

EQI-VERSIÓN CORTA (EQI-C) Adaptación y validación al español del EQ-i en universitarios

E. López-Zafra, M. Pulido y P. Berrios

Esther Lopez-Zafra es profesora Titular de Psicología Social en el Departamento de Psicología de la Universidad de Jaén. Manuel Pulido Martos y Pilar Berrios Martos son profesores en el mismo Departamento y Universidad.

Introducción

Desde que en 1990 Salovey y Mayer publicaran el primer artículo científico sobre Inteligencia Emocional (IE), se

han realizado numerosos estudios que han hecho de este tema un área de investigación activa que ha despertado el interés de numerosos científicos y profesionales. Todos estos estudios han dado lugar a dos modelos claramente diferenciados, desde los que se proponen diferentes instrumentos para poder evaluar IE. Además, en los últimos años se comprueba la necesidad de contar con instrumentos más breves pero válidos, que permitan poder medir IE de manera más sencilla.

La primera aproximación a la IE se basa en el *modelo de habilidad*, que concibe la IE como la capacidad para razonar sobre las emociones y usar ese conocimiento emocional para mejorar y guiar el pensamiento, lo que permitirá al sujeto resolver problemas sociales y adaptarse eficazmente al ambiente. En esta definición se contempla la capacidad para identificar, evaluar y diferenciar las emociones personales y de los demás, saber usarlas en la toma de decisiones, comprenderlas, y regular tanto las emociones positivas como las negativas en uno mismo y en otros (Mayer, Roberts y Barsade, 2008). La segunda aproximación, que además es el punto de partida de nuestro trabajo, se basa en los *modelos de rasgos o mixtos*, que definen la IE como un conjunto de rasgos estables de personalidad, competencias socio-emocionales, aspectos motivacionales y diversas habilidades cognitivas (Bar-On, 2000; Boyatzis, Goleman y Rhee, 2000; Goleman, 1995; Petrides y Furnham, 2003).

El desarrollo de diferentes medidas basadas en estos dos modelos ha permitido abordar por una parte, el efecto predictivo que la IE tiene en distintos aspectos de la vida (Mayer et al., 2008), y por otra su entrenamiento, que permite aumentar el éxito y crecimiento personal, la felicidad y el bienestar (Austin, 2010; Extremera, Ruiz-Aranda, Pineda-Galán y Salguero, 2011; Mayer y Salovey, 1997). Por ello, es muy importante contar con instrumentos de medida que sean adecuados y de fácil administración. Si analizamos el breve, pero intenso recorrido histórico de la evaluación de la IE en los últimos quince años, observamos que se ha producido un debate sobre las implicaciones de los resultados obtenidos desde el modelo de habilidad y desde los modelos mixtos en la conceptualización y medida de la IE (Siegling, Saklofske, Vesely y Nordstokke, 2012). De hecho, hay que reconocer que las primeras aproximaciones evaluativas estuvieron plagadas de duras críticas referidas a la debilidad psicométrica de los instrumentos, y la poca congruencia entre medidas y modelos teóricos de partida; además de la escasa validez incremental, predictiva, de constructo y contenido de las diferentes medidas (Extremera y Fernández-Berrocal, 2007).

La IE ha sido evaluada fundamentalmente a través de tres tipos de medida: medidas de autoinforme, medidas de ejecución e informes de observadores externos o métodos 360° (para una revisión más detallada tanto de la descripción como de las ventajas e inconvenientes de las diferentes medidas véase Extremera, Fernández-Berrocal, Mestre y Guil, 2004; Roberts, MacCann, Matthews y Zeidner, 2010). Tal y como plantean estos autores, en relación con las medidas de auto-informe podemos distinguir entre las que se basan en el concepto de IE planteado por el modelo de habilidad (i. e. Fernández-Berrocal, Extremera y Ramos, 2004; Lopez-Zafra, Pulido-Martos, Berrios y Augusto-Landa, 2012; Warwick, Nettelbeck y Ward, 2010), y las que se basan en el modelo mixto (i. e. Bar-On, 2000, 2002) (para una revisión de los instrumentos propuestos en cada modelo, véase Garcia-León y Lopez-Zafra, 2009). En este trabajo nos centramos en los instrumentos de medida basados en uno de los modelos mixtos o de personalidad que más repercusión ha tenido: el modelo de bienestar de Bar-On (2000), para proponer una adaptación de una medida corta (basada en Baron-On, 2002 y analizada recientemente en sus propiedades psicométricas por Parker, Keefer y Wood, 2011) que permita evaluar de forma rápida y sencilla la IE.

El modelo de bienestar de Bar-On

Este autor realiza una conceptualización multifactorial de la IE que explica cómo el individuo se relaciona con las personas que le rodean y con su medio ambiente. Define la IE como un conjunto de competencias y destrezas personales, emocionales y sociales que influyen en las es-

trategias de afrontamiento y determinan nuestra eficacia para comprender y relacionarnos con otras personas, así como para resolver los problemas cotidianos. Según este modelo, la IE estaría conformada por cinco factores que incluyen un total de 15 competencias (Bar-On, 2000, 2006) (véase Tabla 1).

