

VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN BREVE DEL "COCIENTE DE EMPATÍA" CON ADOLESCENTES DE MÉXICO

Luis Ledesma-Amaya¹, Gilberto Galindo-Aldana², Víctor Galvez³,
Judith Salvador-Cruz⁴ y Rebeca Guzmán-Saldaña¹

¹Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo; ²Universidad Autónoma de Baja California; ³Universidad Panamericana; ⁴Universidad Nacional Autónoma de México (México)

Resumen

La empatía es una habilidad que permite la identificación e interpretación de experiencias subjetivas de otros. El objetivo de este estudio fue validar el "Cociente de empatía" (CE) en adolescentes mexicanos a partir de una muestra de 573 estudiantes (350 mujeres y 223 hombres) con una edad media de 14,8 años ($DT=1,96$). Se realizó un análisis factorial exploratorio, identificando dos factores, uno con 16 ítems asociados a la dimensión afectiva y otro de 13 ítems con la dimensión cognitiva (índices de bondad de ajuste: $GFI=0,984$, $RMSEA=0,034$ y $RMSR=0,072$). Para evaluar el modelo bifactorial obtenido, se realizó un análisis factorial confirmatorio, presentando adecuados índices de ajuste ($RMSEA=0,020$, $RMSR=0,045$, $CFI=0,998$, $GFI=0,988$). En la consistencia interna se encontró un coeficiente de correlación ω de McDonald de 0,941 para la dimensión afectiva y 0,772 para la dimensión cognitiva ($p < 0,001$). La validación de este instrumento de empatía apoyará su uso como herramienta de evaluación en investigación clínica en adolescentes mexicanos.

PALABRAS CLAVE: *empatía, cognición social, adolescentes, emoción, validez de constructo.*

Abstract

Empathy is a skill that enables the identification with and interpretation of others' subjective experiences. The purpose of this study was to validate the Empathy Quotient (EQ) in adolescents in Mexico. A sample of 573 Mexican adolescent students (350 female and 223 male) with an age range of 12-19 years was employed ($M_{age}=14.8$ years, $SD=1.96$). An exploratory factor analysis (EFA) was carried out which identified two factors, one with 16 items associated with the affective dimension and one with 13 items related to the cognitive dimension (model fit indices: $GFI=.984$, $RMSEA=.034$, and $RMSR=.072$). To evaluate the resultant bifactor model, a confirmatory factor analysis (CFA) was performed, showing good fit indexes ($RMSEA=.020$, $RMSR=.045$, $CFI=.998$, $GFI=.988$). Regarding internal consistency, we found a McDonald's ω correlation coefficient of $.941$ for the affective dimension and $\omega=.772$ for the cognitive dimension, with

$p < .001$. The validation of this empathy instrument will support its use as a clinical research assessment tool in Mexican adolescents.

KEY WORDS: *empathy, social cognition, adolescents, emotion, construct validity.*

Introducción

La empatía se considera una habilidad que permite a un individuo identificar e interpretar las experiencias subjetivas de los demás de acuerdo con sus representaciones mentales del mundo, conocimientos, creencias, sentimientos, emociones, intenciones y deseos (Ward *et al.*, 2012). Asimismo, la empatía implica la capacidad de comprender estas experiencias y ser capaz de transmitir la propia comprensión a los demás (Cuff *et al.*, 2016; Grau *et al.*, 2017).

Thompson *et al.* (2019) consideran que el proceso de empatía está relacionado con tres elementos principales: la percepción o detección de señales emocionales (expresiones faciales, corporales y vocales); la imitación/incorporación, es decir, los mecanismos que pueden provocar una resonancia espontánea con las emociones de los demás; y, por último, los procesos cognitivos que permiten a una persona hacer inferencias sobre la experiencia de otra y gestionar el yo coactivo en ausencia de cualquier otra señal perceptiva, teniendo en cuenta la representación mental del otro.

La empatía es un constructo psicosocial que está intrínsecamente ligado a la teoría de la mente (TM), un constructo cognitivo relacionado con la capacidad de comprender e hipotetizar sobre el comportamiento de los demás en un contexto psicológico, es decir, atribuir pensamientos, ideas, sentimientos, deseos o intenciones a los demás para predecir sus comportamientos (Wellman y Peterson, 2013). La diferencia entre estos dos constructos asociados es que la empatía tiene fines sociales porque promueve conductas de ayuda, mientras que la TM se refiere a una meta-representación de la cognición de los demás (Muñoz y Chaves, 2013). Wakabayashi *et al.* (2006) mencionan que “la empatía tiene un componente afectivo (sentir una emoción apropiada provocada por la emoción de otra persona), un componente cognitivo (comprender y/o predecir lo que otra persona podría pensar, sentir o hacer) y un componente mixto (cognitivo y afectivo)” (p. 930).

Dado que la empatía afectiva y cognitiva están vinculadas entre sí, y los individuos con una mejor comprensión de las emociones de los demás son propensos a experimentar sentimientos compartidos y preocupación, ambos aspectos de la empatía, por lo tanto, promueven respuestas conductuales empáticas hacia los demás; (por ejemplo, ofrecer consuelo cuando alguien muestra respuestas de angustia [Boele *et al.*, 2019]). De acuerdo con Lim *et al.* (2018) y Van Lissa *et al.* (2017), la empatía es una capacidad cognitiva más común en mujeres que en hombres. La empatía y las emociones socialmente construidas como positivas parecen predecir el comportamiento prosocial en la infancia, principalmente en las niñas (Andrews *et al.*, 2021).

La empatía en los adolescentes está relacionada con el desarrollo del comportamiento social, las relaciones interpersonales, los niveles más altos de rasgos y el comportamiento prosocial y altruista (Vossen *et al.*, 2015). La empatía se

considera el predictor más importante del ajuste tanto presente como futuro de las conductas en adolescentes (Schonert-Reichl, 1993). Stern y Cassidy (2018) señalaron que, en la adolescencia, los individuos intensifican sus relaciones con los demás, en general, desarrollan relaciones significativas con sus pares y realizan avances sociocognitivos, los adolescentes muestran mejoras en TM, comprensión y regulación emocional, y autoconciencia, mostrando una mayor capacidad de empatía, asimismo, durante la adolescencia, los individuos desarrollan una mayor capacidad para informar sobre sus estados internos (Pedrero-Pérez *et al.*, 2019).

