. Cudeck, S. H. C. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural Equation Modeling: Past and Present. A Festschrift in Honor of Karl G. Jöreskog* (pp. 195-261). Chicago: Scientific Software International.
- Hyde, J. S. (2014). Gender Similarities and Differences. *Annual Review of Psychology*, 65, 373-398. doi: 10.1146/annurev-psych-010213-115057
- Kline, R. B. (2010). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (3.ª ed.). Nueva York, NY: Guilford Press.

- Lopez-Zafra, E., & Gartzia, L. (2014). Perceptions of Gender Differences in Self-Report Measures of Emotional Intelligence. *Sex Roles, 70*(11), 479-495. doi: 10.1007/s11199-014-0368-6
- 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.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A New Look at the Big Five Factor Structure through Exploratory Structural Equation Modeling. *Psychological Assessment, 22*(3), 471-491. doi: 10.1037/a0019227
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A Unified Treatment*. Mahwah, N. J.: L. Erlbaum Associates.
- McKinley, S. K., Petrusa, E. R., Fiedeldey-Van Dijk, C., Mullen, J. T., Smink, D. S., Scott-Vernaglia, S. E., Kent T. Black-Schaffer W. S., & Phitayakorn, R. (2014). Are There Gender Differences in the Emotional Intelligence of Resident Physicians? *Journal of Surgical Education, 71*(6), e33-e40. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.jsurg.2014.05.003>
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and Sensitivity of Alternative Fit Indices in Tests of Measurement Invariance. *Journal of Applied Psychology, 93*, 568-592. doi: 10.1037/0021-9010.93.3.568
- Merino C., Navarro J., & García W. (2014). Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional de Bar-On, EQ-I: YV. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social, 3*(1), 141-154.
- Muñiz, J. (2003). *Teoría clásica de los tests*. Madrid: Pirámide.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's Guide* (7.a ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pendergast, 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. doi: 10.1016/j.jsp.2016.11.002
- Pérez-Fuentes, M., Gázquez, J., Mercader, I., & Molero M. (2014). Brief Emotional Intelligence Inventory for Senior Citizens (EQ-i-M20). *Psicothema, 26*(4), 524-530. doi: 10.7334/psicothema2014.166
- Petrides, K. V., & Furnham, A. (2006). The Role of Trait Emotional Intelligence in a Gender-Specific Model of Organizational Variables. *Journal of Applied Social Psychology, 36*(2), 552-569. doi: 10.1111/j.0021-9029.2006.00019.x
- Ranasinghe, P., Wathurapatha, W. S., Mathangasinghe, Y., & Ponnampereuma, G. (2017). Emotional Intelligence, Perceived Stress and Academic Performance of Sri Lankan Medical Undergraduates. *BMC Medical Education, 17*(1), a41. doi: 10.1186/s12909-017-0884-5
- Raykov, T., & Hancock, G. R. (2005). Examining Change in Maximal Reliability for Multiple-Component Measuring Instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 58*(1), 65-82. doi: 10.1348/000711005X38753
- Romanelli, F., Cain, J., & Smith, K. M. (2006). Emotional Intelligence as a Predictor of Academic and/or Professional Success. *American Journal of Pharmaceutical Education, 70*(3), a69. doi: 10.5688/aj700369
- Saddki, N., Sukerman, N., & Mohamad, D. (2017). Association Between Emotional Intelligence and Perceived Stress in Undergraduate Dental Students. *Malaysian Journal of Medical Sciences, 24*(1), 59-68. doi: 10.21315/mjms2017.24.1.7
- Sass, D. A., Schmitt, T. A., & Marsh, H. W. (2014). Evaluating Model Fit with Ordered Categorical Data Within a Measurement Invariance Framework: A Comparison of Estimators. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 21*, 167-180. doi: 10.1080/10705511.2014.882658
- Tornimbeni, S., Pérez, E., & Olaz, F. (2008). *Introducción a la psicometría*. Buenos Aires: Paidós.
- Tsaousis, I., & Kazi, S. (2013). Factorial Invariance and Latent Mean Differences of Scores on Trait Emotional Intelligence Across Gender and Age. *Personality and Individual Differences, 54*, 169-173. doi: 10.1016/j.paid.2012.08.016
- Ugarriza, N. (2001). La evaluación de la Inteligencia Emocional a través de inventario de Bar-On (I-CE) en una muestra de Lima metropolitana. *Persona, 4*, 129-160.
- Wijekoon, C. N., Amaratunge, H., De Silva, Y., Senanayake, S., Jayawardane, P., & Senarath, U. (2017). Emotional Intelligence and Academic Performance of Medical Undergraduates: a Cross-Sectional Study in a Selected University in Sri Lanka. *BMC Medical Education, 17*(1), 176. doi: 10.1186/s12909-017-1018-9
- Whitman, D. S., van Rooy, D. L., Viswesvaran, C., & Kraus, E. (2009). Testing the Second-Order Factor Structure and Measurement Equivalence of the Wong and Law Emotional Intelligence Scale Across Gender and Ethnicity. *Educational and Psychological Measurement, 69*(6), 1059-1074. doi: 10.1177/0013164409344498
- Yu, C. Y. (2002). *Evaluating Cutoff Criteria of Model fit Indices for Latent Variable Models with Binary and Continuous Outcomes* (Tesis Doctoral). Los Angeles, CA: University of California Los Angeles.
- Zell, E., Krizan, Z., & Teeter, S. R. (2015). Evaluating Gender Similarities and Differences Using Metasynthesis. *American Psychologist, 70*(1), 10-20. doi: 10.1037/a0038208.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems del EQ-i-M20

