

Adaptación del Empathy Quotient (EQ) en una muestra española

Adaptation of the Empathy Quotient (EQ) in a Spanish sample

Iratxe Redondo

Universidad del País Vasco (UPV/EHU), Bilbao, España

David Herrero-Fernández

Universidad Europea del Atlántico, Santander, España

Recibido (26 de septiembre de 2017) Aceptado (29 de mayo de 2018)

Resumen

El objetivo de este estudio consistió en adaptar el cuestionario autoaplicado Empathy Quotient en población española. El cuestionario se aplicó a 471 estudiantes universitarios. Los análisis psicométricos mostraron un buen ajuste para una estructura factorial de 23 ítems en tres dimensiones, similar a la propuesta por otros autores. Además se encontraron valores adecuados de consistencia interna, así como correlaciones con otras medidas de empatía y de desempeño emocional. Se concluye que el EQ es una medida fiable y válida para evaluar empatía en muestras no clínicas, aunque se recomienda realizar una validación con una muestra más grande y heterogénea e incluir alguna medida de fiabilidad test-retest y de ejecución.

Palabras clave: empatía, cuestionario, medición, fiabilidad, muestra española

Abstract

The aim of the study consisted of adapting the self-report questionnaire Empathy Quotient to the Spanish population. A sample of 471 university students answered the questionnaire. The psychometric analysis showed a good fit for 23-item three factor model, similar to those proposed by other authors. Furthermore, the internal consistency was adequated and correlations with other empathy and emotional measures were found. In conclusion, EQ is a reliable and valid measure to evaluate empathy in non clinical samples, but a validation with a larger and more heterogeneous sample is recommended, together with test-retest and execution measures.

Keywords: empathy, questionnaire, measure, reliability, Spanish sample

Correspondencia: Iratxe Redondo Rodríguez, Escuela Universitaria de Magisterio de Bilbao. Barrio Sarriena s/n, despacho: 2S06B 48940 Leioa, Bizkaia, Número de teléfono: 0034 62904905, Mail: iratxe.redondo@ehu.eus

Nota del autor: Este estudio fue financiado con una beca del Departamento de Educación, Política Lingüística y Cultura del Gobierno Vasco (BFI-2010-294).

Introducción

La evaluación de las variables que subyacen al comportamiento prosocial resulta de gran relevancia para la investigación en el campo de la salud mental y la psicopatología. A este respecto, la empatía se considera un componente principal para el desarrollo de interacciones interpersonales adecuadas (De Vignemont & Singer, 2006), y los estudios demuestran que la falta de ésta y sus dificultades se asocian a trastornos mentales tales como el trastorno de personalidad antisocial y la psicopatía (Van Langen, Wissink, Van Vugt, Van der Stouwe & Stams, 2014), los trastornos del espectro autista (Bons et al., 2013), el trastorno bipolar (Gálvez, Thommi & Ghaemi, 2011) y los trastornos de alimentación (Adenzato, Todisco & Ardito, 2012). Actualmente aunque el interés por la investigación sobre empatía sigue vigente y va en aumento, existe una gran escasez de instrumentos para su evaluación, especialmente adaptados a la lengua española (De Albéniz, De Paúl, Alvarez, Montes & Etxebarria, 2003).

Una de las medidas más útiles y empleadas a nivel internacional es el Empathy Quotient (EQ; Baron-Cohen & Wheelwright, 2004). Sin embargo, dado que ésta no se encuentra actualmente validada en nuestro país, el principal objetivo de este estudio consistió en adaptar el EQ al español analizando su estructura factorial así como su ajuste y propiedades psicométricas.

El EQ se enmarca dentro de la línea que considera la empatía un constructo de naturaleza multidimensional que incluye un componente cognitivo y otro afectivo difíciles de separar entre sí (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004). El primero implica la capacidad de atribuir o captar estados mentales (pensamientos y sentimientos) en el otro (S. Baron-Cohen, 1997), mientras que el segundo, se centra en la capacidad de dar una respuesta emocional apropiada a los mismos. En este sentido, y tal como apuntan sus autores, el EQ pretende evaluar la empatía definida como “la habilidad o empuje a atribuir estados mentales a otras personas u animales, incluyendo también la capacidad de dar una respuesta afectiva apropiada” (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004, p. 168).

El EQ es un cuestionario breve, accesible y de rápida y fácil corrección. Se diseñó específicamente para ser aplicado en contextos clínicos evaluando la falta de empatía como rasgo psicopatológico, así como para detectar diferencias sutiles en el nivel de empatía de la población general y captar diferencias de género en dicho constructo. El test está formado por 60 ítems que puntúan y otros 20 “de relleno”, incluidos con el fin de distraer el foco de atención las preguntas que valoran la empatía. Existen 4 tipos de respuesta: “Desacuerdo total”, “Desacuerdo parcial”, “Acuerdo parcial”, “Acuerdo total” (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004).

