



Revista Latinoamericana de Psicología

www.elsevier.es/rlp



ORIGINAL

Propiedades psicométricas del Cuestionario de conciencia emocional en población infantil española



Ana Ordóñez^{a,*}, Vicente J. Prado-Gascó^b, Lidón Villanueva^c y Remedios González^a

^a Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamientos psicológicos, Universidad de Valencia, Valencia, España

^b Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Europea de Valencia, Valencia, España

^c Departamento de Psicología Evolutiva, Educativa, Social y Metodología, Universidad Jaume I de Castellón, Castellón, España

Recibido el 17 de julio de 2014; aceptado el 30 de septiembre de 2015

Disponible en Internet el 29 de abril de 2016

PALABRAS CLAVE

Competencias emocionales;
Conciencia emocional;
Evaluación;
Infancia;
Autoinforme;
Cuestionario de conciencia emocional

KEYWORDS

Emotional competences;
Emotional awareness;
Evaluation;
Childhood;
Self-report;
Emotional Awareness Questionnaire

Resumen La competencia emocional es la capacidad para percibir, expresar, comprender, regular y controlar nuestras emociones y las de los demás. La conciencia emocional es la competencia básica que permite el desarrollo del resto de competencias emocionales durante la infancia y la adolescencia. En este trabajo, se han estudiado las propiedades psicométricas de la versión española del Cuestionario de conciencia emocional, administrado a 1476 niños/as españoles (8-12 años). Se ha replicado la estructura original formada por seis factores. Se han estudiado la fiabilidad de los ítems y del instrumento, la validez de constructo, de contenido y concurrente, los resultados han sido satisfactorios. Se han observado diferencias según sexo y edad. Los resultados apoyan el uso del autoinforme con fines clínicos y de investigación. © 2016 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Psychometric properties of the emotional awareness questionnaire in a Spanish child population

Abstract Emotional competence is the ability to perceive, express, understand, regulate, and control our emotions and those of others. Emotional awareness is the competence that allows the development of the emotional competencies during childhood and adolescence. The aim of this piece of work is study the psychometric properties of the Spanish version of the emotional awareness Questionnaire, administered to 1476 Spanish children (8-12 years old). The original six-factor structure was replicated. An analysis was performed on the items, construct

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: ana.ordonez@uv.es (A. Ordóñez).

validity, content validity, and the concurrent validity, with the results being satisfactory. Significant differences were found for gender and age. The results support the use of a self-report questionnaire for clinical as well as research purposes.

© 2016 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Las emociones son básicas en los seres humanos y nos ayudan a equilibrar las demandas del medio con las personales para responder a los cambios del entorno (Denham, 2010; Extremera, González-Herrero, Rueda & Fernández-Berrocal, 2012; Poulou, 2014). Así, las competencias emocionales hacen referencia a las capacidades de percibir, comprender, tomar conciencia, expresar, controlar y regular las emociones de forma adaptativa (Garner, 2010; Lahaye, van Broeck, Bodart & Luminet, 2013; Saarni, 2000; Rowsell, Ciarrochi, Heaven & Deane, 2014).

Un concepto relacionado es la conciencia emocional, que se refiere a la habilidad de ser consciente de las propias emociones y las de los otros, así como percibir el clima emocional de un contexto (Muñoz & Bisquerra, 2014; Lahaye et al., 2013). Constituye la competencia básica que engloba y permite el desarrollo del resto de competencias emocionales (Eastabrook, Flynn & Hollenstein, 2014; Veirman, Grouwers & Fontaine, 2011).

Recientemente, se ha señalado que la conciencia emocional tiene seis componentes diferenciados (Rieffe, Oosterveld, Miers, Meerum-Terwogt & Ly, 2008; Villanueva & Górriz, 2014): (a) diferenciar emociones, es la habilidad de identificar diferentes tipos de emociones; (b) comunicar verbalmente las emociones, es la habilidad para hablar sobre las emociones y compartirlas con los demás; (c) no esconder emociones, es la tendencia a expresar las emociones propias de forma franca y abierta; (d) conciencia corporal, es la habilidad para comprender el nexo entre la activación emocional y los síntomas corporales; (e) atender a las emociones de los demás, es la tendencia a prestar atención y analizar las emociones de aquellos que nos rodean; y (f) analizar las propias emociones, es la habilidad de prestar atención y analizar las propias emociones. Así, la conciencia emocional comprende tanto procesos atencionales como diferenciar las emociones, localizar sus antecedentes o ignorar la activación física que forma parte de la experiencia emocional, como aspectos actitudinales, referidos a la detección de la experiencia emocional en uno mismo y en los demás (Rieffe et al., 2008; Villanueva & Górriz, 2014).

Se ha señalado la relevancia de la conciencia emocional en la infancia y la adolescencia y se ha asociado con bajos niveles de agresividad (Robertson, Daffern & Bucks, 2012), personalidad patológica en la adultez (Cole, Llera & Pemberton, 2009), fracaso escolar (Qualter, Gardner, Pope, Hutchinson & Whiteley, 2012), quejas somáticas (van der Veek, Nobel & Derkx, 2012), problemas de conducta (Davis & Humphrey, 2012), inadaptación social (Oskis et al., 2013), y problemas internalizantes (Eastabrook et al., 2014; Rieffe & de Rooij, 2012).