Existe una amplia gama de pruebas para medir la empatía, sin embargo, solo unos pocos instrumentos se focalizan en dominios cognitivos y afectivos; entre hispanohablantes han sido validados con adolescentes de diversos grupos culturales de zonas rurales o urbanas. Malti *et al.* (2016) sugieren que las herramientas de evaluación basadas en habilidades escolares buscan medir la empatía como un rasgo global, con poca visión hacia la evaluación de los diversos componentes de las respuestas empáticas, asimismo, González-Yubero *et al.* (2021) y Vossen *et al.* (2015) señalaron que algunas escalas no distinguen entre los componentes afectivos y cognitivos de la empatía.

En México, algunas escalas de empatía han sido validadas con diferentes poblaciones en el contexto de la educación en profesiones de la salud y la atención a pacientes, como la versión adaptada de la "Escala de empatía de Jefferson" (*Jefferson Scale of Empathy*; Hojat *et al.*, 2018; Hojat *et al.*, 2005), y un cuestionario de empatía para niños; el cual se enfocó en la dimensión afectiva de esta (Flores-Galaz *et al.*, 2017). Sin embargo, sólo una escala ha sido registrada en la plataforma de inventarios en línea de escalas psicosociales en México (Calleja, 2011), la llamada "Escala de empatía adaptada para médicos residentes" (Lozano-Razo, 2002), ninguna de las escalas actualmente disponibles ha sido diseñada para adolescentes.

Dada la falta de instrumentos enfocados en los dominios cognitivo y afectivo de la empatía entre adolescentes latinoamericanos de habla hispana y la importancia de estudiar la empatía en esta etapa del desarrollo, el presente estudio tuvo como objetivo validar una versión breve del "Cociente de empatía" (CE) (*Empathy Quotient*, EQ; Baron-Cohen y Wheelwright, 2004) en adolescentes de México.

Método

Participantes

Se incluyó en este análisis una muestra no probabilística de 573 adolescentes ($n= 350$ mujeres y $n= 223$ hombres) de 12 a 19 años ($M= 14,8$; $DT= 1,96$ años) (tabla 1). Todos los participantes provenían de escuelas secundarias tanto de localidades urbanas como rurales de Baja California, así como de zonas urbanas de todo México (6 a 10 años de alfabetización).

Tabla 1
Características sociodemográficas de los participantes

Años	Muestra 1 (análisis factorial exploratorio)				Muestra 2 (análisis factorial confirmatorio)			
	<i>n</i>	Mujer	Hombre	Escolaridad (en años)	<i>n</i>	Mujer	Hombre	Escolaridad (en años)
12	25	10	15	6	27	15	12	6
13	34	20	14	7	35	21	14	7
14	99	58	41	8	73	45	28	8
15	37	21	16	9	92	53	39	9
16	5	3	2	10	45	31	14	10
17	--	--	--	--	18	11	7	11
18	--	--	--	--	23	21	2	12
19	--	--	--	--	60	41	19	13
Total	200	112	88	--	373	238	135	--

Instrumento

El "Cociente de empatía" (CE) (*Empathy Quotient, EQ*) es un instrumento autoadministrado de 60 ítems, 40 de los cuales están asociados con la empatía (1, 4, 6, 8, 10, 11, 12, 14, 15, 18, 19, 21, 22, 25, 26, 27, 28, 29, 32, 34, 35, 36, 37, 38, 39, 41, 42, 43, 44, 46, 48, 49, 50, 52, 54, 55, 57, 58, 59 y 60) y 20 ítems son de relleno (2, 3, 5, 7, 9, 13, 16, 17, 20, 23, 24, 30, 31, 33, 40, 45, 47, 51, 53 y 56). Según los autores, los ítems de relleno se incluyeron para desviar la atención del contenido de empatía. Sin embargo, en este estudio, se eliminaron porque se pretendía utilizar una versión breve para reducir el tiempo de respuesta de los participantes. Cada ítem se diseñó con una escala Likert de cuatro opciones de respuesta (1= "totalmente de acuerdo" a 4= "totalmente en desacuerdo"). La fiabilidad test-retest para el EC es de $r= 0,97$ (Baron-Cohen y Wheelwright, 2004).

Procedimiento

La adaptación cultural de la prueba fue revisada cualitativamente por cuatro profesionales de la psicología, quienes revisaron la suficiencia, claridad, coherencia y pertinencia de los ítems de empatía, así como la equivalencia semántica de los ítems en la traducción al español; este procedimiento se basó en una metodología descrita por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008). Tras la revisión del CE, el instrumento se aplicó en dos evaluaciones diferentes: en la primera, los participantes fueron valorados por estudiantes de psicología entrenados en la aplicación correcta de la prueba en aulas completamente iluminadas y ventiladas proporcionadas por los directores de los centros educativos. La prueba duró aproximadamente 20-25 minutos y se administró en grupos. Esta evaluación incluyó a 200 adolescentes de zonas urbanas y rurales de Baja California, México, sin embargo, las respuestas de 15 de estos adolescentes se excluyeron del análisis debido a datos perdidos. La segunda evaluación incluyó a 495 nuevos participantes de zonas urbanas de México. Para llegar a un mayor número de adolescentes en el país, estos participantes fueron

estimados mediante un formato digital, 122 de estas evaluaciones fueron excluidas debido a que no completaron el instrumento o faltaban datos. La muestra total de participantes incluidos fue de 573, superior al tamaño muestral requerido para estimar correlaciones estables, libres de errores de medición, como sugieren Kretschmar y Gignac (2019).

De acuerdo con el reglamento para la investigación con participantes humanos de la Ley Nacional de Salud, los procedimientos implementados en esta investigación se consideraron de bajo riesgo (Secretaría de Salud, 2014). Todos los procedimientos cumplieron con los principios éticos de Helsinki (*World Medical Association*, 2013), y se obtuvo el consentimiento de las autoridades de las escuelas donde se llevó a cabo la recolección de datos. Todos los participantes aceptaron colaborar voluntariamente y fueron libres de dejar la evaluación en cualquier momento. La firma del consentimiento informado tuvo lugar antes de contestar el instrumento: se realizó de forma grupal en las aulas, en un horario asignado por los directores, y se habilitó un enlace para aceptar o rechazar la participación y el uso de los datos en el segundo grupo de participantes que contestaron el instrumento a través del formato digital.