La versión original inglesa del EQ ya ha sido validada en

Japón (Wakabayashi et al., 2007), Francia (Berthoz, Wessa, Kedia, Wicker & Grezes, 2008) y Corea (Kim & Lee, 2010), y ha mostrado su adecuación para evaluar la empatía tanto en muestras clínicas como no clínicas. Además, al igual que en la versión original, diversos estudios en los que se ha empleado el EQ, han informado de diferencias entre hombres y mujeres en empatía (Carroll & Chiew, 2006; Davis, 1994; Muncer & Ling, 2006; Wakabayashi et al., 2007; Wheelwright et al., 2006), con puntuaciones más altas para las mujeres. Algunos estudios han mostrado también su validez de constructo y validez convergente, ya que se han hallado correlaciones con las subescalas del IRI (Lawrence, Shaw, Baker, Baron-Cohen & David, 2004; Preti et al., 2011), con el RMET (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004; Lawrence et al., 2004) y con el TAS-20 (Lombardo, Barnes, Wheelwright & Baron-Cohen, 2007; Preti et al., 2011).

Sin embargo, actualmente, existen algunas discrepancias acerca de la composición factorial del EQ. Así, en la mayoría de los estudios de validación llevados a cabo hasta la fecha, los ítems del EQ se han distribuido en 3 factores principales (Berthoz et al., 2008; Kim & Lee, 2010; Lawrence et al., 2004; Muncer & Ling, 2006) que tienen cierta correspondencia con la aproximación teórica de la empatía expuesta previamente. El primer factor, “Empatía Cognitiva” (EC), incluye ítems que miden la captación de estados afectivos tales como “*puedo darme cuenta si alguien enmascara sus verdaderos sentimientos*”, estados epistémicos “*me resulta fácil ponerme en el lugar de otra persona*” y estados basados en el deseo “*enseguida me doy cuenta de qué quiere hablar la otra persona*”. El segundo factor, “Reactividad Emocional” (RE), refleja la tendencia a tener una reacción emocional en respuesta a los estados mentales del otro, por ejemplo “*ver a la gente llorar no me pone triste*”. Por último, el tercer factor, “Habilidades Sociales” (HS), engloba ítems que se refieren al uso espontáneo de estas habilidades, y/o a la falta de comprensión intuitiva de situaciones sociales, por ejemplo “*a menudo me es difícil juzgar si alguien es maleducado o educado*” (Lawrence et al., 2004).

Esta estructura trifactorial apareció por primera vez en el estudio de Lawrence et al., (2004) e incluyó 28 ítems de los 40 originales; más recientemente, ha sido ratificada por Berthoz et al., (2008) mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Por su parte, Muncer & Ling (2006) encontraron también una solución de 3 factores formados por 15 ítems tras probar la unidimensionalidad de la escala sin éxito, y Kim y Lee (2010) también confirmaron esta última estructura trifactorial en su muestra coreana. Sin embargo, Allison, Baron-Cohen, Wheelwright, Stone & Muncer (2011), combinando un AFC con un análisis Rasch, hallaron que 26 de los ítems del EQ ajustaban en una única dimensión, algo que también comprobaron que hacían los ítems del modelo propuesto por Lawrence et al., (2004) y

por Muncer & Ling, (2006).

Sobre la base de lo previamente expuesto para adaptar el instrumento se persiguieron los siguientes objetivos específicos:

1. Analizar la estructura factorial del test en una muestra española mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el fin de clarificar la adecuación de los ajustes unidimensionales y trifactoriales propuestos por los diferentes autores.
2. Evaluar otros parámetros de fiabilidad y validez (alfa de Cronbach y correlaciones con otras medidas que miden constructos similares) para explorar sus propiedades psicométricas.
3. Evaluar la posible existencia de diferencias entre hombres y mujeres en las puntuaciones del EQ, tal como se ha mostrado en otros estudios.

Método

Participantes

Un total de 471 estudiantes universitarios procedentes de la Universidad del País Vasco (UPV) y de la Universidad de Deusto de Bizkaia seleccionados mediante muestreo incidental participaron en el estudio. En relación al sexo, el 74.4% fueron mujeres y el 25.6% hombres. Las edades estuvieron comprendidas entre los 17 y los 30 años con una media de 20.0 ($DT=2.05$). Todos los participantes pertenecían a un nivel socioeconómico de rango medio y el 97.3% eran de nacionalidad española. Con respecto a la composición familiar, el 85.2% provenían de familias nucleares, el 10.2% de familias con padres separados o divorciados, y en el 4.6% de familias, alguno de los progenitores había fallecido.