De este modo, dada la importancia del constructo, su evaluación es relevante tanto a nivel de investigación como

clínico (Lahaye, Luminet, van Broeck, Bodart & Mikolajczak, 2010; Ohl Fox, & Mitchell, 2013). La investigación en torno al Cuestionario de conciencia emocional (EAQ) ha sido amplia en la última década (Rieffe, Oosterveld & Meerum-Terwogt, 2006; Rieffe et al., 2007), hasta proponer una estructura factorial compuesta por 30 ítems y seis factores. La consistencia interna de los factores varía según la edad de los participantes, entre 0.64 y 0.68 para los niños, y entre 0.74 y 0.77 para los adolescentes (Rieffe et al., 2008). Además, en los últimos años se ha realizado la validación del instrumento en distintos países, como Francia e Italia (Lahaye et al., 2010; Camodeca y Rieffe, 2013), donde se reprodujo la estructura factorial original formada por seis factores independientes (saturando los distintos ítems en los factores correspondientes), se observó una fiabilidad de los factores entre 0.65 y 0.74, que depende de la edad de los participantes, y se obtuvo una validez criterial adecuada. En España, se ha utilizado el EAQ en estudios con adolescentes entre 13 y 16 años (Rieffe, Villanueva, Adrián & Górriz, 2009), en los que se reprodujo la estructura factorial, y se obtuvo una consistencia interna de los factores entre 0.67 y 0.73. Sin embargo, no se ha realizado la validación con niños de 8-12 años.

Así, a pesar de las investigaciones realizadas en otros países y de la importancia del constructo, no existe un instrumento validado para evaluar la conciencia emocional en niños y adolescentes españoles. Además, es relevante su evaluación, ya que puede ayudar a identificar déficits y desequilibrios emocionales, así como a diseñar y planificar intervenciones (Eastabrook et al., 2014; Lahaye et al., 2013; Muñoz & Bisquerra, 2014; Rowsell et al., 2014).

Teniendo en cuenta lo anteriormente expuesto, el objetivo del presente estudio fue validar la versión española del EAQ, con la finalidad de comprender qué sienten y piensan los niños/as sobre sus emociones y las de los otros. Las hipótesis planteadas fueron: (a) la fiabilidad del instrumento será adecuada; (b) la validez factorial, discriminante y de constructo serán adecuadas; mientras que en la validez criterial se espera que la conciencia emocional se relacione de forma negativa con los estados de ánimo negativos, las quejas somáticas y la inadaptación.

Método

Participantes

Los participantes fueron 1476 niños/as entre 8 y 12 años ($M=9.89$; $DT=1.26$), distribuidos de forma homogénea según sexo (51.9% chicas). Procedentes de 12 centros educativos públicos y concertados situados en la Comunidad Valenciana (España), seleccionados al azar, con un nivel

socioeconómico medio. Existió similitud distribucional en cuanto a sexo, edad, centros y tipo de centro. El muestreo fue estratificado por conglomerados. Los criterios de inclusión fueron niños matriculados entre 3.º y 6.º de educación primaria, voluntarios, cuyos padres autorizaran la participación.

Instrumentos

El Cuestionario de conciencia emocional (EAQ30; Rieffe et al., 2008), es un autoinforme dirigido a niños y adolescentes (8-16 años). Consta de 30 ítems, agrupados en seis factores: Diferenciar emociones, comunicar emociones verbalmente, no esconder emociones, conciencia corporal, atender emociones de otros y análisis de emociones propias. Con una escala de tipo Likert de tres anclajes de respuesta (1 = *nunca*, 2 = *a veces*, 3 = *a menudo*). Las propiedades psicométricas, tanto en niños como en adolescentes fueron aceptables (Rieffe et al., 2008; Górriz, Prado-Gascó, Villanueva, Ordóñez & González, 2013).

El Cuestionario de estados de ánimo (MOOD; Górriz et al., 2013) evalúa la frecuencia de cuatro estados de ánimo: miedo, tristeza, felicidad y enfado, en las últimas cuatro semanas. Está formado por 20 ítems, con tres alternativas de respuesta (1 = *nunca*, 2 = *a veces*, 3 = *a menudo*). Cuatro ítems son de distracción, y no hay ítems inversos. La fiabilidad fue adecuada en estudios previos (Górriz et al., 2013).

El Listado de quejas somáticas (SCL; Jellesma, Rieffe & Meerum-Terwogt, 2007) se utilizó para determinar la frecuencia con la que han experimentado dolor en las últimas cuatro semanas. Está formado por 11 ítems, con tres alternativas de respuesta, *nunca*, *a veces* y *a menudo*, que ofrecen una única puntuación global de la frecuencia. La fiabilidad previa es alta (Jellesma et al., 2007).

El Test Autoevaluativo Multifactorial de Adaptación Infantil (TAMAI; Hernández-Guanir, 2009) evalúa diferentes tipos de inadaptación. En este estudio se han utilizado las escalas personal y social. Está dirigido a edades comprendidas entre 8 y 18 años. El formato de respuesta es dicotómico (0 = *no*, 1 = *sí*), con 170 ítems, indica la presencia o ausencia de cada uno de los enunciados. En todas las escalas, mayores puntuaciones implican niveles más elevados de inadaptación. Este instrumento posee adecuadas propiedades psicométricas (Hernández-Guanir, 2009).