Análisis de datos

Se utilizó estadística descriptiva para resumir y caracterizar los datos sociodemográficos de los participantes, y procedimientos multivariantes que incluían el análisis factorial exploratorio (AFE) y el análisis factorial confirmatorio (AFC) para determinar la validez de constructo. La primera muestra de evaluación se destinó al AFE ($n= 200$) y la segunda al AFC ($n= 373$). Para cada análisis se utilizó el software R Studio (Allaire, 2017) y FACTOR (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017; Lorenzo-Seva y Ferrando, 2020). Se aplicó una correlación ω de McDonald y las correlaciones inter-ítem para determinar la consistencia interna del instrumento (Torrano-Martínez *et al.*, 2020). El AFE evalúa la dimensionalidad de una escala y reduce el número de variables para identificar patrones de correlación (Reise *et al.*, 2000). El AFC ayuda a determinar la presencia de correlaciones entre las variables latentes, así como las asociaciones entre cada variable latente y sus correspondientes variables observadas; su objetivo es confirmar la estructura sugerida por el modelo (Manzano y Zamora, 2009). Según Lloret-Segura *et al.* (2014), es recomendable utilizar una matriz de correlaciones policóricas sobre distribuciones ordinales no-normales para instrumentos con respuestas de menos de 5 ítems de escala tipo Likert. Muthen y Kaplan (1992) aconsejan realizar la correlación policórica cuando las distribuciones univariantes de los ítems ordinales son asimétricas o hay exceso de curtosis.

Para determinar la validez de constructo se realizaron el AFE y el AFC, se utilizó la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) como medida de adecuación de la muestra con el fin de comparar los coeficientes de correlación con los coeficientes de correlación parcial (Pett *et al.*, 2003). Además, para probar la existencia de una estructura de correlación entre las variables (en la matriz de correlaciones), se implementó la prueba de esfericidad de Bartlett (Manzano y Zamora, 2009). Por último, se utilizó una matriz de correlaciones policóricas analizada mediante el

procedimiento de implementación óptimo de Análisis Paralelo para la determinación de dimensiones, y el método de extracción factorial de mínimos cuadrados robustos no ponderados (*robust unweighted least squares*, RULS) con un tipo de rotación promin (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2019; Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011). Aunado a lo anterior, en el AFC (segunda muestra $n=373$) se utilizaron las siguientes medidas: a) la función de ajuste mínimo chi-cuadrado; b) índices de ajuste absolutos (para evaluar directamente el ajuste del modelo); y c) índices de ajuste relativos (para comparar el modelo propuesto con el modelo independiente, asumiendo que no había asociaciones entre las variables) (Manzano y Zamora, 2009). En concreto, para el ajuste absoluto se utilizaron índices de ajuste comparativos, como el error cuadrático medio de aproximación (*root mean square error of approximation*, RMSEA), el residuo cuadrático medio estandarizado (*standardized root mean square residual*, SRMR), el índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI), el índice de bondad de ajuste (*goodness of fit index*, GFI) y el índice de bondad de ajuste ajustado (*adjusted goodness of fit index*, AGFI). Para el ajuste relativo se utilizó el índice no normalizado de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis index*, TLI). De acuerdo con los criterios de corte para varios índices de ajuste para datos categóricos de Schreiber et al. (2006), los valores a destacar para determinar un buen ajuste son $RMSEA < 0,06-0,08$; CFI, GFI y $TLI \geq 0,95$. Se recomiendan valores inferiores a 0,90 de WRMR (DiStefano et al., 2018).

Resultados

En cuanto a los resultados del AFE, la prueba KMO mostró valores adecuados para la muestra factorial ($r=0,769$; $p < 0,001$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2=2181,7$; $gl=406$; $p=0,001$). Con respecto a los resultados de la extracción factorial con los 40 ítems evaluados aplicado para el AFE; 11 ítems fueron eliminados del análisis (cuando las cargas factoriales fueron menores a 0,40), obteniendo de ello dos factores. La tabla 2 presenta las cargas factoriales rotadas para 29 ítems agrupados por un modelo bifactorial, de los cuales 16 ítems se asociaron a una dimensión y 13 a la otra. Los índices de ajuste del modelo fueron $GFI=0,984$ ($IC=[0,988-0,991]$), $RMSEA=0,034$ y $RMSR=0,072$ ($IC=[0,072-0,073]$), índice de modelo aceptable bajo el criterio de Kelly=0,070, indicando buen ajuste de los datos para el modelo.

Basándose en la evidencia teórica y en los resultados del AFE, el modelo de empatía se dividió en un modelo bifactorial compuesto por las variables latentes de empatía cognitiva (CA) y afectiva (AC). La primera variable latente estaba compuesta por el factor con los ítems observados 6, 19, 22, 25, 26, 32, 36, 38, 41, 42, 43, 44, 52, 54, 55 y 60, y la segunda variable estaba asociada con los ítems 10, 11, 12, 15, 18, 21, 27, 29, 46, 48, 49, 50 y 57 (véase anexo). Los indicadores fueron ítems adaptados del CE original, con un rango de respuestas de 1 (totalmente de acuerdo) a 4 (totalmente en desacuerdo) (tabla 3).

Tabla 2
Matriz de factores rotados

Ítem	F1	F2	Ítem	F1	F2
6	0,004	0,459	38	-0,037	0,507
10	0,434	0,097	41	-0,066	0,661
11	0,547	-0,042	42	0,083	0,462
12	0,564	-0,036	43	0,132	0,547
15	0,582	0,116	44	-0,017	0,693
18	0,528	0,147	46	0,642	-0,113
19	0,007	0,512	48	0,610	0,021
21	0,480	0,169	49	0,656	-0,049
22	0,046	0,488	50	0,701	-0,025
25	-0,076	0,632	52	0,011	0,659
26	-0,187	0,693	54	0,165	0,482
27	0,644	-0,038	55	0,057	0,572
29	0,419	0,121	57	0,440	0,125
32	-0,046	0,517	60	0,004	0,575
36	0,024	0,668			

Para el AFC las pruebas de normalidad de los ítems se analizaron mediante análisis descriptivo multivariante y la prueba de Mardia, donde la puntuación de asimetría estandarizada fue de 117,92 ($p= 1,00$), y la de curtosis fue de 1016,55 ($p= 0,001$), con distribución asimétrica.