Instrumentos

Además del Empathy Quotient (EQ; Baron-Cohen y Wheelwright, 2004) se aplicaron los siguientes cuestionarios:

Subescala Toma de Perspectiva (TP) de la adaptación al español del *Interpersonal Reactivity Index (IRI)* (Davis, 1980). Esta subescala comprende 7 ítems que reflejan la tendencia o habilidad de los sujetos para adoptar la perspectiva y punto de vista de otras personas. Incluye afirmaciones como por ej., “A veces encuentro difícil ver las cosas desde el punto de vista de otros” o “A veces, intento entender mejor a mis amigos imaginando cómo ven las cosas desde su perspectiva”. Cada ítem se evalúa con una escala tipo Likert de cinco puntos (1= No me describe bien; 5= Me describe muy bien). El IRI mostró buenas propiedades psicométricas tanto en su versión original (Davis, 1980; Davis & Franzoi, 1991; Riggio, Tucker & Coffaro, 1989), como en la adaptación al castellano (Pérez-Albéniz, De Paúl,

Etxeberría, Montes & Torres, 2003). En esta última, los valores alfa de Cronbach para todas las subescalas oscilaron entre .67 y .80, adquiriendo la subescala TP un valor de .74. Asimismo, la estructura factorial previa fue también confirmada obteniéndose buenos índices de ajuste. La validez convergente y discriminante para la subescala PT se puso de manifiesto, encontrándose correlaciones estadísticamente significativas ($r=.38$, $p<.001$) con las puntuaciones en el Hogan Empathy Scale (HES; Hogan, 1969). En este estudio el alfa de Cronbach de la escala fue de .69.

El “*Reading the Mind in the Eyes Test Revised Version*” (RMET; Baron-Cohen, Wheelwright, Hill, Raste & Plumb, 2001) es una versión revisada y modificada de la original publicada por primera vez por Baron-Cohen, Wheelwright & Jolliffe (1997) y se trata de un test avanzado destinado a evaluar la Teoría de la Mente. Concretamente, intenta determinar la capacidad del sujeto para ponerse en la mente de otra persona y sintonizar con su estado mental permitiendo a diferencia de otras construidas con este fin, detectar las disfunciones sutiles en esta capacidad.

El test incluye 36 fotografías de la región de los ojos de un número equivalente de hombres y mujeres, donde el sujeto debe hacer una elección forzada de entre 4 palabras que se le presentan. El test incluye además un glosario con todos los términos que los sujetos pueden consultar para que los posibles problemas de comprensión no afecten al reconocimiento de la emoción propiamente dicha.

El RMET ha sido utilizado ampliamente en diversos estudios tanto en muestras clínicas como no clínicas (Baron-Cohen et al., 2001; Richell et al., 2003; Sharp & Romero, 2007), y ha sido validado con población turca (Yildirim et al., 2011), italiana (Vellante et al., 2013) y francesa (Prevost et al., 2014). El test ha mostrado una solución unifactorial (Vellante et al., 2013) una consistencia interna de .65 y una fiabilidad test retest medida a través del coeficiente de correlación interclase de .83. En este estudio el valor de alfa de Cronbach fue de .50.

Escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20) (Bagby, Parker & Taylor, 1994). La versión española de la Escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20; Bagby et al., 1994) está compuesta por 3 subescalas: (a) Dificultad para identificar emociones y diferenciarlos de sensaciones corporales o fisiológicas (DIF, por ej., “a menudo estoy confuso con las emociones que estoy sintiendo”); (b) Dificultades en la expresión verbal de las emociones (DEF, por ej., “me es difícil encontrar las palabras correctas para mis sentimientos”) y (c) Estilo de pensamiento orientado hacia detalles externos (EOT, por ej., “prefiero dejar que las cosas sucedan solas, mejor que preguntarme por qué suceden de ese modo”). El instrumento consta de 20 preguntas con cinco opciones de respuesta (1= Muy en desacuerdo; 5= Muy de acuerdo), siendo las mayores puntuaciones las que muestran mayores niveles de alexitimia. La versión española del TAS-20

(Martínez-Sánchez, 1996) ha mostrado propiedades psicométricas muy similares a las de la versión original, con una alta consistencia interna (alfa de Cronbach=.78) y una buena fiabilidad test-retest ($r=.71$, $p<.001$) en un periodo de 19 semanas. En el caso del estudio que se presenta, alfa mostró un coeficiente de .83.

Procedimiento

En primer lugar, el estudio recibió su aprobación por el Comité Ético de la Universidad de Deusto. La muestra no clínica se obtuvo de diferentes centros universitarios de la Comunidad Autónoma Vasca. Para ello se envió un email informativo a cada centro explicando la naturaleza y objetivos del mismo, y tras conseguir la aprobación por parte de algunos, se acudió a ellos para pedir la colaboración de los estudiantes. La investigadora les explicó que se trataba de un estudio sobre familia, emociones y salud en universitarios, haciendo hincapié en el carácter voluntario, anónimo y confidencial del mismo, respetando así los procedimientos éticos recogidos en la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013). De todos los estudiantes, sólo 2 rechazaron tomar parte él. Asimismo, los participantes tuvieron la oportunidad de preguntar sus dudas acerca de la cumplimentación de las pruebas.

El EQ fue presentado junto con las medidas descritas previamente y otras que no se emplearon para esta validación. Los ítems del EQ se tomaron de la versión traducida de los mismos publicada por el Autism Research Centre (ARC), University of Cambridge en su web (para más información consultar web ARC: http://www.autismresearchcentre.com/arc_tests), que cuenta con la aprobación de los propios autores del test, y que se construyó con propósitos de investigación (Allison et al., 2011).