También se recogió el rendimiento académico de los participantes, del cual informó el profesorado, teniendo en cuenta la nota media del curso escolar anterior. Esta pregunta fue evaluada en una escala de cinco puntos teniendo en cuenta el sistema de evaluación español (1 = menos de 5; 2 = entre 5 y 6; 3 = entre 6 y 7; 4 = entre 7 y 9; 5 = más de 9).

Procedimiento

Se siguieron los principios éticos para la investigación con humanos. En primer lugar, se contactó con los colegios, se presentó el estudio a los directores y se obtuvo su permiso. Los niños/as y sus padres recibieron información sobre el estudio, se enfatizó la confidencialidad de los datos. Solo participaron aquellos niños que presentaron autorización escrita. La evaluación se realizó en horario escolar, por los tutores, en dos sesiones de 40 min.

En la traducción se siguieron los estándares metodológicos internacionales recomendados por la *International Test Commission* (ITC) para la correcta adaptación de un instrumento de un idioma a otro (Hambleton, 2001; Muñiz, Elosua & Hambleton, 2013). Se siguieron las siguientes fases:

1. Para la traducción, los ítems del EAQ fueron traducidos del inglés al español, y después nuevamente al inglés, comprobando si coincidían con la versión original. Este proceso fue realizado por dos especialistas y las traducciones fueron después analizadas por varios expertos en el área.
2. Se probó el cuestionario con muestra piloto formada por 720 escolares de entre 9 y 14 años (distinta a la utilizada en la validación), de los cuales el 50.3% eran chicas. Todos procedentes de centros públicos.
3. El cuestionario final se administró a los participantes de la investigación ($N = 1476$).
4. De los participantes ($N = 1476$), se seleccionó una submuestra aleatoria ($N = 600$) sobre los que se volvió a testear la validez del modelo, para no contaminar el resto de datos (Satorra, 2002).
5. Se aplicó el modelo con el total de participantes ($N = 1476$).

El tratamiento estadístico de los datos se realizó mediante el paquete estadístico SPSS v.21 y el EQS (v6.1). Para analizar el acuerdo interjueces se recurrió al programa DELTA (v4.1). Primero, se analizaron los estadísticos descriptivos y las correlaciones entre las dimensiones y a continuación, se procedió al estudio de la fiabilidad y validez del cuestionario.

Resultados

Análisis descriptivo de ítems

Se analizaron los 30 ítems que componen la adaptación de la escala EAQ30. En el anexo se presenta la redacción final de los ítems y, para cada ítem, su media, la desviación típica, la correlación ítem-total, y el alpha de Cronbach si se elimina el elemento. La mayoría de los ítems contribuyen adecuadamente al conjunto de la escala. No obstante, la fiabilidad de la escala (0.62) mejora al eliminar los ítems 26 (0.63) y 30 (0.64), que presentan una correlación baja con el resto de la escala (anexo).

Correlaciones

El siguiente paso que se realizó fue el estudio de las correlaciones entre las dimensiones del instrumento (tabla 1). Se calcularon correlaciones de Spearman dados los anclajes de respuesta de la escala. En general, las correlaciones obtenidas fueron bajas. Así, la mayoría fueron positivas, a excepción de la relación entre no esconder emociones y análisis propias emociones, que fue negativa. Todas las relaciones fueron estadísticamente significativas al nivel de 0.001, a excepción de la relación entre diferenciar emociones con atender emociones de otros, que resultó significativa al 0.05.

Tabla 1 Correlaciones entre los distintos factores que componen el EAQ

	Diferenciar emociones	Comunicar verbalmente	No esconder emociones	Conciencia corporal	Atender emociones de otros	Análisis emociones propias
Diferenciar emociones	(0.52)					
Comunicar verbalmente	0.31	(0.57)				
No esconder emociones	0.27	0.34	(0.55)			
Conciencia corporal	-0.34	-0.20	-0.20	(0.56)		
Atender emociones de otros	0.06*	0.14***	0.17***	0.10***	(0.52)	
Análisis emociones propias	-0.16	0.04***	-0.03***	0.27***	0.39***	(0.50)

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Validez interna

En el estudio de la validez interna, se determinó la adecuación de los datos para realizar un análisis factorial exploratorio (AFE) mediante la prueba Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO=0.838$), y la prueba de esfericidad de Bartlett ($p < 0.01$). Se realizó mediante el método de componentes principales con rotación Varimax. Posteriormente se testeo la validez interna mediante una serie de análisis factorial confirmatorio (AFC), tanto con una muestra piloto como con los participantes del estudio. Los seis factores del AFE explican el 42.35% de la varianza y replican parcialmente la estructura propuesta por los autores, a excepción de los ítems 3, 16, 25, 27 y 30, que saturan en más de un factor o lo hacen en factores que no deben.