La adecuación de la muestra para el AFC se determinó mediante una prueba KMO de la matriz de correlación policórica, que mostró un valor de $r= 0,922$ (muy bueno), así como mediante la prueba de esfericidad de Bartlett, que mostró un índice de $\chi^2= 4173,4$ ($p= 0,001$). Al evaluar los modelos con 1, 2 y 3 factores, se observó que los mejores índices de ajuste hallados eran relacionados con el modelo de tres factores. No obstante, cuando revisamos el número de indicadores o ítems asociados al modelo, se encontró que sólo tres ítems estaban relacionados con un factor, y un ítem tenía una carga factorial similar en dos dimensiones (0,444 y 0,379); lo que significa que este ítem no estaba bien definido. Asimismo, el programa FACTOR; como resultado del análisis paralelo, recomendó 2 factores, por lo que se decidió mantener el modelo bifactorial.

Los resultados fueron los siguientes: $\chi^2 (349)= 318,931$, $p= 0,874$; RMSEA= 0,020, RMSR= 0,045 (IC= 0,049-0,049), CFI= 0,998 (IC= 0,996-0,997), GFI= 0,988 (IC= 0,987-0,988), TLI= 0,997 (IC= 0,995-0,996) y WRMR= 0,039 (IC= 0,041-0,041). Estos resultados mostraron que cada uno de los índices generales de bondad de ajuste sugería que el modelo bifactorial resultante se ajustaba correctamente a los datos observados. La tabla 4 representa los resultados obtenidos al evaluar tres modelos del constructo analizado.

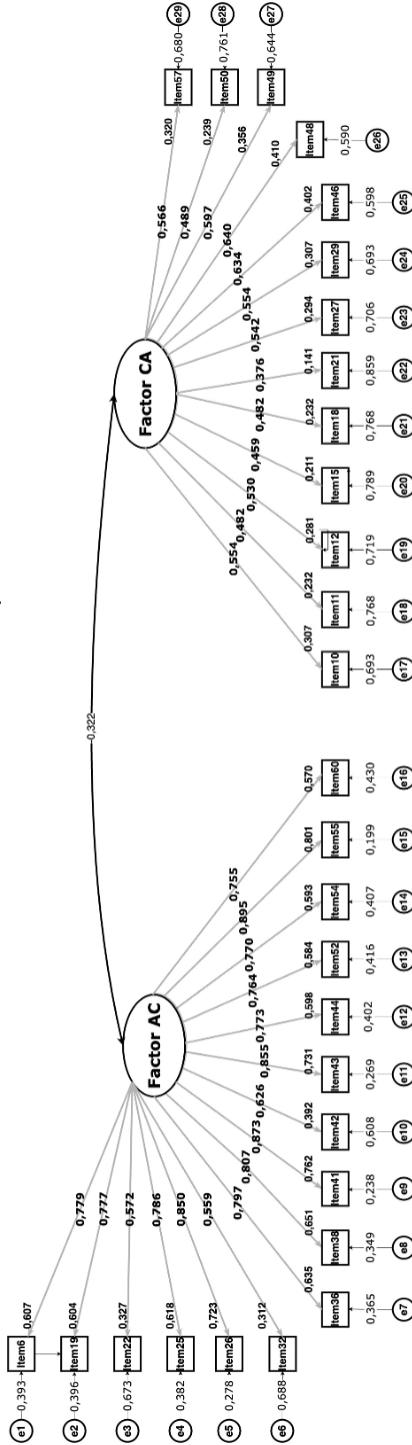
Las estimaciones estandarizadas de los parámetros de la solución del AFC se presentan en el análisis de senderos (figura 1). Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas y oscilaron entre 0,373 y 0,895.

Tabla 3

Medianas, medias y desviaciones típicas de los resultados de los ítems (N= 573)

Ítems	Muestra 1 (n= 200)			Muestra 2 (n= 373)		
	<i>Mdn</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>Mdn</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>
6	2	1,83	0,86	3	2,71	1,15
10	2	2,35	0,99	2	2,31	1,02
11	3	2,71	1,13	2	2,13	1,15
12	2	2,46	1,04	2	2,11	1,04
15	2	2,06	0,94	2	2,14	0,99
18	4	3,13	1,10	2	2,25	1,34
19	1	1,72	0,88	3	2,73	1,17
21	2	2,14	0,94	2	2,28	1,02
22	2	2,27	0,98	3	2,83	1,08
25	2	2,00	0,87	3	2,67	1,07
26	2	1,74	0,80	3	2,68	1,09
27	2	2,44	1,04	2	2,21	1,04
29	2	2,11	0,95	2	2,18	0,99
32	2	1,88	0,99	3	2,47	1,18
36	2	1,99	0,89	3	2,68	1,08
38	1	1,59	0,90	3	2,72	1,29
41	1	1,56	0,74	3	2,66	1,20
42	2	2,19	1,05	3	2,68	1,12
43	1	1,65	0,83	3	2,66	1,18
44	2	1,80	0,90	3	2,57	1,08
46	3	2,73	1,11	2	2,28	1,15
48	3	2,54	1,02	2	2,19	1,12
49	3	2,70	1,08	2	2,11	1,08
50	2	2,34	1,07	2	2,10	1,04
52	2	1,95	0,83	3	2,68	0,98
54	2	2,09	0,91	3	2,65	1,05
55	2	1,88	0,86	3	2,83	1,16
57	2	2,29	0,99	2	2,37	1,01
60	2	1,94	0,96	3	2,74	1,11

Figura 1
Análisis de senderos con las estimaciones de parámetros estandarizados



Nota: Los coeficientes del análisis de senderos fueron estadísticamente significativos ($p < 0,05$)

Tabla 4
Comparación de los índices de bondad de ajuste para los tres modelos evaluados
(n= 373)

Modelo	$\chi^2(g/l)$	RMSEA	IC 95%	GFI	IC	CFI	IC 95%	RMSR	Criterio de Kelley
Un Factor	**2282,83 (377)	0,103	(0,078-0,012)	0,917	(0,884-0,946)	0,931	(0,897-0,958)	0,122	0,051
Dos Factores	318,93 (349)	0,020	--	0,988	(0,987-0,988)	0,998	(0,996-0,997)	0,045	0,051
Tres Factores	246,50 (322)	0,010	--	0,991	(0,991-0,993)	0,999	(0,999-1)	0,040	0,051

Nota: ** $p < 0,001$.