Asimismo, en este estudio las respuestas se puntuaron siguiendo una escala likert de 1 a 4 en los ítems directos, e invirtiendo estos valores en los ítems indirectos. La decisión se tomó con el fin de aumentar la sensibilidad de las respuestas obtenidas, dado que en la versión original las respuestas “Desacuerdo total” y “Desacuerdo parcial” obtienen indistintamente 0 puntos en los ítems directos, al igual que las de “Acuerdo parcial” y “Acuerdo total” en los indirectos (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004; Lawrence et al., 2004).

Análisis de datos

El análisis de datos se llevó a cabo en tres pasos. El primero consistió en realizar un análisis factorial confirmatorio (AFC) para comprobar la estructura factorial original del EQ, así como la estructura unifactorial (más parsimoniosa) propuesta por otros autores. Los análisis se llevaron a cabo

con el programa Lisrel 8.80 (Jöreskog & Sörbom, 1997) siguiendo el método de mínimos cuadrados ponderados diagonales (DWLS) para la estimación de parámetros. Este es el método más recomendado cuando la normalidad multivarida no está garantizada, como en el caso de los ítems con escala Likert (Míndrila, 2010). Los resultados se interpretaron empleando el ajuste global del modelo, a través de los siguientes índices: el cociente entre χ^2 y los grados de libertad, que debe ser menor de 3 para poder aceptar el ajuste del modelo (Carmines & MacLver, 1981); el *Root Mean Squared Error of Approximation* (RMSEA), que ha de ser menor de .08 (Browne & Cudeck, 1992) y el *Comparative Fit Index* (CFI), el *Non-Normed Fit Index* (NNFI) y el *Non-Normed Fit Index* (NNFI), que han de ser superiores a .90 (Bentler & Bonett, 1980). Además del ajuste del modelo, se analizaron los coeficientes lambda y se eliminaron aquellos ítems cuya carga factorial era menor de .20. Una vez que se obtuvo el modelo final, se analizó la consistencia interna de los factores utilizando el coeficiente de fiabilidad de constructo, que se considera superior al índice alfa de Chronbach cuando el número de ítems es reducido.

El segundo paso consistió en hallar la validez convergente empleando correlaciones r de Pearson entre los factores del EQ, la subescala TP del IRI, el RMET y el TAS-20. Por último, en un tercer paso se evaluaron las diferencias de género en las puntuaciones del EQ mediante la *Prueba t* incluyendo la significación estadística y el tamaño de efecto (d de Cohen). El tamaño de efecto se calculó siguiendo los parámetros establecidos por Cohen (1988) de acuerdo a los cuales los tamaños de efecto menores que 0.20 se consideran pequeños, los menores de .50 se consideran medios y los mayores de 0.80 grandes.

Resultados

En primer lugar se llevó a cabo un AFC con la versión de 28 ítems del EQ. Los resultados mostraron un ajuste satisfactorio en un modelo de 3 factores excepto para el primer índice: $\chi^2/df=3.30$; RMSEA = .073 (90% I.C.: .068 – .078); CFI = .91; NNFI = .90; GFI = .92. Se observó que algunos de los ítems (todos ellos pertenecientes al factor 2, tenían una carga factorial menor de 0,20, por lo que estos fueron eliminados y el AFC se realizó de nuevo con los 23 ítems restantes. En este caso, todos los índices mostraron un buen ajuste: $\chi^2/df=2.76$; RMSEA = .064 (90% I.C.: .058–.070); CFI = .95; NNFI = .95; GFI = .95. Esta segunda estructura factorial tuvo un ajuste significativamente mejor que la primera $\chi^2(120)=519.86$, $p < .001$. A continuación se comprobó la hipótesis de una solución unifactorial con 23 ítems, con la que no se obtuvieron buenos resultados,

$\chi^2/df=4.00$; RMSEA = .083 (90% I.C.: .077 – .088); CFI=.91; NNFI=.91; GFI=.94. Nuevamente se verificó que la estructura en 3 factores con 23 ítems tenía un ajuste significativamente mejor que la de un único factor $\chi^2(3)=292.61, p < .001$.

Seguidamente se analizó el ajuste factorial de la versión de 15 ítems que obtuvieron Kim & Lee (2010). En este caso, no se obtuvo un ajuste correcto a los datos, ni en el caso de la versión trifactorial, $\chi^2/df=4.59$; RMSEA = .091 (90% I.C.: .082 – .100); CFI = .85; NNFI = .83; GFI = .92, ni en el de la

versión unifactorial, $\chi^2/df=4.00$; RMSEA = .083 (90% I.C.: .077 – .088); CFI = .91; NNFI = .91; GFI = .94.

Una vez confirmada la estructura de 23 ítems en tres factores, se analizó su consistencia interna. Los resultados fueron satisfactorios, tal como se puede apreciar en la tabla 1, donde aparecen estos junto con los estadísticos descriptivos, las cargas factoriales y los errores de estimación. Como puede observarse, las puntuaciones medias oscilaron entre 2.43 (ítem 21) y 3.77 (ítem 7). En general la asimetría osciló entre ± 1.5 , excepto en los ítems 7, 8 y 31.