Con el objetivo de dotar de mayor robustez los resultados del AFC, que es relativamente independiente de los sujetos considerados, se seleccionó un subconjunto aleatorizado de 600 participantes (Satorra, 2002), sobre el que se testeo la estructura propuesta. Debido a los resultados obtenidos en dicho AFC (modelo 1: EAQ30 original), a los obtenidos en el AFE y en el estudio de la fiabilidad, se decidió reespecificar el modelo eliminando los ítems 16 y 30. Tras lo cual se testeo esta nueva estructura, tanto con un subconjunto (modelo 2: EAQ28) como con el total de los participantes (modelo 3: EAQ28). En todos los casos se utilizó la estimación por máxima verosimilitud (ML) con la corrección robusta de Satorra-Bentler (Bentler, 1995), para comprobar la posible incidencia de la no normalidad de los datos y de los anclajes de respuesta.

Dado que el estadístico χ^2 es muy susceptible al tamaño muestral, se procedió a analizar el ajuste del modelo con otros indicadores, como el ratio entre χ^2 y sus grados de

libertad (los valores inferiores a 5 son aceptables) (Byrne, 1989); los índices de bondad de ajuste robustos como el *Non Normed Fit Index* (NNFI), el *Comparative Fit Index* (CFI) y el *Incremental Fit Index* (IFI), en los cuales valores superiores a 0.90 son indicadores de buen ajuste (Maccallum & Austin, 2000); y el *Root Mean-Square Error of Approximation* (RMSEA), las puntuaciones inferiores a 0.05 se pudieron aceptar como indicador de un ajuste óptimo (Browne & Cudeck, 1993). Los resultados obtenidos (tabla 2) justifican la validez interna del instrumento tras eliminar los ítems 16 y 30 ($\chi^2/gl=0.25$; NNFI=0.90; CFI=0.91; IFI=0.91; RMSEA=0.03).

Validez constructo

Para observar la validez de constructo se recurrió al análisis de la validez convergente y discriminante del cuestionario, utilizando únicamente los resultados obtenidos en el modelo 3. La validez convergente parece adecuada, pues los ítems de los factores están significativa y fuertemente correlacionados con las variables latentes que se suponía que medían. En todos los casos los valores de t son superiores a 3291, lo que indica que cada parámetro es significativamente diferente a cero (Vila, Küster & Aldás, 2000). Las cargas de cada factor promedio son superiores a 0.70 (Hair, Black, Babin, Andersen & Tathan, 2006) y no mejoran al incluir nuevas cargas.

La validez discriminante se analizó mediante el test de la varianza extraída. Para determinar la existencia de validez discriminante es necesario que la raíz cuadrada del análisis de varianza extraída sea superior a la correlación entre los pares de factores considerados (Vila et al., 2000). Los resultados sugieren una adecuada validez discriminante (tabla 1).

Tabla 2 Índices de bondad de ajuste del EAQ30

Modelo	$\chi^2/(gl)$	NNFI	CFI	IFI	RMSEA	α
Modelo 1 EAQ30 ($N=600$)	1.66	0.87	0.89	0.89	0.03	0.66
Modelo 2 EAQ28 ($N=600$)	1.48	0.91	0.93	0.93	0.02	0.69
Modelo 3 EAQ28 ($N=1476$)	0.25	0.90	0.91	0.91	0.03	0.71

NNFI, CFI, IFI ≥ 0.90 ; RMSEA ≤ 0.80 ; S-B χ^2/gl : adecuados ≤ 5 .

Tabla 3 Correlaciones de Spearman entre las dimensiones del EAQ y otras variables evaluadas

	Felicidad	Enfado	Tristeza	Miedo	Rendimiento académico
Diferenciar emociones	0.09***	-0.19***	-0.25***	-0.25***	0.08***
Comunicar verbalmente	0.13	-0.20***	-0.26***	-0.24	-0.01***
No esconder emociones	0.07	-0.18	-0.18	-0.11	0.03
Conciencia corporal	0.02	0.15	0.15	0.21	0.03
Atender emociones de otros	0.22***	-0.14***	-0.19***	-0.08***	0.17***
Análisis emociones propias	0.23	-0.07***	-0.05***	-0.00	0.13***

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Validez contenido

La validez de contenido se estudió a partir de las respuestas dadas por cuatro expertos, cuatro mujeres de tres universidades públicas españolas con amplia experiencia en temas emocionales en niños, contactadas vía e-mail para calcular el acuerdo interjueces se recurrió al índice Kappa ($Kappa = 0.84 - 0.88$; $p < .001$, 95%). Los valores obtenidos sugieren un elevado acuerdo interjueces (Martín & Femia, 2004). Los jueces categorizaron adecuadamente la mayoría de los ítems en su factor de pertenencia, a excepción de los ítems EAQ3, EAQ6, EAQ12, EAQ20, EAQ23, EAQ24, EAQ25, EAQ29, que fueron mal categorizados por uno de los jueces. Dado que el resto de los jueces los categorizaron adecuadamente, no se eliminó ninguno de los ítems.

Análisis de fiabilidad

Con el objetivo de estudiar la fiabilidad de la escala, tanto para el conjunto como para los factores que la componen, se recurrió al índice alpha de Cronbach. En cuanto a los factores, los resultados fueron: diferenciar emociones ($\alpha = 0.50$), que mejora hasta 0.65 al eliminar el ítem 30; comunicar verbalmente, ($\alpha = 0.59$); no esconder emociones, ($\alpha = 0.61$), que mejora hasta 0.62 eliminando el ítem 3; conciencia corporal ($\alpha = 0.63$); atender emociones de otros, ($\alpha = 0.65$); y análisis propias emociones, ($\alpha = 0.63$) (anexo). A continuación, se procedió a estudiar la validez del cuestionario, para lo cual se analizó la validez interna, de constructo, de contenido y criterial.