En cuanto a las diferencias de sexo entre los adolescentes, se observó una diferencia significativa con tamaño del efecto mínimo para las puntuaciones del factor AC en la prueba *t* de Student. Sin embargo, no se detectaron diferencias estadísticamente significativas en la puntuación total de la prueba (tabla 5).

Tabla 5
Resultados de la prueba *t* de dos muestras (mujeres y hombres) comparando las puntuaciones del "Cociente de empatía" (CE) breve

Factores	Sexo	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>Dif.</i>	<i>DT</i>	<i>t</i>	<i>d</i> de Cohen	<i>g</i> de Hedges
Empatía afectiva	Femenino	238	42,21	-2,00	1,00	-1,42**	0,156	0,156
	Masculino	135	44,22		0,89			
Empatía cognitiva	Femenino	238	29,17	-0,80	0,48	-1,03	0,112	0,111
	Masculino	135	28,36		0,59			
Total CE	Femenino	238	70,58	-2,81	12,82	-2,01	0,217	0,217
	Masculino	135	73,40		13,01			

Notas: ** $p < 0,001$. Valores del tamaño del efecto pequeño (0-0,21), moderado (0,50-0,70) y alto (> 0,80).

Con relación a la validez de criterio se analizó, correlacionando el instrumento original compuesto por 60 ítems y la versión corta propuesta en este estudio mediante la *r* de Pearson. Tomando en consideración las dos dimensiones (AC y CA) y el total de la versión corta de nuestro estudio, se compararon los 40 ítems de empatía y 20 de relleno de la prueba original. En cuanto a la validez divergente, se observó que no existían correlaciones entre los factores (AC y CA) determinados en nuestro instrumento ni en la puntuación total, con respecto los ítems de relleno incluidos en la versión original, los resultados se muestran en la tabla 6.

Para comprobar la validez convergente se obtuvieron la fiabilidad compuesta (FC) y la varianza extraída media (VEM), resultando un valor de FC= 0,958 y VEM= 0,579 para la dimensión AC, asimismo, para la dimensión CA se determinaron los valores de CC= 0,837 y VEM= 0,287. En cuanto al análisis de consistencia interna se obtuvieron los coeficientes de correlación ω de McDonald. Para el primer factor (AC), se observó una correlación de ω = 0,941 y una correlación inter-ítem de r = 0,489-0,806; para el segundo factor (CA), una correlación de ω = 0,772 y una

correlación inter-ítem de $r = 0,219$ -.504. Todos los coeficientes de correlación intraclase fueron significativos ($p < 0,001$).

Tabla 6
Correlaciones entre la versión corta y original del "Cociente de empatía" (CE)

Dimensión	1	2	3	4	5
1. Empatía afectiva	---				
2. Empatía cognitiva	-0,294**	---			
3. Total, versión corta	0,845**	0,262**	---		
4. Ítems de Empatía (40 ítems)	0,830**	0,262**	0,984**	---	
5. Ítems de relleno (20 ítems)	0,024	0,060	0,058	0,067	---
6. Total, versión original (60 ítems)	0,738**	0,332**	0,901**	0,918**	0,458**

Nota: ** $p < 0,001$.

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo validar el "Cociente de empatía" (CE) originalmente desarrollado por Baron-Cohen y Wheelwright (2004), con adolescentes de zonas rurales y urbanas de México. Con base en los resultados, el instrumento adaptado breve CE tiene propiedades psicométricas que lo convierten en un indicador relevante de empatía en adolescentes de México. A partir de consideraciones teóricas, se distinguió entre los componentes afectivo (CA) y cognitivo (CA). Para ambos factores, las cargas factoriales fueron superiores a 0,40, evidenciando que los ítems contribuyeron significativamente a la medición de ambas dimensiones de empatía, mostrando fortaleza a nivel factorial. Además, la covarianza entre los dos factores fue de -0,322, lo que puede indicar al menos una relación parcial entre los aspectos cognitivos y afectivos de la empatía. Asimismo, la fiabilidad para el instrumento en su conjunto fue $\omega = 0,856$; siendo $\omega = 0,941$ para el factor AC, y $\omega = 0,772$ para el factor CA. Todos los valores se consideraron respetables según las directrices de DeVellis y Thorpe (2021).

Esta escala permite medir la capacidad de un adolescente para identificar y comprender los estados emocionales de los demás desde perspectiva afectiva y cognitiva. De la misma forma, mediante el uso de técnicas estadísticas robustas, se demostró que el modelo es sostenible, parsimonioso y que se ajusta bien a los datos. Por otra parte, la escala tiene relevancia cultural para adolescentes tanto de zonas rurales como urbanas de México, al haber sido adaptada por profesionales locales.

Investigaciones previas sugieren que no se puede diferenciar completamente el dominio cognitivo del componente afectivo, como la percepción de señales emocionales, y de manera inversa, el factor afectivo también implica aspectos cognitivos, como la interpretación de los procesos de imitación/incorporación (Thompson *et al.*, 2019). Por tanto, las variables latentes consideradas en el instrumento (CA y AC), determinan que los ítems pueden estar más relacionados con una de las dimensiones, que con la otra, manteniendo una asociación entre sí y sugiriendo que esta relación podría representarse como un componente cognitivo subyacente asociado con la TM o toma de perspectiva, la cual puede entenderse

como la capacidad de inferir los pensamientos y creencias, así como los sentimientos y emociones de los demás (Healey y Grossman, 2018).