Tabla 1. *Estadísticos descriptivos (Media, Desviación Típica, Asimetría, Carga Factorial, Error de Estimación y Correlaciones ítems-escala total) de los ítems y factores del EQ.*

Ítem / Factor	M	DS	As.	Carga Factorial	Error de Estimación	Correlaciones ítem-total
EC. Empatía Cognitiva (FC = .90)	32.81	5.22	-0.05	-	-	-
1. Me puedo dar cuenta fácilmente si alguien quiere entrar en una conversación	3.19	0.73	-0.62	.62	.62	.51
11. Capto rápidamente cuando alguien dice algo, pero quiere decir otra cosa	2.97	0.79	-0.40	.59	.65	.50
14. Soy bueno/a prediciendo cómo se sentirá alguien	2.92	0.77	-0.29	.81	.34	.68
15. Puedo reconocer enseguida cuando, en un grupo de gente, alguien se siento raro/a o incómodo/a	3.13	0.73	-0.42	.74	.45	.63
22. La gente me dice que soy bueno/a comprendiendo cómo se siente y qué están pensando	3.03	0.79	-0.55	.62	.62	.40
26. Puedo decir fácilmente si alguien está interesado/a o aburrido/a con lo que estoy diciendo	3.15	0.69	-0.29	.60	.64	.44
29. Puedo sentir cuándo estoy siendo poco discreto/a sin necesidad de que me lo digan	3.06	0.73	-0.38	.47	.78	.37
34. Sintonizo rápida e intuitivamente con cómo se siente otra persona	2.96	0.68	-0.04	.83	.30	.68
35. Enseguida me doy cuenta de qué quiere hablar la otra persona	2.91	0.74	-0.30	.72	.49	.62
36. Puedo darme cuenta si alguien enmascara sus verdaderos sentimientos	2.81	0.72	-0.16	.65	.58	.55
37. Soy bueno/a prediciendo qué hará la gente	2.69	0.77	0.77	.67	.55	.58
Reactividad Emocional (FC = .63)	18.84	2.75	-0.42	-	-	-
3. Realmente me agrada cuidar de otras personas	3.14	0.77	-0.57	.39	.85	.37
13. Me resulta fácil ponerme en el lugar de otra persona	2.90	0.85	-0.46	.58	.66	.26
27. Me pongo triste si veo en las noticias gente sufriendo	3.15	0.84	-0.55	.23	.95	.28

Ítem / Factor	M	DS	As.	Carga Factorial	Error de Estimación	Correlaciones ítem-total
28. Mis amigos/as suelen contarme sus problemas porque dicen que soy muy comprensivo/a	3.12	0.76	-0.50	.80	.36	.40
31. La gente me dice a menudo que soy insensible, aunque no entiendo siempre por qué	3.59	0.72	-1.76	.24	.94	.29
39. Tiendo a involucrarme emocionalmente en los problemas de mis amigos	2.94	0.82	-0.41	.54	.71	.39
HHSS. Habilidades Sociales (FC=.64)	18.44	2.80	-0.20	-	-	-
2. Cuando otros no me entienden a la primera, me cuesta explicarles las cosas que para mí son fáciles de entender	2.92	0.92	-0.49	.35	.88	.29
4. Me resulta difícil saber qué debo hacer en situaciones sociales	3.08	0.85	-0.65	.57	.68	.43
7. La amistad y las relaciones sociales son tan difíciles para mí que tiendo a no darles importancia	3.77	0.55	-2.75	.37	.86	.25
8. A menudo me resulta difícil juzgar si alguien es maleducado o educado	3.52	0.74	-1.54	.27	.93	.20
21. No suelo encontrar las situaciones sociales confusas	2.43	0.97	0.19	.57	.68	.37
37. No necesito pensar conscientemente las normas sociales de cada situación	2.72	0.86	-0.05	.71	.50	.34

Nota. M: Media; DT: Desviación Típica; AS: Asimetría; FC = Fiabilidad del Constructo

Tabla 2. *Correlaciones entre EQ total y sus factores, y diferentes medidas relacionadas con variables emocionales (Empatía, Teoría de la mente emocional y Alexitimia).*

	1	2	3	4	5	6	7
1. EQ Empatía Cognitiva (EC)	-						
2. EQ Reactividad Emocional (RE)	.30*	-					
3. EQ Habilidades Sociales (HS)	.34*	.26*	-				
4. EQ Total	.83*	.71*	.62*	-			
5. Subescala Toma Perspectiva IRI	.29*	.37*	.26*	.42*	-		
6. RMET	.14*	.14*	.19*	.20*	.08	-	
7. TAS-20	-.30*	-.35*	-.53*	-.50*	-.32*	-.16*	-

Nota. * $p < .001$

En segundo lugar se analizó la validez convergente y divergente. Los resultados se muestran en la tabla 2. Como puede observarse los tres factores del EQ correlacionaron positivamente entre sí, al igual que con la subescala IRI y con el RMET. Por el contrario, y tal como se esperaba, se asociaron negativamente con la variable TAS-20.