Tabla 1
Modelo de Bar-On (2000, 2006)

Factores 1 ^{er} orden	Competencias de la IE
Intrapersonal	<p><i>Autoconciencia emocional:</i> habilidad para reconocer y comprender nuestras propias emociones</p> <p><i>Asertividad:</i> habilidad para expresar nuestros propios sentimientos, creencias y/o pensamientos de manera no agresiva, defendiendo al mismo tiempo nuestros derechos y respetando los de los demás</p> <p><i>Independencia:</i> medida en la que nuestros pensamientos y acciones están relativamente libres de dependencia emocional</p> <p><i>Autoconcepto:</i> habilidad para percibirse, comprenderse, aceptarse y respetarse a sí mismo</p> <p><i>Auto-actualización</i> o habilidad para desarrollar nuestro potencial y lograr las metas que nos proponemos</p>
Interpersonal	<p><i>Empatía:</i> capacidad para ponerse en el lugar del otro</p> <p><i>Responsabilidad social:</i> habilidad para identificarse con el propio grupo social y cooperar para contribuir en la construcción del mismo</p> <p><i>Manejo de las relaciones interpersonales:</i> capacidad para hacer y mantener amistades</p>
Manejo del estrés	<p><i>Tolerancia al estrés:</i> capacidad para manejar el estrés y las emociones fuertes</p> <p><i>Control de impulsos:</i> capacidad para resistir el impulso de actuar y controlar nuestras propias emociones</p>
Estado de ánimo	<p><i>Búsqueda y mantenimiento de la felicidad:</i> divertirse, expresar sentimientos positivos y estar satisfecho con la vida</p> <p><i>Optimismo:</i> capacidad para mirar el lado bueno de las cosas incluso en situaciones adversas</p>
Adaptación/ajuste	<p><i>Estrategias de solución de problemas:</i> habilidad para identificar problemas, definirlos, generar alternativas y poner en práctica soluciones efectivas</p> <p><i>Prueba de realidad:</i> habilidad para evaluar la correspondencia entre la experiencia subjetiva (pensamientos y sentimientos) y el ambiente objetivo</p> <p><i>Flexibilidad:</i> habilidad para modificar nuestros pensamientos, sentimientos y conducta en función de la situación</p>

Sin embargo, el instrumento de Bar-On también recibe críticas ya que algunos autores consideran que más que una verdadera medida de IE se relaciona con otras características, como por ejemplo inteligencia general, deseabilidad social y diferentes factores del modelo Big Five de personalidad (Mayer, Salovey y Caruso, 2000).

EQ-i: Autoinforme de Bar-On (1997, 2000)

El instrumento de medida de la IE diseñado por este autor es el *Emotional Quotient Inventory (EQ-i)* en sus versiones de autoevaluación y heteroevaluación. Se trata de una medida de autoinforme de 133 ítems tipo Likert de 5 puntos (1 = De acuerdo, 5 = En desacuerdo) (i.e. “Me resulta difícil disfrutar de la vida”, “Creo que he perdido la cabeza”, “Me resulta fácil adaptarme a situaciones nuevas”) que proporciona una puntuación total que refleja la IE general, una puntuación específica para cada una de las 5 dimensiones, y una puntuación específica para cada una de las 15 subescalas secundarias que la constituyen descritas en la Tabla 1). Cuánto más altas sean la puntuaciones mejor será el funcionamiento para resolver las demandas y desafíos cotidianos, mientras que puntuaciones bajas indican una mayor probabilidad de tener problemas emocionales, sociales y/o comportamentales. Además, recoge 4 indicadores de validez que miden el grado en el que los participantes responden al azar o distorsionando sus respuestas, y cuyo objetivo es minimizar el efecto de la deseabilidad social sobre la puntuación total.

Inicialmente, el EQ-i fue validado en una muestra de más de 4.000 norteamericanos, y su fiabilidad y validez están ampliamente probadas (véase Tabla 2 para un resumen).

Tabla 2
Validez predictiva y fiabilidad del EQ-i
(Tomado de Bharwaney, Bar-On y Mckinlay, 2011)

Coeficiente de validez		Índices de Fiabilidad	
		Consistencia interna	Fiabilidad test-retest 3 meses después
SF (.43; n = 3.816)	EQ-i Total	.97	.79
SM (.39; n = 874)	Factor Intrapersonal	.94	.82
IS (.69; n = 533)	Factor Interpersonal	.87	.59
RA (.43; n = 2.346)	Factor Manejo de estrés	.86	.71
RL (.55; n = 3.458)	Factor Adaptabilidad	.89	.75
BS (.76; n = 3571)	Factor Estado de Ánimo	.88	.70

Nota. SF = Salud Física; SM = Salud Mental; IS = Interacción Social; RA = Rendimiento Académico; RL = Rendimiento Laboral; BS = Bienestar Subjetivo

Se ha utilizado en otros países, por ejemplo Ugarriza (2001) encontró con muestras peruanas factores similares a la escala original, que el coeficiente alfa era .93 para la IE total, que la inteligencia emocional tiende a incrementarse con la edad y que el género tiene efectos diferenciales para la mayoría de los factores. Por otra parte, Hassan y Sader (2005) en su adaptación para población libanesa realizan grandes cambios debido a la existencia de diferencias culturales. En España, Castejón, Cantero y Pérez (2008) han obtenido índices de consistencia interna aceptables para cada una de las subescalas (.75-.88). Estas versiones están basadas en la versión extensa del EQ-i y siguen el procedimiento de adaptación lingüística de la escala para población adulta.