Existen instrumentos similares al utilizado en este estudio, como el Índice de reactividad interpersonal de cuatro factores que se administró a participantes de entre 18 y 70 años (Chryssikou y Thompson, 2016). Los autores indican que determinaron el ajuste del modelo bifactorial del instrumento original (Davis, 1983), utilizando cortes estándar $> 0,95$ para el CFI y el TLI encontrando un ajuste pobre, sugiriendo que el modelo no explicaba claramente la empatía, y que era necesario añadir otras dimensiones subyacentes, como la toma de perspectiva, la preocupación empática (sentir compasión por los demás), la fantasía (la capacidad de ponerse en una situación hipotética) y la angustia personal (sentir miedo o ansiedad por el estrés de los demás). Tras añadir estos factores subyacentes, los autores encontraron un buen ajuste del modelo; una covarianza entre los factores principales asociados a la empatía cognitiva y afectiva muy grande ($r= 0,910$); apoyando la idea de que ambas dimensiones de la empatía están sutilmente diferenciadas, pero que aún deben ser definidas con mayor rigor.

Tomando en cuenta lo anterior, analizamos un modelo bifactorial con datos ordinales, una matriz policórica y métodos de ajuste factorial similares a los de este estudio, obteniendo resultados positivos. Sugerimos que el problema de la investigación, mencionada anteriormente, fue que el instrumento utilizado requería una revisión teórica actualizada (el instrumento en el que se basan parece haber sido creado en la década de los 80). En particular, los factores subyacentes podrían haber estado mal definidos teóricamente, por ejemplo, el factor de angustia personal podría confundirse con la simpatía, y el factor de fantasía podría ser funcionalmente idéntico a la TM. Por lo tanto, estamos de acuerdo con la idea de definir factores subyacentes que podrían influir en las dos dimensiones principales de la empatía, pero sugerimos que el enfoque más fructífero podría ser relacionado con funciones mentales implícitas en el constructo de empatía, como la TM y la toma de perspectiva.

En México, Lima-Sánchez *et al.* (2019) crearon una escala de empatía para población urbana evaluada a través de una versión original con historietas basadas en Völlm *et al.* (2006), tomando en cuenta sus índices de sensibilidad (81 %) y especificidad (33 %) clínica, con el método estadístico curva característica operativa del Receptor (ROC). Los autores encontraron una validez concurrente de $r= 0,88$ para el CE de Baron-Cohen y Wheelwright (2004), en el que se basa su investigación. En nuestro estudio encontramos una mayor validez para nuestra versión corta de la prueba, en comparación con la prueba original ($r= 0,90$). No obstante, la relevancia de la forma original de evaluar la empatía, su estudio carecía de criterios de rigor metodológico y estadístico. Por ejemplo, los autores no mostraron las características del instrumento utilizado, su muestra fue heterogénea, no detallaron el procedimiento utilizado, omitieron los resultados básicos del AFE o las cargas factoriales del modelo estadístico y el índice de especificidad fue muy bajo.

Grau *et al.* (2017) señalan que las principales limitaciones de los estudios con instrumentos de autoinforme están relacionadas con la naturaleza subjetiva de las respuestas de los participantes a los instrumentos administrados. No obstante, creemos que lo más relevante es estudiar la empatía ante todo como un proceso

neuropsicológico bidimensional con factores subyacentes como la toma de perspectiva o la TM fundamentándonos en una perspectiva biológica desde la cual puedan desplegarse otros enfoques como el del desarrollo cognitivo y neuroanatómico. Otro punto importante planteado por Auné *et al.* (2015), es que la falta de consenso ha llevado a una proliferación de enfoques teóricos, un fenómeno arraigado en la falta de un mecanismo explicativo integrador para la empatía, por tanto, es pertinente empezar a estudiar la empatía desde una perspectiva transdisciplinaria, ayudando así al desarrollo de un modelo explicativo más completo.

En conclusión, este instrumento de empatía será una herramienta relevante para su uso en investigación clínica pretendiendo facilitar un estudio más sucinto de las relaciones interpersonales de adolescentes con trastornos del comportamiento, trastornos del desarrollo del sistema nervioso, como el autismo o condiciones psiquiátricas, como la despersonalización. En los ámbitos educativo y familiar, la detección precoz de una capacidad empática deficiente es importante para crear planes de intervención dirigidos a estimular las competencias sociales que permiten a los adolescentes reconocer y comprender las emociones de los demás, teniendo en cuenta las consecuencias de estas competencias en el fomento del crecimiento emocional y prosocial de los adolescentes (Konrath, 2011; Thompson, *et al.*, 2019).

Referencias

- Andrews, K., Lariccia, L., Talwar, V. y Bosacki, S. (2021). Empathetic concern in emerging adolescents: the role of theory of mind and gender roles. *The Journal of Early Adolescence*, 41(9), 1394-1424. doi: 10.1177/02724316211002258
- Allaire, J. (2017). *Software R Studio*. <https://www.rstudio.com/>
- Auné, S., Abad, F. y Attorresi, H. (2015). Antagonismos entre concepciones de empatía y su relación con la conducta prosocial. *Revista de Psicología*, 17(2), 137-149. doi: 10.18050/revpsiv17n2a7.2015.
- Baron-Cohen, S. y 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(2), 163-175. doi: 10.1023/B:JADD.0000022607.19833.00
- Boele, S., Van der Graaff, J., de Wied, M., Van der Valk, I., Crocetti, E. y Branje, S. (2019). Linking parent-child and peer relationship quality to empathy in adolescence: a multilevel meta-analysis. *Journal of Youth and Adolescence*, 48(6), 1033-1055. doi: 10.1007/s10964-019-00993-5
- Calleja, N. (2011). *Inventario de escalas psicosociales en México, 1984-2005*. Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. <https://planeacion.psicol.unam.mx/cake/inventario-de-escalas>
- Chryskou, E. G. y Thompson, J. (2016). Assessing cognitive and affective empathy through the Interpersonal Reactivity Index: an argument against a two-factor model. *Assessment*, 23(6), 769-777. doi: org/10.1177/1073191115599055
- Cuff, B. M. P., Brown, S. J., Taylor, L. y Howat, D. (2016). Empathy: a review of the concept. *Emotion Review*, 8(2), 144-153. doi: 10.1177/1754073914558466
- Davis, M. (1983). Measuring individual differences in empathy: evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44(1), 113-126. doi: 10.1037/0022-3514.44.1.113