Por último se analizaron las diferencias de género en las puntuaciones del EQ. Los resultados mostraron

diferencias estadísticamente significativas sólo en la subescala Reactividad Emocional, $t(458)=-5.21, p < .001, d=-0.56$, donde las mujeres puntuaron más alto que los hombres ($M=15.69; SD=2.45$). Sin embargo, no se hallaron diferencias de género ni en Empatía Cognitiva, $t(447)=0.68, p = .496$, ni en Habilidades Sociales, $t(458)=1.26, p = .208$, ni en el total de la escala, $t(439)=-0.77, p = .440$.

Discusión

El objetivo de este estudio fue examinar la fiabilidad, validez y estructura factorial del EQ. El EQ mostró valores correctos para la fiabilidad de constructo (FC), especialmente en lo referido a la escala Empatía Cognitiva (EC). El análisis factorial confirmatorio realizado ofreció un buen ajuste para un modelo de 23 ítems distribuidos en 3 factores, coincidiendo así con la propuesta de otros autores (Lawrence et al., 2004; Muncer & Ling, 2006) sobre la composición trifactorial del test.

El análisis detallado de las intercorrelaciones de los factores del EQ reveló que todos ellos mostraron correlaciones significativas y de alta magnitud con EQ Total, siendo el EQ-HS en que tuvo una asociación más baja, tal como también han apuntado otras investigaciones (Berthoz et al., 2008). En cuanto a las correlaciones entre los factores, todas ellas oscilaron alrededor de valores de .30, preservando así su validez discriminante.

Por otro lado, las correlaciones entre las puntuaciones del EQ con otras medidas de empatía y de desempeño emocional (Subescala Toma Perspectiva del IRI, RMET y TAS-20) demostraron la validez de constructo y convergente del test. Al igual que en otros estudios (Lawrence et al., 2004; Preti et al., 2011) el EQ Total mostró una correlación moderada y de similar magnitud a la hallada por esos autores con la Subescala Toma Perspectiva IRI. Cabe destacar que entre los factores del EQ, fue el EQ-RE el que obtuvo una mayor correlación con la Subescala Toma Perspectiva IRI y no con EQ-EC como cabía esperar. Una posible explicación a este hecho podría ser que el factor EQ-RE, al igual que Subescala Toma Perspectiva IRI, también contiene algunos ítems que se refieren a la captación de la perspectiva del otro o capacidad de “descentramiento” tales como “me resulta fácil ponerme en el lugar de otra persona”, o “la gente me dice a menudo que soy insensible, aunque no entiendo siempre por qué” y no sólo a tendencia a dar una respuesta emocional a los estados mentales de los demás. Por otro lado, aunque el factor EQ-EC recoge los aspectos más “cognitivos” de la empatía es menos específico que Subescala Toma Perspectiva del IRI para este fin, tal como se ha descrito en el apartado de introducción y como ya han señalado algunos autores (Lawrence et al., 2004).

La puntuación media del RMET correlacionó de forma significativa con la del EQ Total y todos sus factores, aunque la fuerza de la asociación fue baja. Estos datos son coincidentes con los de otros estudios que también emplearon el RMET (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004; Lawrence et al., 2004). Dado que RMET puede considerarse una medida implícita y objetiva que evalúa aspectos empáticos, mientras que el EQ lo hace a modo de autoinforme, resulta de gran relevancia tener en cuenta dicha relación.

Igualmente, y de acuerdo a lo esperado, las puntuaciones del TAS-20 se asociaron negativamente y de forma moderada con la puntuación EQ Total, confirmando resultados hallados previamente en otros estudios (Guttman & Laporte, 2002). La mayor fuerza asociativa apareció entre el factor EQ-HS y el TAS-20, lo que sugiere que el conocimiento y capacidad de uso espontáneo de habilidades sociales en los contextos que así lo requieren tiene gran relación con la capacidad para identificar sentimientos y de expresarlos verbalmente.

Finalmente, a diferencia de lo reflejado en otros estudios (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004; Carroll & Chiew, 2006; Davis, 1994; Wakabayashi et al., 2007; Wheelwright et al., 2006) los resultados no confirmaron la presencia de una mayor capacidad empática general en la muestra de mujeres. Sin embargo, sí se apreciaron diferencias estadísticamente significativas en el factor EQ-RE, con puntuaciones más altas para las mujeres. Esto es coincidente con la investigación en empatía llevada a cabo con el EQ, donde las mayores diferencias entre los grupos se encontraron en el factor EQ-RE (Lawrence et al., 2004; Muncer & Ling, 2006). En cualquier caso y tal como apuntan algunos autores, esta es una cuestión que ha de seguir investigándose, ya que a pesar de que en los estudios en los que se emplean test autoaplicados habitualmente las mujeres obtienen mejores resultados (Preti et al., 2011) esto raramente se confirma en test de laboratorio (llorar ante la respuesta del llanto de otra persona) o cuando la empatía se mide con métodos fisiológicos (pulsaciones, conductancia de la piel) u observadores externos (Eisenberg & Lennon, 1983).