	<i>M</i>	<i>DE</i>	$g_1$	$g_2$
Ítem 1	2.906	.719	-.096	-.521
Ítem 2	2.088	.809	.614	.129
Ítem 3	2.490	.890	.172	-.732
Ítem 4	2.995	.804	-.343	-.585
Ítem 5	2.787	.741	-.045	-.481
Ítem 6	2.871	.747	-.140	-.483
Ítem 7	2.501	.905	.121	-.784
Ítem 8	2.092	.842	.620	-.023
Ítem 9	2.611	.726	.114	-.380
Ítem 10	2.536	.877	.093	-.718
Ítem 11	2.671	.768	.038	-.499
Ítem 12	2.161	.891	.476	-.449
Ítem 13	3.140	.773	-.445	-.632
Ítem 14	2.928	.733	-.090	-.658
Ítem 15	3.111	.809	-.472	-.632
Ítem 16	2.564	.907	.084	-.830
Ítem 17	3.104	.848	-.558	-.560
Ítem 18	2.282	.906	.400	-.575
Ítem 19	2.875	.803	-.215	-.580
Ítem 20	3.086	.828	-.500	-.562

Nota: *N* = 2036; *M*: media aritmética. *DE*: desviación estándar;  $g_1$ : asimetría;  $g_2$ : curtosis



Tabla 2. Índices de ajuste para la invarianza de medición del EQ-i-M20 respecto al sexo, procedencia y carrera

	CFI	TLI	RMSEA (IC90%)	WRMR	$\Delta$ CFI	$\Delta$ TLI	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ WRMR
<b>Sexo</b>								
Varones	.962	.955	.061 (.055, .066)	1.342				
Mujeres	.967	.961	.063 (.059, .066)	1.820				
Configural	.967	.961	.061 (.058, .064)	2.262				
Métrica	.970	.966	.057 (.054, .060)	2.315	.003	.005	-.004	.053
Fuerte	.968	.969	.055 (.052, .057)	2.406	-.002	.003	-.002	.091
Estricta	.968	.967	.056 (.053, .059)	2.339	.000	-.002	.001	-.067
<b>Procedencia</b>								
Lima	.972	.966	.058 (.054, .062)	1.582				
Chiclayo	.962	.955	.063 (.059, .068)	1.541				
Configural	.968	.962	.060 (.057, .064)	2.209				
Métrica	.969	.965	.058 (.055, .061)	2.288	.001	.003	-.002	.079
Fuerte	.964	.964	.058 (.055, .061)	2.486	-.005	-.001	.000	.198
Estricta	.967	.966	.057 (.054, .060)	2.309	.003	.002	-.001	-.177
<b>Carrera</b>								
Psicología	.971	.966	.059 (.056, .063)	1.798				
Otras	.954	.946	.064 (.058, .071)	1.294				
Configural	.969	.963	.060 (.056, .063)	2.215				
Métrica	.972	.968	.055 (.052, .058)	2.253	.003	.005	-.005	.038
Fuerte	.965	.966	.057 (.054, .060)	2.507	-.007	-.002	.002	.254
Estricta	.970	.969	.055 (.052, .058)	2.296	.050	.003	-.002	-.211



Tabla 3. Parámetros de los ítems (cargas factoriales y *thresholds*) y confiabilidad en EQ-i-M20