Sin embargo, la longitud y la redacción del cuestionario complican la obtención de datos en muestras más amplias como por ejemplo, la adolescente. Por ello, Baron y Parker (2000) desarrollan el Inventario del Cociente Emocional para jóvenes (EQ-i: YV) que está dirigido a estudiantes entre los 6 y los 18 años de edad, y está constituido por 60 ítems con una escala de respuesta de 4 puntos (1 = nunca me pasa; 4 = siempre me pasa). Según los autores de la escala, ésta cuenta con una adecuada fiabilidad para cada una de las dimensiones consideradas, con valores que oscilan desde .84 para la escala intrapersonal, hasta el valor .89 para el total del cuestionario (Parker et al., 2004).

La necesidad de contar con instrumentos breves que permitan un mayor uso, no sólo en muestras de jóvenes, hizo que el mismo Bar-On (2002) desarrollara el Bar-On Emotional Quotient Inventory: Short (EQ-i: S), de 51 ítems con una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos (1 = Nunca, 5 = Siempre), que permite obtener una puntuación total en IE y cinco puntuaciones específicas, una para cada factor. Esta versión consta de 10 ítems para la subescala intrapersonal, 10 para la interpersonal, 10 para el manejo de estrés, 7 para adaptabilidad, y 8 para estado de ánimo, por último también incluye 6 ítems para la subescala impresión positiva cuyo fin es determinar si los participantes presentan una impresión exagerada de sí mismos. Los niveles de consistencia interna son aceptables (alfas en torno a .70), y la correlación con las dimensiones de la versión larga es adecuada (de .73 a .96 para los hombres y de .75 a .97 para las mujeres) (Bar-On, 2002). Por otra parte, en cuanto a su validez discriminante hay evidencia empírica de que las dimensiones de la personalidad evaluadas con el NEO-FFI sólo representan cantidades relativamente modestas de variabilidad en EQ-i: S, explicando un porcentaje de varianza de .16 a .29 (Wood, Parker y Keefer, 2009). Estos resultados confirman la capacidad de este instrumento para diferenciar el cociente emocional de otros constructos similares.

También con estudiantes se ha comprobado su capacidad para predecir el éxito académico (i.e. Austin, Saklofske y Mastoras, 2010). Pero ha sido posteriormente cuando Parker et al. (2011) analizan de forma sistemática las propiedades psicométricas de esta versión reducida de

Bar-On, puesto que no se había realizado y los datos que se empleaban eran los de la versión extensa. En este análisis se eliminan las escalas de Impresión Positiva, que en realidad corresponde a una escala de sinceridad (6 ítems) y la escala de Humor General que mide el nivel global de positividad o negatividad emocional (10 ítems) quedándose finalmente con 35 ítems. En el análisis de Parker et al. (2011) las puntuaciones en las escalas muestran niveles de consistencia interna entre 0.75 y 0.82). Como conclusión establecen que su uso está especialmente recomendado cuando existen limitaciones temporales importantes y/o indicios de fatiga o cansancio de los participantes.

A pesar de las diferentes versiones y adaptaciones que existen del EQ-i, no existe en español una medida breve adecuada para medir IE desde este modelo. Dadas las ventajas del instrumento que proponen Bar-On (2002) confirmadas por el análisis psicométrico de Parker et al. (2011), el principal objetivo de este trabajo es adaptar dicha medida al español y comprobar su relación con otro instrumento que mida también IE. Puesto que el análisis de Parker et al. (2011) parte de 35 ítems que son los que mejores propiedades psicométricas muestran, en este estudio partimos de esta validación.

Método

Participantes

La muestra estaba formada inicialmente por 489 estudiantes universitarios, que de forma voluntaria completaban los instrumentos del estudio. Cuando alguna de las pruebas se dejaba sin contestar, o bien, un porcentaje elevado de los ítems no eran respondidos se optaba por la eliminación del sujeto. Adicionalmente, se eliminaron 6 personas por tener edades fuera de rango. Así, finalmente en este estudio participaron un total de 390 universitarios procedentes de diferentes provincias. El 82.8% fueron mujeres ($n = 318$) y el 17.2% hombres ($n = 66$). La edad media fue de 22.16 años ($DT = 3.26$) con un rango de edades de 18 a 32 años.

Procedimiento

Los cuestionarios fueron administrados por tres colaboradores en distintas universidades (Granada, Jaén y Murcia) y titulaciones (Psicología, Psicopedagogía, Relaciones Laborales, Administración de Empresas, Magisterio y Ciencias del Trabajo). En todos los casos se obtuvieron los permisos oportunos para solicitarles su colaboración en clase de forma anónima y voluntaria. Completaron un cuestionario que contenía las escalas EQ-i: S y TMMS-24, además se les preguntó por su edad, sexo, y titulación. No se produjeron diferencias en función de la titulación ni la universidad de procedencia por lo que no se informa sobre estos resultados.

Instrumentos

Se utilizó el TMMS-24 en su adaptación al castellano por Fernández-Berrocal, Extremera y Ramos (2004) para la validación convergente. En una escala de 5 puntos, los participantes contestan a 24 ítems que evalúan la Inteligencia Emocional Percibida. Esta escala se compone de tres factores interpersonales con 8 ítems cada uno: 1) Atención emocional ($\alpha = .86$ en nuestro estudio); (2) Claridad emocional, ($\alpha = .81$) y 3) Reparación emocional ($\alpha = .84$).