De todo lo anteriormente expuesto puede concluirse que el EQ es una medida de autoinforme fiable y válida para muestras genéricas. Sin embargo, los resultados obtenidos han de valorarse a la luz de las limitaciones existentes. En primer lugar, hubiera sido conveniente seleccionar estudiantes universitarios de distintas carreras (por ejemplo de ciencias puras o naturales, además de humanidades y ciencias sociales), ya que se ha observado que la capacidad empática puede variar entre unos y otros (Focquaert, Steven, Wolford, Colden & Gazzaniga, 2007). Asimismo, una mayor equiparación del porcentaje de participantes por sexo podría contribuir a obtener resultados más precisos. Además, la inclusión en futuros estudios de muestras clínicas caracterizadas por alteraciones o un menor desarrollo que la capacidad empática resultaría de gran relevancia a este respecto.

En segundo lugar, las variables relacionadas con los trastornos del estado de ánimo (ansiedad y depresión) podrían haber influido en las puntuaciones de empatía, ya que tal como afirmaron Baron-Cohen & Wheelwright (2004) “si estás enfadado o deprimido tu estado emocional puede enturbiar tu capacidad de captar la perspectiva de

la otra persona” (p. 170). Por eso, futuros estudios con la versión española del EQ deberían incluir alguna medida para controlar dicho efecto.

Por otro lado, el empleo de la medida de fiabilidad test-retest como se ha hecho en otros estudios (Berthoz et al., 2008; Lawrence et al., 2004; Preti et al., 2011), hubiera sido deseable para poder ofrecer mejores datos sobre las propiedades psicométricas.

Finalmente, el hecho de que el EQ evalúe la empatía en forma de autoinforme ofrece datos acerca de la creencia que la persona tiene sobre su propia capacidad empática, lo que puede diferir de lo empática que sea en realidad. Por eso, la aplicación conjunta con otras medidas de ejecución y/o informes de personas cercanas podrían ayudar a solventar este problema. Alternativamente, algunos estudios introducen escalas de deseabilidad social (Berthoz et al., 2008; Preti et al., 2011) con el fin de controlar el efecto la tendencia a responder de acuerdo a cómo se quiere ser percibido/a.

Referencias

- Adenzato, M., Todisco, P., & Ardito, R. B. (2012). Social cognition in anorexia nervosa: Evidence of preserved theory of mind and impaired emotional functioning. *PloS One*, 7, e44414.
- Allison, C., Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Stone, M., & Muncer, S. (2011). Psychometric analysis of the empathy quotient (EQ). *Personality and Individual Differences*, 51, 829–835.
- Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale—I. item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38, 23–32.
- Baron-Cohen, S., & Wheelwright, S. (2004). The empathy quotient: An investigation of adults with asperger syndrome or high functioning autism, and normal sex differences. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 34, 163–175.
- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Hill, J., Raste, Y., & Plumb, I. (2001). The “Reading the mind in the eyes” test revised version: A study with normal adults, and adults with asperger syndrome or high-functioning autism. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 42, 241–251.
- Baron-Cohen, S. (1997). *Mindblindness: An essay on autism and theory of mind*. Cambridge, Massachusetts: MIT press.
- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., y Jolliffe, T. (1997). Is there a “language of the eyes”? evidence from normal adults, and adults with autism or asperger syndrome. *Visual Cognition*, 4, 311–331.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588.
- Berthoz, S., Wessa, M., Kedia, G., Wicker, B., & Grezes, J. (2008). Cross-cultural validation of the empathy quotient in a french-speaking sample. *Canadian Journal of Psychiatry. Revue Canadienne De Psychiatrie*, 53, 469–477.
- Bons, D., van den Broek, E., Scheepers, F., Herpers, P., Rommelse, N., & Buitelaar, J. K. (2013). Motor, emotional, and cognitive empathy in children and adolescents with autism spectrum disorder and conduct disorder. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41, 425–443.
- Browne, M. W., y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research*, 21, 230–258.
- Carmines, E., & MacIver, J. (1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. In G. Bohrnstedt, y E. Borgatta (Eds.), *Social measurement: Current issues* (pp.65–115). Beverly Hills, CA: Sage.
- Carroll, J. M., & Chiew, K. Y. (2006). Sex and discipline differences in empathising, systemising and autistic symptomatology: Evidence from a student population. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 36, 949–957.
- Cohen, D. J. (1988). *Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, N.J.: Erlbaum.
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 10, 85.
- Davis, M. H. (1994). *Empathy: A social psychological approach*. CO: Westview Press.
- Davis, M. H., y Franzoi, S. L. (1991). Stability and change in adolescent self-consciousness and empathy. *Journal of Research in Personality*, 25, 70–87.
- De Albéniz, A. P., De Paúl, J., Alvarez, E. T., Montes, M. P., & Etxebarria, J. (2003). *Adaptación de interpersonal reactivity index (IRI) al español*.
- De Vignemont, F., & Singer, T. (2006). The empathic brain: How, when and why? *Trends in Cognitive Sciences*, 10, 435–441.
- Eisenberg, N., & Lennon, R. (1983). Sex differences in empathy and related capacities. *Psychological Bulletin*, 94, 100–131.
- Focquaert, F., Steven, M. S., Wolford, G. L., Colden, A., & Gazzaniga, M. S. (2007). Empathizing and systemizing cognitive traits in the sciences and humanities. *Personality and Individual Differences*, 43, 619–625.
- Gálvez, J. F., Thommi, S., & Ghaemi, S. N. (2011). Positive aspects of mental illness: A review in bipolar disorder. *Journal of Affective Disorders*, 128, 185–190.
- Guttman, H., & Laporte, L. (2002). Alexithymia, empathy, and psychological symptoms in a family context. *Comprehensive Psychiatry*, 43, 448–455.
- Hogan, R. (1969). Development of an empathy scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 307.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1997). *Lisrel 8: User's reference guide*. Lincolnwood: Scientific Software International.
- Kim, J., & Lee, S. J. (2010). Reliability and validity of the korean version of the empathy quotient scale. *Psychiatry Investigation*, 7, 24–30.
- Lawrence, E., Shaw, P., Baker, D., Baron-Cohen, S., & David, A. (2004). Measuring empathy: Reliability and validity of the empathy quotient. *Psychological Medicine*, 34, 911–920.
- Lombardo, M. V., Barnes, J. L., Wheelwright, S. J., & Baron-Cohen, S. (2007). Self-referential cognition and empathy in autism. *PLoS One*, 2, e883.
- Martínez-Sánchez, F. (1996). Adaptación española de la escala de alexitimia de toronto (TAS-20). *Clinica y Salud*, 7, 19–32.
- Míndrila, D. (2010). Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estima-