Validez criterio o nomológica

Para determinar la validez criterio o nomológica del instrumento, se analizaron las relaciones del constructo con otros afines; se realizaron correlaciones de Spearman entre las dimensiones del EAQ28, los estados de ánimo (MOOD), las quejas somáticas (SCL), y el rendimiento académico (tabla 3). Se observó que las distintas dimensiones del EAQ28 se relacionan de forma positiva con el rendimiento académico y la felicidad; mientras lo hacen de forma negativa con el miedo, el enfado y las quejas somáticas, las correlaciones significativas ($p < .001$) obtenidas son bajas.

A continuación, se analizaron modelos de regresión en los que los factores del EAQ28 actuaban como predictores de las quejas somáticas (SCL) y las variables de inadaptación -TAMAI- (tabla 4). Los resultados señalan que las dimensiones del EAQ28 (con la excepción no esconder emociones) predijeron un 17% de la varianza de las quejas somáticas, un 21% de la inadaptación personal, y un 16% de la inadaptación

social. Los resultados mejoraron al incluir los cuatro factores del Cuestionario de estados de ánimo (enfado, tristeza, enfado y felicidad), como variables predictoras. Así, la varianza explicada aumenta, oscilando entre un 28% para la inadaptación social y un 38% para las quejas somáticas. En todos los modelos se comprobó el cumplimiento de los supuestos necesarios del modelo de regresión lineal (Field, 2009). Con base en los resultados obtenidos, la validez criterio o nomológica parece demostrada.

Análisis diferenciales

Por último se analizaron las diferencias según sexo y edad. Los resultados señalan que las chicas obtienen puntuaciones mayores en conciencia corporal [$t(1442) = 6.34$, $p < .001$], (Cohen's $d = 0.33$; effect size correlation, ($r_{Y1} = 0.17$), atender emociones de otros [$t(1442) = 6.59$, $p < .001$], (Cohen's $d = 0.35$; $r_{Y1} = 0.17$) y análisis emociones propias [$t(1442) = 3.03$, $p < .01$], (Cohen's $d = 0.16$; $r_{Y1} = 0.08$). Y que los chicos de 12 años tienen puntuaciones mayores en diferenciar emociones [$t(1409) = -4.73$, $p < .001$], (Cohen's $d = -0.25$; $r_{Y1} = .13$), comunicar verbalmente [$t(1409) = -2.72$, $p < .01$], (Cohen's $d = -0.15$; $r_{Y1} = 0.07$) y atender emociones de otros [$t(1409) = -2.88$, $p < .01$], (Cohen's $d = -0.15$; $r_{Y1} = 0.08$) 756. El tamaño del efecto fue bajo en todos los casos.

Discusión

La relevancia de esta investigación radica en la adaptación de un autoinforme para evaluar la conciencia emocional en niños y adolescentes en lengua española. El cuestionario se destaca por haber sido diseñado específicamente para población infantil y juvenil (teniendo en cuenta su desarrollo y sus habilidades), y haber demostrado su validez y utilidad en otros países (Camodeca & Rieffe, 2013; Lahaye et al., 2010; Rieffe et al., 2008).

Con respecto a la primera hipótesis, referente a la fiabilidad de la escala, señalar que el análisis descriptivo de los ítems indica que estos contribuyen adecuadamente al conjunto de la escala, a excepción de los ítems 16 (factor 4) y 30 (factor 1). Las correlaciones fueron bajas y no todos los factores se relacionan entre sí, igual que en estudios previos (Camodeca & Rieffe, 2013; Lahaye et al., 2010; Rieffe et al., 2008). Ya que teóricamente, los distintos factores corresponden con aspectos de la conciencia emocional independientes entre sí, aunque habría que continuar explorando la posibilidad de factores de segundo orden, o cierto componente de la conciencia emocional común en algunos aspectos. Sobre la fiabilidad de los factores han sido más bajas

Tabla 4 Análisis de regresión para los factores del EAQ sobre las quejas somáticas y dos medidas de inadaptación (personal y social)

Variables predictoras	Variables criterio		
	SCL	TAMAI	
	Quejas somáticas R ² adj= .38 F = 125.05 B	Inadaptación personal R ² adj= .36 F = 80.05 B	Inadaptación social R ² adj= .28 F = 69.91 B
EAQ			
Diferenciar emociones	-0.14***	-0.13***	-0.06***
Comunicar verbalmente	-	-0.11***	-0.09***
No esconder emociones	-	-0.06***	-0.06***
Conciencia corporal	0.12***	0.07***	-
Atender emociones de otros	-	-0.09***	-0.17***
Análisis emociones propias	-0.08***	-0.09***	-0.08***
MOOD			
Felicidad	-0.16***	-0.19***	-0.15***
Enfado	0.12***	0.06***	0.24***
Tristeza	0.23***	0.14***	-
Miedo	0.17***	0.17***	-0.08***

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

que en estudios previos (Camodeca & Rieffe, 2013; Lahaye et al., 2010; Rieffe et al., 2008) y han mejorado con la eliminación de ítems. Sin embargo, hay que tener en cuenta la edad de los participantes, ya que a menor edad menor es la fiabilidad observada, debido al patrón de desarrollo de la conciencia emocional (Rieffe et al., 2008, 2009).