Traducción y adaptación del EQ-i: S de Bar-On.

Para realizar la traducción y adaptación seguimos el procedimiento de tres pasos que propone la guía de International Test Commission (2000) que implica una combinación de diseño de traducción hacia delante/hacia atrás. Dos personas con gran dominio del inglés (una de ellas inglesa sin conocimiento sobre IE y otra persona experta en IE) realizaron la traducción al español. Posteriormente, estas dos versiones se discutieron en el grupo de investigación para realizar los ajustes y correcciones. Con la versión consensuada se pasó al back-translation en el que otras dos personas volvieron a traducirlo al inglés y entre ellas dos llegaron a un consenso sobre los ítems. Finalmente, el grupo de investigación discutió sobre los ítems, llegó a acuerdos por consenso y pasaron el cuestionario a cuatro personas para obtener feedback sobre su comprensión. Una vez corregidos los desajustes se dio por concluido este proceso.

Análisis de datos

Los datos se analizaron con la versión 20.0 del programa IBM SPSS Statistics utilizando técnicas descriptivas para comprobar si resultaba conveniente la realización de un análisis factorial. Asimismo este software se empleó para la realización del análisis factorial exploratorio y para los análisis de las relaciones entre factores que determinarán la validez convergente. También se empleó el Structural Equations Program (EQS) desarrollado por Bentler (2004) en su versión 6.1 para Windows para analizar la distribución de los datos y la realización de los análisis confirmatorios. El análisis factorial confirmatorio se realizó para determinar el ajuste del modelo de medida del EQ-i: S con población española. Siguiendo el trabajo de validación de Parker et al. (2011), se utilizan los mismos índices para comprobar el ajuste. Uno de los índices de ajuste absoluto es el estadístico χ^2 , que analiza el ajuste de los datos al modelo hipotetizado, debiendo resultar no significativo. Por la sensibilidad de la prueba de significación al tamaño de la muestra (Bentler, 2004; Bentler y Bonett, 1980), se utiliza la ratio entre el estadístico y los grados de libertad. Si la ratio es inferior a 2 (Ullman, 2001) o a 3 (Kline, 1998) el ajuste es bueno. Como indicador del ajuste incremental se emplea el Comparative Fit Index (CFI), con valores por encima de .90 considerados como

aceptables (Bentler, 1990), aunque existen propuestas más exigentes al respecto (Hu y Bentler, 1999). Otros índices de ajuste absoluto empleados son el RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) y su intervalo de confianza (90% IC), considerándose un valor menor de .05 como indicativo de un buen ajuste y en todo caso debiendo ser inferior a .08 (Brown y Cudeck, 1993; Hu y Bentler, 1999); y el SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) con una interpretación de sus valores similar a la del RMSEA. El índice de ajuste de parsimonia empleado, que relaciona la bondad del ajuste del modelo con el número de coeficientes estimados necesarios hasta alcanzar ese nivel de ajuste, es el CAIC (Consistent Akaike Information Criterion). El CAIC permite comparar modelos de medida no anidados siendo más favorables los valores que más se aproximan a cero (Bozdogan, 1987).

La dimensionalidad del instrumento se analizó mediante análisis factoriales exploratorios y confirmatorios. Para comprobar la consistencia interna se obtuvieron los análisis de fiabilidad. Además, se realizó una validación convergente con el TMMS-24. Finalmente se analizaron las relaciones en función del género y la edad de los participantes para así obtener validez de criterio adicional.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Para examinar la multidimensionalidad del EQI-C realizamos análisis factoriales de componentes principales con rotación varimax sobre los 35 ítems. El valor de Kaiser-Meyer-Olkin (.794) y la prueba de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativa ($p < .0001$) dándole base al análisis. Aquellos ítems con cargas factoriales primarias superiores o iguales a .40 y cargas factoriales secundarias menores o iguales a .30 fueron retenidos. Los análisis factoriales se repitieron hasta que todos los ítems incluidos alcanzaron los criterios establecidos. Con la aplicación del criterio de Gutman-Kaiser (valor eigen superior a la unidad) se sugería la extracción de diez factores, no obstante, y dada la sobre-extracción de factores que se produce cuando se trabaja con matrices grandes (Nunnally y Bernstein, 1994), se optó por la extracción de cuatro factores que era lo que se desprendía del análisis del scree test (Cattell, 1966). Estos cuatro factores explicaban el 37.3% de la varianza total. Analizando el contenido de los ítems en cada uno de los factores se comprobó que representaban los cuatro factores de primer orden de la versión completa del instrumento y que coincidían con los resultados encontrados por Parker y cols. (2011). No obstante, el análisis de las cargas factoriales y la aplicación de los criterios de selección de los ítems llevó a desechar los ítems 25 "Soy más seguidor que líder", 29 "Los demás piensan que me falta asertividad" y 30 "La gente cree que soy sociable", por cargas inferiores a .40; y los ítems 5