- DeVellis, R. F. y Thorpe C. T. (2021). *Scale development: theory and applications* (5ª ed.). Sage.
- DiStefano, C., Lui, J., Jiang, N. y Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466. doi: 10.1080/10705511.2017.1390394
- Escobar-Pérez, J. y Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6, 27-36.
- Ferrando, P. J. y Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development, and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. doi: 10.7334/psicothema2016.304
- Flores-Galaz, M., Cortés-Ayala, M. D. y Morales-Manrique, M. (2017). Estudio de validación del Cuestionario de empatía emocional en niños. *Psicumex*, 7(2), 40-55. doi: org/10.36793/psicumex.v7i2.322.
- González-Yubero, S., Palomera, R. y Lázaro-Visa, S. (2021). Empatía, estilos de afrontamiento y actitudes hacia el consumo intensivo de alcohol y el policonsumo en la adolescencia. *Psychology/Psicología Conductual*, 29(2), 313-330. doi: 10.51668/bp.832120s
- Grau, A., Toran, P., Zamora, A., Quesada, M., Carrion, C., Vilert, E., Castor, A., Cerezo, C., Vargas, S., Gali, B. y Cordon, F. (2017). Evaluación de la empatía en estudiantes de Medicina. *Educación Médica*, 18(2), 114-120. doi: 10.1016/j.edumed.2016.04.001
- Healey, M. L. y Grossman, M. (2018). Cognitive and affective perspective-taking: evidence for shared and dissociable anatomical substrates. *Frontiers in Neurology*, 9(491), 1-12. doi: 10.3389/fneur.2018.00491
- Hojat, M., DeSantis, J., Shannon, S. C., Mortensen, L. H., Speicher, M. R., Bragan, L., LaNoue, M. y Calabrese, L. H. (2018). The Jefferson Scale of Empathy: a nationwide study of measurement properties, underlying components, latent variable structure, and national norms in medical students. *Advances in Health Sciences Education*, 23(5), 899-920. doi: 10.1007/s10459-018-9839-9
- Hojat, M., Tavitas-Herrera, S. E., Alcorta-Garza, A., González-Guerrero, J. F. y Rodríguez Lara, F. J. (2005). Validación de la escala de Empatía médica de Jefferson en estudiantes de medicina mexicanos. *Salud Mental*, 28(5), 57-63.
- Konrath, S. O. (2011). Changes in dispositional empathy in American college students over time: a meta-analysis. *Personality and Social Psychology Review*, 15(2), 180-198. doi: 10.1177/1088868310377395
- Kretschmar, A. y Gignac, G. E. (2019). At what sample size do latent variable correlations stabilize? *Journal of Research in Personality*, 80, 17-22. doi: 10.1016/j.jrp.2019.03.007
- Lim, J. -A., Choi, S. -H., Joon Lee, W., Hwan Jang, J., Moon, J. Y., Chul Kim, Y. y Kang, D. -H. (2018). Cognitive-behavioral therapy for patients with chronic pain implications of gender differences in empathy. *Medicine*, 97(23), 1-8. doi: 10.1097/MD.00000000000010867
- Lima-Sánchez, D., Duque-Alarcón, X., Jiménez-Ponce, F., Salín-Pascual, R., Morales Carmona, F. y Pérez, A. (2019). Validación de la Prueba de tiras cómicas para evaluar la empatía en una muestra de población mexicana. *Gaceta Médica de México*, 155(sup. 1), 45-49. doi: 10.24875/GMM.M19000287
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. (2019). Robust promin: a method for diagonally weighted factor rotation. *LIBERABIT, Revista Peruana de Psicología*, 25(1), 99-106. doi: 10.24265/iberabit.2019.v25n1.08
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. (2020). Unrestricted factor analysis of multidimensional test items based on an objectively refined target matrix. *Behavior Research Methods*, 52(1), 116-130. doi: 10.3758/s13428-019-01209-1
- Lozano-Razo, G. (2002). *Actitudes y estrategias de persuasión hacia la donación de órganos y tejidos* [Tesis doctoral]. Universidad Nacional Autónoma de México, México. <http://132.248.9.195/pdtestdf/0309346/Index.html>

- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: org/10.6018/analesps.30.3.199361
- Malti, T., Chaparro, M. P., Zuffiano, A. y Colasante, T. (2016). School-based interventions to promote empathy-related responding in children and adolescents: a developmental analysis. *Journal Of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 45(6), 718-731. doi: 10.1080/15374416.2015.1121822
- Manzano, A. y Zamora, S. (2009). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación. Cuaderno técnico 4*. Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior. <https://docplayer.es/42086072-Sistema-de-ecuaciones-estructurales-una-herramienta-de-investigacion.html>
- Muñoz, A. y Chaves, L. (2013). La empatía: ¿un concepto unívoco? *Katharsis*, 16, 123-143.
- Muthen, B. y Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: a note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 19-30. doi: 10.1111/j.20448317.1992.tb00975.x
- Pedrero-Pérez, E., Mora-Rodríguez, C., Rodríguez-Gómez, R., Benítez-Robredo, M., Ordoñez-Franco, A., González-Robledo, L. y Méndez-Gago, S. (2019). Síntomas frontales asociados al uso problemático de las tecnologías de la información y comunicación (TIC) en adolescentes. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 27(2), 257-273.
- Pett, M. A., Lackey, N. R. y Sullivan, J. J. (2003). *Making sense of factor analysis: the use of factor analysis for instrument development in health care research*. Sage.
- Reise, S., Waller, N. y Comrey, L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12(3), 287-297. doi: org/10.1037//1040-3590.12.3.287
- Schonert-Reichl, K. (1993). Empathy and social relationships in adolescents with behavioral disorders. *Behavioral Disorders*, 18(3), 189-204.
- Schreiber, J., Stage, F., King, J., Amaury, N. y Barlow, E. (2006). reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *Journal of Educational Research*, 99(6), 323-336. doi.10.3200/JOER.99.6.323-338
- Secretaría de Salud (2014). Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud. México: Diario Oficial de la Federación, 2014. <http://www.salud.gob.mx/unidades/cdi/nom/compilrgsmis.html>
- Stern, J. y Cassidy, J. (2018). Empathy from infancy to adolescence: an attachment perspective on the development of individual differences. *Developmental Review*, 47, 1-22. doi: 10.1016/j.dr.2017.09.002
- Timmerman, M. E. y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi: 10.1037/a0023353
- Torrano-Martínez, R., Ortigosa-Quiles, J., Riquelme-Marín, A., y López-Pina, J. (2020). Propiedades psicométricas de un cuestionario para la evaluación de la ansiedad ante los exámenes en adolescentes. *Behavioral Psychology/Psicología conductual*, 28(2), 245-263.
- Thompson, N., Uusberg, A., Gross, J. y Chakrabarti, B. (2019). Empathy and emotion: an integrative account. *Progress in Brain Research*, 247, 273-304. doi:10.1016/bs.pbr.2019.03.024
- Van Lissa, C., Hawk, S. y Meeus, W. (2017). The effects of affective and cognitive empathy on adolescents' behavior and outcomes in conflicts. *Journal of Experimental Child Psychology*, 158, 32-45. doi: org/10.1016/j.jecp.2017.01.002
- Völlm, B., Taylor, A., Richardson, P., Corcoran, R., Stirling, J. y Shane McKie, A. J. (2006). Neuronal correlates robust statistical techniques, the model was shown to be