- tion bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*, 1, 60–66.
- Muncer, S. J., & Ling, J. (2006). Psychometric analysis of the empathy quotient (EQ) scale. *Personality and Individual Differences*, 40, 1111–1119.
- Pérez-Albéniz, A., De Paúl, J., Etxeberria, J., Montes, M. P., & Torres, E. (2003). Adaptación de interpersonal reactivity index (IRI) al español. *Psicothema*, 15, 267–272.
- Preti, A., Vellante, M., Baron-Cohen, S., Zucca, G., Petretto, D. R., & Masala, C. (2011). The empathy quotient: A cross-cultural comparison of the Italian version. *Cognitive Neuropsychiatry*, 16, 50–70.
- Prevost, M., Carrier, M., Chowne, G., Zekowitz, P., Joseph, L., & Gold, I. (2014). The reading the mind in the eyes test: Validation of a french version and exploration of cultural variations in a multi-ethnic city. *Cognitive Neuropsychiatry*, 19, 189–204.
- Richell, R., Mitchell, D., Newman, C., Leonard, A., Baron-Cohen, S., & Blair, R. (2003). Theory of mind and psychopathy: Can psychopathic individuals read the ‘language of the eyes’? *Neuropsychologia*, 41, 523–526.
- Riggio, R. E., Tucker, J., & Coffaro, D. (1989). Social skills and empathy. *Personality and Individual Differences*, 10, 93–99.
- Sharp, C., & Romero, C. (2007). Borderline personality disorder: A comparison between children and adults. *Bulletin of the Menninger Clinic*, 71, 85–114.
- Van Langen, M. A., Wissink, I., Van Vugt, E., Van der Stouwe, T., & Stams, G. (2014). The relation between empathy and offending: A meta-analysis. *Aggression and Violent Behavior*, 19, 179–189.
- Vellante, M., Baron-Cohen, S., Melis, M., Marrone, M., Petretto, D. R., Masala, C., & Preti, A. (2013). The “Reading the mind in the eyes” test: Systematic review of psychometric properties and a validation study in Italy. *Cognitive Neuropsychiatry*, 18, 326–354.
- Wakabayashi, A., Baron-Cohen, S., Uchiyama, T., Yoshida, Y., Kuroda, M., & Wheelwright, S. (2007). Empathizing and systemizing in adults with and without autism spectrum conditions: Cross-cultural stability. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 37, 1823–1832.
- Wheelwright, S., Baron-Cohen, S., Goldenfeld, N., Delaney, J., Fine, D., Smith, R., ... Wakabayashi, A. (2006). Predicting autism spectrum quotient (AQ) from the systemizing quotient-revised (SQ-R) and empathy quotient (EQ). *Brain Research*, 1079, 47–56.
- World Medical Association. (2013). World Medical Association Declaration of Helsinki: Ethical Principles for Medical Research involving human subjects. *JAMA*, 310, 2191–2194.
- Yildirim, E. A., Kasar, M., Güdük, M., Ates, E., Kuçukparlak, I., & Ozalmete, E. O. (2011). Investigation of the reliability of the “Reading the mind in the eyes test” in a Turkish population. *Türk Psikiyatri Derg*, 22, 177–186.