“Me gusta ayudar a la gente”, 13 “Soy bueno/a comprendiendo qué sienten los demás” y 24 “Soy capaz de respetar a los demás”, por problemas de cross-loading. Una vez repetido el factorial exploratorio con los ítems restantes, los cuatro factores resultantes explican el 40% de la varianza y se agruparon de manera coherente en las cuatro dimensiones globales. En concreto, el primer factor estuvo formado por 7 ítems relacionados con la dimensión Interpersonal, el segundo factor

Tabla 3
Matriz de las comunalidades de los ítems en cada factor

Ítem	Inter	Adapt	Estrés	Intra
26. Sensible sentimientos demás	.785			
20. Preocupa ocurre a otros	.776			
5. Ayudo gente	.659			
13. Comprendo como sienten otros	.598			
27. Tengo buenas relaciones	.580			
21. Relaciones significan mucho	.541			
17. Amigos cuentan intimidades	.495			
18. Resuelvo problemas fijándome en posibilidades		.756		
23. Pienso en alternativas ante dificultades		.706		
4. Recopilo información ante situación difícil		.685		
1. Afronto dificultades paso a paso		.583		
8. Visión general del problema		.552		
35. Exploto fácilmente			.729	
22. Cuesta controlar impulsos			.672	
12. Impulsividad crea problemas			.599	
32. Tengo mal carácter			.577	
3. Cuesta controlar enfado			.553	
28. Soy impulsivo			.542	
33. Me impaciento			.534	
19. Cuesta controlar ansiedad			.523	
10. Cuesta comprender me siento (R)				.676
7. Incapaz expresar ideas (R)				.671
31. Difícil describir sentimientos (R)				.570
15. Cuesta tomar decisiones (R)				.554
34. Difícil luchar mis derechos (R)				.534
11. He conseguido poco (R)				.529
16. Difícil expresar sentimientos (R)				.474
9. Demás tomen decidan por mí (R)				.470
% varianza explicada	16.65	9.39	7.08	6.89
Eigenvalues	4.83	2.72	2.05	2.00

Nota. Los ítems aparecen resumidos, (R) = ítem inverso.

lo conformaban 5 ítems de la dimensión Adaptabilidad, el tercer factor estuvo formado por 8 ítems de la dimensión Manejo del estrés, y el cuarto factor lo conformaban 8 ítems correspondientes a la dimensión

Intrapersonal (véase Tabla 3 para la carga factorial de cada ítem). Los análisis de fiabilidad posteriores para cada una de estas dimensiones arrojaron unos niveles aceptables de fiabilidad. Así, la dimensión Interpersonal obtenía un alfa de .78; en el caso de la dimensión Manejo del estrés el alfa era .75. Los valores de alpha para la dimensión Intrapersonal y Adaptabilidad fueron .73 y .70 respectivamente.

Análisis factorial confirmatorio.

El análisis de normalidad univariante dio como resultado valores de asimetría y curtosis dentro del rango recomendado (Chou y Bentler, 1995). La normalidad multivariante se estableció a través del coeficiente de Mardia, con un valor de 39.53 y una proporción crítica de 9.52. Asumiendo la distribución normal de los datos, para todas las estimaciones se empleó el método de máxima verosimilitud (ML). Siguiendo el trabajo original de Parker y cols. (2011) se comprueba el ajuste del modelo de cuatro factores relacionados (Modelo B) que coincide con los resultados del factorial exploratorio. Además se examina el ajuste de dos modelos alternativos. El Modelo A se estructura con todos los ítems cargando en un único factor y el Modelo C presenta cuatro factores de primer orden correlacionados y un factor de segundo orden. Los índices de bondad de ajuste relativos a los modelos contrastados están recogidos en la Tabla 4.

Tabla 4
Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos propuestos

	χ^2	df	p	χ^2/df	CFI	RMSEA	90% IC	SRMR	CAIC
Modelo A	2183.87	560	< .001	3.9	.45	.09	[.082-.090]	.09	-1717.17
Modelo B	701.36	344	< .001	2	.84	.05	[.046-.057]	.06	-1694.99
Modelo C	707.75	345	< .001	2	.84	.05	[.046-.057]	.06	-1695.57
Modelo D	504.22	315	< .001	1.6	.91	.04	[.033-.045]	.03	-1690.12

Con excepción de los índices RMSEA y SRMR que pueden considerarse buenos y aceptables para los modelos B y C, respectivamente, el resto de indicadores señalan que los datos no se ajustan adecuadamente a los modelos de medida planteados. Basándonos en el modelo B, que es el que presenta un índice CAIC más próximo a cero, resultando ser el modelo más parsimonioso, y teniendo en cuenta la evaluación de la significación estadística de los parámetros omitidos, mediante el Lagrange Multiplier Test (Bentler, 2004), se plantea un nuevo modelo (Modelo D) en el que se incorporan las covarianzas entre los errores de los ítems 16 “Me es difícil expresar mis sentimientos íntimos” y 31 “Me cuesta trabajo describir mis sentimientos”; de los ítems 19 “Siento que me

cuesta controlar mi ansiedad” y 33 “Me impaciente”; y de los ítems 13 “Me cuesta mucho controlar mi enfado” y 130 “Suelo explotar enfadándome fácilmente”. Esta inclusión es pertinente desde un punto de vista teórico, ya que el contenido de los ítems relacionados es similar, cosa que ocurre con frecuencia cuando se evalúan constructos complejos de la personalidad (Reise, Waller, y Comrey, 2000), reflejando una dependencia local de los ítems agrupados en el mismo factor. También los resultados de los análisis sugerían la eliminación del ítem 27 “Mantengo buenas relaciones con los demás” por problemas de cross-loading. Todos los índices de ajuste del Modelo D se encuentran en los márgenes aceptados, sugiriendo un adecuado ajuste global (Tabla 4). Los valores estimados de los parámetros del Modelo D son todos superiores a .40, excepto para el ítem 9 “Prefiero que los demás tomen decisiones por mí” (.36), y estadísticamente significativos. Los cuatro factores mostraban correlaciones positivas y significativas, aunque moderadas en su magnitud (.20-.42), indicando que no pueden ser reducidas a un único factor (véase Tabla 5).