	$\lambda$	$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau_3$	$b^2$
$F_1$					
Ítem 3	.707	-1.181	0.109	1.027	.500
Ítem 7	.866	-1.142	0.074	1.006	.750
Ítem 10	.884	-1.242	0.023	1.025	.781
Ítem 16	.821	-1.226	0.011	0.922	.674
$F_2$					
Ítem 1	.707	-2.178	-0.581	0.838	.500
Ítem 5	.798	-1.919	-0.390	0.982	.637
Ítem 13	.671	-2.164	-0.814	0.349	.450
Ítem 19	.504	-1.771	-0.479	0.743	.254
$F_3$					
Ítem 2	.707	-0.777	0.712	1.489	.500
Ítem 8	.782	-0.728	0.685	1.411	.612
Ítem 12	.885	-0.722	0.517	1.318	.783
Ítem 18	.685	-0.890	0.393	1.166	.469
$F_4$					
Ítem 6	.707	-1.968	-0.517	0.847	.500
Ítem 9	.693	-1.748	-0.117	1.256	.480
Ítem 11	.685	-1.693	-0.194	1.085	.469
Ítem 14	.756	-2.218	-0.581	0.767	.572
$F_5$					
Ítem 4	.707	-1.874	-0.629	0.553	.500
Ítem 15	.895	-1.985	-0.738	0.345	.801
Ítem 17	.808	-1.795	-0.706	0.304	.653
Ítem 20	.764	-1.853	-0.709	0.366	.584
	$F_1$	$F_2$	$F_3$	$F_4$	$F_5$
$F_1$	1	.098	.006	.274	.270
$F_2$	.313	1	.001	.300	.188
$F_3$	-.076	-.027	1	.012	.065
$F_4$	.523	.548	-.111	1	.447
$F_5$	.520	.433	-.254	.669	1
<b>AVE</b>	<b>.676</b>	<b>.460</b>	<b>.591</b>	<b>.505</b>	<b>.634</b>
$\omega$	.892	.769	.851	.803	.873
$H$	.906	.796	.876	.806	.893
$\alpha$	.845	.681	.805	.725	.834
IC95%	.832 - .857	.657 - .704	.789 - .820	.704 - .745	.820 - .847

Nota:  $n = 2036$ ;  $F_1$ : intrapersonal;  $F_2$ : interpersonal;  $F_3$ : manejo del estrés;  $F_4$ : adaptabilidad;  $F_5$ : estado de ánimo;  $\lambda$ : cargas factoriales;  $\tau$ : interceptos (*threshold*); debajo de la diagonal: correlaciones interfactoriales; encima de la diagonal: varianzas compartidas entre factores; AVE: varianzas promedio extraídas;  $\omega$ : coeficiente omega;  $H$ : coeficiente  $H$ .



Tabla 4. Evaluación de modelos de medición congénico y tau-equivalente en el EQ-i-M20

	CFI	TLI	WRMR	$\Delta$ CFI	$\Delta$ TLI	$\Delta$ WRMR
<b>Intrapersonal</b>						
Congénico	.997	.995	1.564			
Tau-equivalente	.994	.993	2.028	-.003	-.003	.464
<b>Interpersonal</b>						
Congénico	.979	.958	1.764			
Tau-equivalente	.873	.848	4.946	-.106	.110	3.182
<b>Manejo del estrés</b>						
Congénico	.995	.990	1.274			
Tau-equivalente	.975	.970	2.785	-.020	-.020	1.511
<b>Adaptabilidad</b>						
Congénico	.980	.961	1.857			
Tau-equivalente	.968	.961	2.363	-.022	.000	.506
<b>Estado de ánimo</b>						
Congénico	.997	.995	1.136			
Tau-equivalente	.987	.985	2.318	-.010	-.010	1.182



Tabla 5. Datos normativos de la EQ-i-M20 en estudiantes universitarios

	$F_1$	$F_2$	$F_3$	$F_4$	$F_5$
$M$	10.091	11.708	8.624	11.081	12.296
$DE$	2.957	2.172	2.740	2.201	2.688
$g_1$	.088	-.032	.515	.149	-.413
$g_2$	-.436	-.271	.046	-.300	-.470
Pc 10 ( $K2$ )	6.00 (.947)	9.00 (.875)	5.00 (.929)	8.00 (.907)	8.00 (.953)
Pc 25 ( $K2$ )	8.00 (.897)	10.00 (.802)	7.00 (.856)	10.00 (.778)	11.00 (.865)
Pc 75 ( $K2$ )	12.00 (.891)	13.00 (.764)	10.00 (.844)	12.00 (.766)	15.00 (.917)
Pc 90 ( $K2$ )	14.00 (.944)	15.00 (.903)	12.00 (.923)	14.00 (.900)	16.00 (.943)
$F_1$	-	3.3	3.3	3.2	3.1
$F_2$	.684	-	3.4	3.3	3.2
$F_3$	.835	.743	-	3.3	3.2
$F_4$	.627	.498	.783	-	3.1
$F_5$	.722	.641	.849	.549	-

Nota:  $F_1$ : intrapersonal;  $F_2$ : interpersonal;  $F_3$ : manejo del estrés;  $F_4$ : adaptabilidad;  $F_5$ : estado de ánimo;  $M$ : media aritmética.  $DE$ : desviación estándar;  $g_1$ : asimetría;  $g_2$ : curtosis; Pc: percentil;  $K2$ : coeficiente  $K2$ ; debajo de la diagonal: confiabilidad de la diferencia entre dos puntuaciones; encima de la diagonal: diferencia mínima esperada entre dos puntuaciones