En cuanto a la segunda hipótesis referida a la validez del instrumento, en general los resultados obtenidos han sido satisfactorios. La validez interna se mostró adecuada y el AFE explicó el 42.35% de la varianza explicada. Como en otros países (Camodeca & Rieffe, 2013; Lahaye, 2010), los resultados del AFC indican índices de bondad de ajuste satisfactorios, mejorando el modelo al reespecificarlo. Con el objetivo de optimizar los resultados, y conservar la estructura original propuesta, tan solo se eliminaron dos ítems (16 y 30). Por lo tanto, no se pudo replicar por completo la estructura factorial original, tal y como se esperaba (Rieffe et al., 2008). Los resultados de la validez de contenido y de constructo han sido satisfactorios, pues los ítems de los factores están correlacionados con las variables latentes, y se ha observado un elevado acuerdo interjueces. Por último, en cuanto a la validez criterial destacar que la conciencia emocional se relaciona de forma positiva con el rendimiento académico y la felicidad (Qualter et al., 2012; Rieffe & de Rooij, 2012) y de forma negativa con los estados de ánimo negativos (Rieffe & de Rooij, 2012). Por último, la conciencia emocional predice las quejas somáticas y la inadaptación (Oskis et al., 2013; van der Veek et al., 2012) y aumenta la predicción cuando se incorporan los estados de ánimo en el análisis.

Como limitaciones del presente trabajo, señalar que no se ha podido replicar por completo la estructura original propuesta (Rieffe et al., 2008), y que la fiabilidad tanto del cuestionario como de los factores es más baja de lo esperado. En este sentido, sería importante realizar estudios que incluyeran un rango de edad más amplio (de 8

a 18 años) para observar cómo se comportan los resultados (Camodeca & Rieffe, 2013). En investigaciones previas realizadas en otros países la fiabilidad de las escalas era mayor en adolescentes que en niños (Lahaye et al., 2010). Un resultado lógico teniendo en cuenta que las competencias emocionales están en continuo desarrollo hasta los 11-12 años, y que también es a esta edad cuando cognitivamente cuentan con las habilidades necesarias para ponerse en el lugar del otro y comprender las consecuencias de sus actos.

Como se ha puesto de manifiesto anteriormente, la investigación realizada en población infantil es aún escasa, a pesar de las consecuencias personales y sociales que conlleva el desarrollo deficitario de competencias emocionales (Eastbrook et al., 2014; Lahaye et al., 2013; Muñoz & Bisquerra, 2014; Ohl et al., 2013; Rowsell et al., 2014). En este sentido, es interesante la adaptación del EAQ28 a la lengua española que ha mostrado suficiente respaldo empírico como para considerarlo una herramienta útil y práctica para la evaluación de la conciencia emocional en la infancia. En la práctica clínica, el EAQ28 ofrece al profesional información sobre cómo el niño/adolescente siente y piensa, y permite individualizar intervenciones, así como hacer hincapié en aquellas competencias que el menor tiene menos desarrolladas, aunque sería conveniente mejorar sus propiedades antes de utilizarlo para tal finalidad. Por otro lado, en el ámbito de la investigación, la evaluación con el EAQ28 permite profundizar en nuestro conocimiento sobre cómo el desarrollo de la conciencia emocional influye en la adaptación y bienestar de los menores.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Anexo. Análisis de ítems: media (M), desviación típica (DT), correlación ítem-total (r_{jx}) y alfa de Cronbach si se elimina el elemento (α_{-x}) (N = 1476).