Tabla 5
Correlaciones entre los factores de la EQI-C

Factores	Intrapersonal	Interpersonal	Adaptabilidad
Interpersonal	.42		
Adaptabilidad	.23	.28	
Manejo de estrés	.38	.21	.32

Nota. Todos los valores son significativos al nivel .01

Validez convergente

Para realizar la validación convergente de esta prueba, utilizamos otra prueba de autoinforme de IE: el TMMS-24. Observamos correlaciones positivas en todas las dimensiones relacionadas excepto para Atención a las emociones y dimensión Intrapersonal (véase Tabla 6).

Tabla 6
Correlaciones entre el EQI-C y el criterio de validez convergente, TMMS-24

Factores	Intrapersonal	Interpersonal	Adaptabilidad	Manejo de estrés
Atención	-.109*	.242**	.065	-.177**
Comprensión	.302**	.205**	.165**	.173**
Regulación	.455**	.250**	.289**	.254**

Nota. *Significación al nivel .01 ** Significación al nivel .05

Finalmente, analizamos posibles diferencias de género. Comprobamos que se producen diferencias en la dimensión Interpersonal ($F(1, 370) = 17.12, p < .001; \eta^2 = .045$; potencia observada = .98) siendo las mujeres las que puntúan más alto ($M = 4.23; DT = .47$ vs. $M = 3.94; DT = .57$). En Manejo de estrés, se produce una tendencia a favor de los hombres pero no alcanza la significación ($F(1, 370) = 2.82, p = .08, \eta^2 = .010$; potencia observada = .391).

Discusión

El modelo de Bar-On es un modelo multidimensional basado en las competencias sociales y emocionales que puede dar lugar a perfiles sociales y afectivos, por lo que permite diferenciar personas con diferente éxito personal y relacionarlo también con características de personalidad (Bar-On, 2000). Sin embargo, su uso en muestras españolas ha sido escaso, muy probablemente por la existencia de diferencias culturales que han sido reveladas en estudios de adaptación del cuestionario en su forma extensa en otros países como Perú (Ugarriza, 2001), Líbano (Hassan y Sader, 2005) o Argentina (Regner, 2008). De ahí que no es conveniente utilizar instrumentos solo traducidos para llegar a resultados comparables entre países. Es necesario que los procesos de traducción y adaptación se adecúen a las guías para conseguir una mejor interpretación y adecuación del ítem. De hecho, autores como Jiménez, (2009) comprueba que, en muestras españolas, dimensiones como la de prueba de realidad no son comprendidas bien y se prestan a interpretaciones que dan lugar a respuestas muy distintas de lo que se pregunta, reduciendo significativamente su fiabilidad.

Nuestro trabajo presenta una adaptación del EQ-i: S muy adecuada con una buena validez convergente y que puede ofrecer información de competencias sociales y emocionales relacionadas con otras variables. Los resultados parecen mostrar la idoneidad de establecer cuatro factores para el estudio de la IE, más que partir de una estructura monofactorial. Asimismo, la inclusión de un factor general de segundo orden no contribuía a mejorar el ajuste del modelo de medida, coincidiendo con los resultados encontrados por Parker et al. (2011). Para la obtención de un modelo con un buen ajuste se realizaron modificaciones sobre algunos de los ítems de la escala. Concretamente se propuso la eliminación de ítems por una carga factorial baja y por problemas de cross-loading, por cargas altas en más de un factor. En esta línea, y siguiendo los resultados encontrados, puede afirmarse que el EQ-i C es una versión corta con índices de consistencia interna adecuados.

Además, esta versión reducida muestra una buena validez convergente con otro instrumento de autoinforme que mide IE: TMMS-

24. Se producen correlaciones positivas en todas las dimensiones relacionadas excepto para Atención a las emociones y dimensión intrapersonal. Este hecho puede deberse a que dentro de la dimensión Intrapersonal se incluyen no sólo ítems relativos al autoconocimiento personal y autoconciencia emocional, que están más directamente relacionados con la Atención emocional, sino también ítems relativos a la asertividad e independencia. Estos elementos podrían situarse dentro de la dimensión Interpersonal puesto que para nuestra cultura tienen un componente de relación con los otros. Recordemos que esta ha sido la dimensión con una fiabilidad más baja aunque aceptable.