- sustainable and parsimonious and of mind and empathy theory: a functional magnetic resonance imaging study in a nonverbal task. *NeuroImage*, 29, 90-98. doi: 10.1016/j.neuroimage.2005.07.022
- Vossen, H., Piotrowski, J. y Valkenburg, P. (2015). Development of the adolescent measure of empathy and sympathy. *Personality and Individual Differences*, 74, 66-71. doi:10.1016/j.paid.2014.09.040
- Wakabayashi, A., Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Goldenfeld, N., Delaney, J., Fine, D., Smith, R. y Weil, L. (2006). Development of short forms of the Empathy Quotient (EQ-Short) and the Systemizing Quotient (SQ-Short). *Personality and Individual Differences*, 41(5), 929-940. doi: 10.1016/j.paid.2006.03.017
- Ward, J., Cody, J., Schaal, M. y Hojat, M. (2012). The empathy enigma: an empirical study of decline in empathy among undergraduate nursing students. *Journal Of Professional Nursing*, 28(1), 34-40. doi: 10.1016/j.profnurs.2011.10.007
- Wellman, H. y Peterson, C. (2013). Theory of mind, development, and deafness. En S. Baron-Cohen, H. Tager-Flusberg y M. Lombardo (dirs.), *Understanding other minds*. Oxford University Press.
- World Medical Association (2013). World Medical Association Declaration of Helsinki: ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA*, 310(20), 2191-2194. doi: 10.1001/jama.2013.281053

RECIBIDO: 20 de septiembre de 2021

ACEPTADO: 23 de enero de 2022

Anexo

Cociente de empatía, versión breve

Edad: _____ años _____ meses _____ Sexo: _____ ¿Con qué mano escribes? _____
 Dirección: _____

Instrucciones: A continuación, hay una lista de afirmaciones. Por favor, lea cada frase con mucho cuidado y escoja su respuesta. No hay respuestas correctas o incorrectas, ni preguntas capciosas. El cuestionario tiene 29 preguntas. Por favor, contéstalas todas.

ítem	Pregunta	Completamente de acuerdo	Parcialmente de acuerdo	Parcialmente en desacuerdo	En completo desacuerdo
AC6	Me gusta verdaderamente cuidar de otras personas.				
CA10	Frecuentemente, al verme parte de una discusión, la gente me dice que voy demasiado lejos defendiendo mi punto de vista.				
CA11	No me preocupa mucho llegar tarde a una cita con un amigo o amiga.				
CA12	Las amistades y las relaciones son demasiado difíciles de mantener, así que procuro no pensar en ello.				
CA15	En una conversación intento concentrarme en mis propios pensamientos, antes que en lo que la otra persona pueda estar pensando.				
CA18	De pequeño me gustaba cortar gusanos en pedazos para ver qué pasaba.				
AC19	Puedo captar fácilmente si una persona dice una cosa, pero en realidad quiere decir otra (por ejemplo, cuando una persona le menciona a otra, en tono y en expresión de burla...¡¡que inteligente eres!! cuando en realidad piensa lo contrario).				
CA21	Me resulta difícil entender porque algunas cosas molestan tanto a las otras personas.				
AC22	Me resulta fácil ponerme en el lugar de otra persona.				
AC25	Tengo facilidad para predecir como se sentirá otra persona.				
AC26	Enseguida me doy cuenta de si alguien se siente molesto en un grupo.				
CA27	Si cuando yo hablo alguien se siente ofendido pienso que el problema es suyo, no mío.				
CA29	A veces no entiendo por qué alguien se ha sentido ofendido por una determinada observación mía.				
AC32	Ver llorar a la gente me pone triste.				
AC36	Las otras personas me dicen que tengo facilidad para entender cómo se sienten y que es lo que está pasando.				
AC38	Me da pena ver sufrir a un animal.				

ítem	Pregunta	Completamente de acuerdo	Parcialmente de acuerdo	Parcialmente en desacuerdo	En completo desacuerdo
AC41	Puedo captar fácilmente si a alguien le aburre o le interesa lo que estoy diciendo.				
AC42	Me afecta ver personas sufriendo en los noticieros.				
AC43	Mis amistades suelen hablarme de sus problemas porque dicen que realmente los entiendo.				
AC44	Me doy cuenta de que molesto incluso si la otra persona no me lo dice.				
CA46	A veces la gente me dice que he ido demasiado lejos con mis bromas.				
CA48	A menudo la gente dice que soy insensible, aunque yo no veo por qué.				
CA49	Si hay alguien nuevo en el grupo pienso que es cosa suya hacer el esfuerzo para integrarse en el mismo.				
CA50	Por lo general me mantengo emocionalmente indiferente cuando veo una película.				
AC52	Puedo comprender y saber cómo se siente alguien de forma rápida e intuitiva.				
AC54	Me doy cuenta de lo que la otra persona puede estar deseando hablar.				
AC55	Puedo darme cuenta de si la otra persona está ocultando sus verdaderas emociones.				
CA57	No elaboro conscientemente las reglas de como tengo que actuar en situación social (Por ejemplo, en la escuela, reuniones con amistades o familiares).				
AC60	Suelo apreciar el punto de vista de otras personas, incluso si no estoy de acuerdo con ellas.				