Ítems y factores	M	DT	r_{jx}	α_{-x}
Factor 1: diferenciar emociones $\alpha = 0.500$; $\omega = 0.59$ CI [0.56, 0.62]				
1.A menudo estoy confundido o extrañado por lo que estoy sintiendo*	2.45	0.62	0.06	0.62
7.Es difícil saber si me siento triste, enfadado o algo más*	2.38	0.75	0.11	0.62
13.Nunca sé exactamente qué clase de sentimiento estoy sintiendo*	2.28	0.71	0.17	0.61
19.Cuando estoy disgustado, no sé si estoy triste, asustado o enfadado*	2.29	0.76	0.14	0.62
24. A veces estoy disgustado, y no tengo ni idea de por qué*	2.16	0.76	0.12	0.62
29.A menudo no sé por qué estoy enfadado*	2.31	0.75	0.16	0.61
30.No sé cuando algo me va a disgustar o no	2.04	0.78	-0.12	0.64
Factor 2: comunicar emociones $\alpha = 0.585$; $\omega = 0.41$ CI [0.35, 0.46]				
2.Encuentro difícil explicarle a un amigo cómo me siento*	2.10	0.75	0.27	0.60
8.Me cuesta hablar con alguien de cómo me siento*	2.06	0.76	0.21	0.61
14.Puedo explicar fácilmente a un amigo cómo me siento por dentro	1.99	0.75	0.29	0.60
Factor 3: no esconder emociones $\alpha = 0.609$; $\omega = 0.58$ CI [0.54, 0.61]				
3.Las demás personas no necesitan saber cómo me siento*	2.18	0.77	0.23	0.61
9.Cuando estoy disgustado por algo, a menudo me lo guardo para mí mismo*	1.97	0.77	0.19	0.61
15.Cuando estoy enfadado o disgustado, intento esconderlo*	2.16	0.79	0.24	0.61
20.Cuando estoy disgustado, intento no mostrarlo*	1.97	0.79	0.19	0.61
25.Cuando me siento mal, no es asunto de nadie más*	2.21	0.77	0.27	0.60
Factor 4: conciencia corporal $\alpha = 0.630$; $\omega = 0.51$ CI [0.47, 0.55]				
4.Cuando estoy asustado o nervioso, siento algo en la barriga	2.00	0.87	0.09	0.62
10.Cuando estoy disgustado, también puedo notarlo en mi cuerpo	2.15	0.80	0.07	0.62
16.No siento nada en mi cuerpo cuando estoy asustado o nervioso*	2.41	0.77	0.18	0.61
21.Noto mi cuerpo diferente cuando estoy disgustado con algo	2.06	0.81	0.06	0.62
26.Cuando estoy triste, noto mi cuerpo débil	2.09	0.80	-0.02	0.63
Factor 5: atender emociones de otros $\alpha = 0.648$; $\omega = 0.53$ CI [0.48, 0.57]				
5.Es importante saber cómo se sienten mis amigos	2.56	0.66	0.33	0.60
11.No quiero saber cómo se sienten mis amigos*	2.70	0.59	0.36	0.60
17.Si un amigo está disgustado, intento entender por qué	2.66	0.58	0.30	0.60
22.No me importa cómo se sienten mis amigos por dentro*	2.72	0.59	0.29	0.60
27.Por lo general, sé cómo se sienten mis amigos	2.24	0.69	0.28	0.60
Factor 6: análisis propias emociones $\alpha = 0.625$; $\omega = 0.51$ CI [0.46, 0.54]				
6.Cuando estoy enfadado o disgustado, intento saber por qué	2.32	0.72	0.19	0.61
12.Mis sentimientos me ayudan a entender qué ha pasado	2.30	0.69	0.20	0.61
18.Cuando tengo un problema, me ayuda saber cómo me siento ante el problema	2.19	0.70	0.21	0.61
23.Es importante conocer cómo me siento	2.62	0.61	0.24	0.61
28.Siempre quiero saber por qué me siento mal con algo	2.37	0.71	0.19	0.61

* Ítem inverso.

Referencias

- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). *Alternative ways of assessing model fit*. En K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Beverly Hills, CA: Sage.
- Byrne, B. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York, NY: Springer-Verlag.
- Camodeca, M. & Rieffe, C. (2013). Validation of the Italian emotion awareness questionnaire for children and adolescents. *European Journal of Developmental Psychology*, 10(3), 40–409. <http://dx.doi.org/10.1080/17405629.2012.694609>
- Cole, P., Llera, S. & Pemberton, C. (2009). Emotional instability, poor emotional awareness, and the development of borderline personality. *Development and Psychopathology*, 21, 1293–1310. <http://dx.doi.org/10.1017/S0954579409990162>
- Davis, S. & Humphrey, N. (2012). Emotional intelligence predicts adolescent mental health beyond personality and cognitive ability. *Personality and Individual Differences*, 52, 144–149. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2011.09.016>
- Denham, S. (2010). Emotion regulation: now you see it, now you don't. *Emotion review*, 2(3), 297–299. <http://dx.doi.org/10.1177/1754073909357448>
- Eastabrook, J., Flynn, J. & Hollenstein, T. (2014). Internalizing symptoms in female adolescents: associations with emotional awareness and emotion regulation. *Journal of Child*