En relación con las diferencias de género, nuestros resultados son consecuentes con otros en lo que se ha utilizado el Bar-On como instrumento de medida de la IE, en los que se encuentra que las mujeres puntúan más alto que los hombres en áreas relacionadas con la expresión de emociones y comprensión de las emociones de los demás (Interpersonal) mientras que los hombres tienden a puntuar más alto en dimensiones relacionadas con el manejo de las emociones y del estrés (Austin et al., 2010; Bar-On, 2006; Bindu y Thomas, 2006; Dawda y Hart, 2000; Parker et al., 2011), si bien también hay estudios en los que no se producen diferencias (Bar-On, Brown, Kirkcaldy, y Thomé, 2000; Dawda y Hart, 2000; Joseph y Newman, 2010). Sin embargo, hemos de tener en cuenta que esta muestra estaba formada mayoritariamente por mujeres, lo cual puede tener incidencia en este resultado.

En resumen, presentamos una versión adaptada y validada en universitarios españoles para medir IE mediante un autoinforme versión corta del EQ-i de Baron (2002), evaluado psicométricamente por Parker y cols. (2011). Nos basamos en ambos trabajos para realizar nuestra adaptación y comprobamos que, con una escala de 28 ítems obtenemos una escala que permite medir IE.

Referencias

- Austin, E. J. (2010). Measurement of ability emotional intelligence: Results for two new tests. *British Journal of Psychology*, 101, 563-578. doi: 10.1348/000712609X474370.
- Austin, E. J., Saklofske, D. H., y Mastoras, S. M. (2010). Emotional intelligence, coping, and exam-related stress in canadian undergraduate students. *Australian Journal of Psychology*, 62, 42-50. doi:10.1080/00049530903312899.
- Bar-On, R. (1997). *Bar-On Emotional Quotient Inventory: Technical manual*. Toronto: Multi-Health Systems.
- Bar-On, R. (2000). Emotional and social intelligence: Insights from the Emotional Quotient Inventory. En R. Bar-On y J. D. A. Parker (Eds.), *The Handbook of Emotional Intelligence* (pp. 363-388). San Francisco: Jossey-Bass.
- Bar-On, R. (2002). *Bar-On Emotional Quotient Short Form (EQ-I: Short): Technical manual*. Toronto: Multi-Health Systems.
- Bar-On, R. (2006). The Bar-On model of Emotional-Social Intelligence (ESI). *Psicothema*, 18, 13-25.

- Bar-On, R., y Parker, J. D. A. (2000). *The Bar-On Emotional Quotient Inventory: Youth Version (EQ-I: YV) Technical Manual*. Toronto, Canada: Multi-Health Systems, Inc.
- Bar-On, R., Brown, J. M., Kirkcaldy, B. D., y Thomé, E. P. (2000). Emotional expression and implications for occupational stress: An application of the Emotional Quotient Inventory (EQ-I). *Personality and Individual Differences, 28*, 1107-1118. doi: 10.1016/S0191-8869(99)00160-9
- Bharwaney, G., Bar-On, R., y Mckinlay, A. (2011). EQ and the Bottom Line: Emotional Intelligence Increases Individual. *Occupational Performance, Leadership and Organisational Productivity*. England: Ei World
- Bentler, P. M. y Bonnet, D. G. (1980). Significance test and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 88*, 588-606. doi: 10.1037/0033-2909.88.3.588
- Bentler, P. M. (2004). *EQS 6 Structural Equation Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bindu, P. y Thomas, B. (2006). Gender differences in emotional intelligence. *Psychological Studies, 51*, 261-268.
- Boyatzis, R. E., Goleman, D., y Rhee, K. (2000). Clustering competence in emotional intelligence: Insights from the Emotional Competence Inventory (ECI). En R. Bar-On y J.D.A. Parker (Eds.), *Handbook of emotional intelligence* (pp. 343-362). San Francisco: Jossey-Bass.
- Bozdogan, H. (1987). Model selection and Akaike's information criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. *Psychometrika, 52*, 345-370. doi:10.1007/BF02294361
- Brown, M. W., y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 445-455). Newbury Park, CA: Sage.
- Castejón, J. L., Cantero, M. P. y Pérez, L. (2008). Diferencias en el perfil de competencias socio-emocionales en estudiantes universitarios de diferentes ámbitos académicos. *Revista Electrónica de Investigación Psicoeducativa, 6*, 339-362.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research, 3*, 245-276. doi:10.1207/s15327906mbr0102_10
- Chou, C. P. y Bentler, P. M. (1995). Estimates and test in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling* (pp. 37- 55). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Dawda, D., y Hart, S. (2000). Assessing emotional intelligence: reliability and validity of the Bar-On Emotional Quotient Inventory (EQ-I) in university students. *Personality and Individual Differences, 28*, 797-812. doi:10.1016/S0191-8869(99)00139-7
- Extremera, N., Fernández-Berrocal, P., Mestre, J., y Guil, R. (2004). Medidas de evaluación de la inteligencia emocional. *Revista Latinoamericana de Psicología, 36*, 209-228.
- Extremera, N., y Fernández-Berrocal, P. (2007). Una guía práctica de los instrumentos actuales de evaluación de la inteligencia emocional. En J. M. Mestre y P. Fernández-Berrocal (Eds.), *Manual de Inteligencia Emocional* (pp. 99-122). Madrid: Pirámide.
- Extremera, N., Ruiz-Aranda, D., Pineda-Galán, C. y Salguero, J. M. (2011). Emotional intelligence and its relation with hedonic and eudaimonic well-being: A prospective study. *Personality and Individual Differences, 51*, 11-16. doi:10.1016/j.paid.2011.02.029

- Fernández-Berrocal, P., Extremera, N., y Ramos, N. (2004). Validity and reliability of the Spanish modified version of the Trait Meta Mood Scale. *Psychological Reports, 94*, 751-755. doi: 10.2466/pr0.94.3.751-755.
- García-León, A. M., y Lopez-Zafra, E. (2009). Una revisión de los modelos e instrumentos de evaluación de la inteligencia emocional. En J. Augusto (dir.) *Estudios en el ámbito de la inteligencia emocional* (15-36). Servicio de Publicaciones de la Universidad de Jaén.
- Goleman, D. (1995). *Emotional Intelligence*. New York: Bantam.
- Hassan, K., y Sader, M. (2005). Adapting and validating the BarOn EQ-I: YV in the Lebanese context. *International Journal of Testing, 5*, 301-317. doi: 10.1207/s15327574ijt0503_7
- Hu, L. T., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- International Test Commission. (2000). International guidelines for test use. Retrieved from www.intest.org/itc_projects.htm
- Jiménez, M. I. (2009). *Inteligencia emocional y rendimiento académico en estudiantes de enseñanza secundaria (E.S.O): relación entre variables psicosociales y estudio experimental sobre la aplicación de un programa de educación emocional*. Tesis doctoral no publicada.
- Joseph, D. L., y Newman, D. A. (2010). Emotional intelligence: An integrative meta-analysis and cascading model. *Journal of Applied Psychology, 95*, 54-78. doi: 10.1037/a0017286.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- López-Zafra, E., Pulido-Martos, M., Berrios, M. P., y Augusto-Landa, J. M. (2012). Psychometric properties of the Spanish version of the Work Group Emotional Intelligence Profile-Short version. *Psicothema, 24*, 495-502
- Mayer, J. D., y Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? En P. Salovey y D. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: Implications for educators* (pp. 3-34). New York: Basic Books.
- Mayer, J. D., Salovey, P., y Caruso, D. (2000). Models of emotional intelligence. En R. J. Stenberg (Ed.). *Handbook of Intelligence*, (pp. 396-420). New York: Cambridge.
- Mayer, J. D., Roberts, R. D., y Barsade, S. G. (2008). Human Abilities: Emotional Intelligence. *Annual Review of Psychology, 59*, 507-536. doi: 10.1146/annurev.psych.59.103006.093646.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Parker, J. D. A., Creque, R. E., Barnhart, D. L., Harris, J. I., Majeski, S. A., Wood, L. M., Bond, B. J., y Hogan, M. J. (2004). Academic achievement in high school: Does emotional intelligence matter?. *Personality and Individual Differences, 37*, 1321-1330. doi:10.1016/j.paid.2004.01.002
- Parker, J. D. A., Keefer, K. V., y Wood, L. M. (2011). Toward a brief multidimensional assessment of emotional intelligence: Psychometric properties of the Emotional Quotient Inventory-Short Form. *Psychological Assessment, 23*, 762-777. doi:10.1037/a0023289.
- Wood, L. M., Parker, J. D. A., y Keefer, K. V. (2009). Assessing emotional intelligence using the Emotional Quotient Inventory (EQ-i) and related instruments. En C. Stough, D. Saklofske, y J. D. A. Parker (Eds.) *Assessing Emotional Intelligence. Theory, Research, and Applications* (pp.67-84). New York: Springer. doi: 10.1007/978-0-387-88370-0_4,

- Petrides , K. V. , y Furnham , A. (2003). Trait emotional intelligence: Behavioural validation in two studies of emotion recognition and reactivity to mood induction . *European Journal of Personality, 17*, 39-57.
- Regner, E. (2008). Validez convergente y discriminante del inventario de cociente emocional (EQ-I). *Interdisciplinaria, 25*, 29-51.
- Reise, S. P., Waller, N. G., y Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment, 12*, 287-297. doi:10.1037/1040-3590.12.3.287
- Roberts, R. D., MacCann, C., Matthews, G., y Zeidner, M. (2010). Emotional intelligence: Toward a consensus of models and measures. *Social and Personality Psychology Compass, 4*, 821-840. doi: 10.1111/j.1751-9004.2010.00277.x.
- Salovey, P. y Mayer, J. D. (1990). Emotional Intelligence. *Imagination, Cognition and Personality, 9*, 185-211. doi:10.2190/DUGG-P24E-52WK-6CDG
- Siegling, A. B., Saklofske, D. H., Vesely, A. K., y Nordstokke, D. W. (2012). Relations of emotional intelligence with gender-linked personality: Implications for a refinement of EI constructs. *Personality and Individual Differences, 52*, 776-781. doi: 10.1016/j.paid.2012.01.003
- Ugarriza, N.(2001). La evaluación de la Inteligencia emocional a través del Inventario de Bar-On (I-CE) en una muestra de Lima metropolitana. *Persona, 4*, 129-160.
- Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. En B. G. Tabachnick y L. S. Fidell (2001). *Using Multivariate Statistics* (4th ed; pp 653- 771). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Warwick, J., Nettelbeck, T., y Ward, L. (2010). AEIM: A new measure and method of scoring abilities-based emotional intelligence. *Personality and Individual Differences, 48*, 66-71. doi:10.1016/j.paid.2009.08.018