- and Family Studies., 23, 487–496. <http://dx.doi.org/10.1007/s10826-012-9705-y>
- Extremuera, N., González-Herrero, V., Rueda, P. & Fernández-Berrocal, P. (2012). *Me siento triste ¿y ahora qué hago? Análisis de las estrategias de regulación que utilizan las personas emocionalmente inteligentes.* *Psicología Conductual*, 20(1), 197–209.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using spss*. Londres. Inglaterra: SAGE publications.
- Garner, P. (2010). Emotional competence and its influences on teaching and learning. *Education Psychology Review*, 22, 297–321. <http://dx.doi.org/10.1007/s10648-010-9129-4>
- Górriz, A. B., Prado-Gascó, V. J., Villanueva, L., Ordóñez, A. & González, R. (2013). The MOOD Questionnaire: adaptation and validation of the Spanish version. *Psicothema*, 25(2), 252–257. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2012.201>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E. & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6.^a ed.). New Jersey, NJ: Pearson.
- Hambleton, R. K. (2001). The next generation of the ITC Test translation and adaptation guidelines. *European Journal of Psychological Assessment*, 17, 164–172. <http://dx.doi.org/10.1027//1015-5759.17.3.164>
- Hernández-Guanir, P. (2009). *Test autoevaluativo multifactorial de adaptación infantil (TAMAI)*. Madrid, España: TEA.
- Jellesma, F. C., Rieffe, C. & Meerum-Terwogt, M. (2007). The somatic complaint list: validation of a self-report questionnaire assessing somatic complaints in children. *Journal of Psychosomatic Research*, 63, 399–401.
- Lahaye, M., Luminet, O., van Broeck, N., Bodart, E. & Mikolajczak, M. (2010). Psychometric properties of the emotion awareness questionnaire for children in a french-speaking population. *Journal of Personality Assessment*, 92(4), 317–326. <http://dx.doi.org/10.1080/00223891.2010.482003>
- Lahaye, M., van Broeck, N., Bodart, E. & Luminet, O. (2013). Predicting quality of life in pediatric asthma: the role of emotional competence and personality. *Quality of Life Research*, 22, 907–916. <http://dx.doi.org/10.1007/s11136-012-0194-7>
- Maccallum, R. C. & Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology*, 51, 201–226.
- Martín, A. & Femia, P. (2004). Delta: a new measure of agreement between two raters. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 57, 1–19.
- Muñiz, J., Elosua, P. & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los test: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Muñoz, M. & Bisquerra, R. (2014). Design, implementation and evaluation of an emotional education plan in Guipúzcoa: Quantitative analysis. *EduPsykhé*, 12(1), 3–21.
- Ohl, M., Fox, P. & Mitchell, K. (2013). Strengthening socio-emotional competencies in a school setting: data from the Pyramid project. *British Journal of Educational Psychology*, 83(3), 42–466. <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8279.2012.02074.x>
- Oskis, A., Clow, A., Hucklebridge, F., Bifulco, A., Jacobs, C. & Loveday, C. (2013). Understanding alexithymia in female adolescents: the role of attachment style. *Personality and Individual Differences*, 54(1), 97–102. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2012.08.023>
- Poulou, M. (2014). How are trait emotional intelligence and social skills related to emotional and behavioural difficulties in adolescents? *Educational Psychology*, 34(3), 354–366.
- Qualter, P., Gardner, K. J., Pope, D. J., Hutchinson, J. M. & Whiteley, H. E. (2012). Ability emotional intelligence, trait emotional intelligence, and academic success in British secondary schools: a 5 year longitudinal study. *Learning and Individual Differences*, 22, 83–91. <http://dx.doi.org/10.1016/j.lindif.2011.11.007>
- Rieffe, C. & de Rooij, M. (2012). The longitudinal relationship between emotion awareness and internalizing symptoms during late childhood. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 21, 349–356. <http://dx.doi.org/10.1007/s00787-012-0267-8>
- Rieffe, C., Meerum-Terwogt, M., Petrides, K. V., Cowan, R., Miers, A. C. & Tolland, A. (2007). Psychometric properties of the emotion awareness questionnaire for children. *Personality and Individual Differences*, 43, 95–105.
- Rieffe, C., Oosterveld, P. & Meerum-Terwogt, M. (2006). An alexithymia questionnaire from children: Factorial and concurrent validation results. *Personality and Individual Differences*, 40, 123–133.
- Rieffe, C., Oosterveld, P., Miers, A. C., Meerum-Terwogt, M. & Ly, V. (2008). Emotion awareness and internalizing symptoms in children and adolescents: The Emotion Awareness Questionnaire revised. *Personality and Individual Differences*, 45, 756–761.
- Rieffe, C., Villanueva, L., Adrián, J. E. & Górriz, A. B. (2009). Quejas somáticas, estados de ánimo y conciencia emocional en adolescentes. *Psicothema*, 21(3), 459–464.
- Roberton, T., Daffern, M. & Bucks, R. (2012). *Emotion regulation and aggression. Aggression and Violent Behavior*, 17, 72–82.
- Rowell, H. C., Ciarrochi, J., Heaven, P. & Deane, F. (2014). The role of emotion identification skill in the formation of male and female friendships: A longitudinal study. *Journal of Adolescence*, 37, 103–111. <http://dx.doi.org/10.1016/j.adolescence.2013.11.005>
- Satorra, A. (2002). Asymptotic robustness in multiple group linear-latent variable models. *Econometric Theory*, 18, 297–312.
- Saarni, C. (2000). Emotional competence. a developmental perspective. En 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. 68–91). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Van der Veek, S., Nobel, R. & Derkx, H. (2012). The relationship between emotion awareness and somatic complaints in children and adolescents: Investigating the mediating role of anxiety and depression. *Psychology and Health*, 0, 1–16. <http://dx.doi.org/10.1080/08870446.2012.685738>
- Veirman, E., Brouwers, S. & Fontaine, J. (2011). The assessment of emotional awareness in children. *European Journal of Psychological Assessment*, 27(4), 265–273. <http://dx.doi.org/10.1027/1015-5759/a000073>
- Vila, N., Küster, I. & Aldás, J. (2000). Desarrollo y validación de escalas de medida en marketing. Quaderns de treball. Facultat d'Economia. Universitat de Valencia. n.º 104.
- Villanueva, L. & Górriz, A. B. (2014). *La conciencia emocional y su relación con el bienestar infantil*. En R. González, & L. Villanueva (Eds.), *Recursos para educar en emociones. De la teoría a la acción* (pp. 151–201). Madrid: Pirámide.