

Interdisciplinaria

ISSN: 0325-8203

ISSN: 1668-7027

interdisciplinaria@fibercorp.com.ar

Centro Interamericano de Investigaciones Psicológicas y  
Ciencias Afines

Argentina

Ventura-León, José; Landa-Barzola, Manuel; Valencia,  
Pablo; Tocito-Muñoz, Shirley; Manzanares-Medina, Eduardo  
Evidencias de validez, fiabilidad e invarianza factorial  
de una escala breve de empatía para niños peruanos  
Interdisciplinaria, vol. 38, núm. 3, 2021, Septiembre-Diciembre, pp. 49-65  
Centro Interamericano de Investigaciones Psicológicas y Ciencias Afines  
Buenos Aires, Argentina

DOI: <https://doi.org/10.16888/interd.2021.38.3.3>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=18067032003>

# Evidencias de validez, fiabilidad e invarianza factorial de una escala breve de empatía para niños peruanos

## Evidence of validity, reliability and factor invariance of a brief scale of empathy for Peruvian children

José Ventura-León<sup>1</sup>, Manuel Landa-Barzola<sup>2</sup>, Pablo Valencia<sup>3</sup>,  
Shirley Tocto-Muñoz<sup>4</sup> y Eduardo Manzanares-Medina<sup>5</sup>

<sup>1</sup>Doctor en Psicología. Docente Investigador en la Facultad de Salud, Universidad Privada del Norte, Lima, Perú. E-mail: [jventuraleon@gmail.com](mailto:jventuraleon@gmail.com)

<sup>2</sup>Bachiller en Psicología. Investigador independiente y en colaboración, Universidad César Vallejo, Lima, Perú. E-mail: [manuellandab@gmail.com](mailto:manuellandab@gmail.com)

<sup>3</sup>Bachiller en Psicología. Investigador independiente especializado en análisis de datos, Asociación Peruana Contextual-Conductual de Psicología, Lima, Perú.  
E-mail: [pabvalenciam@gmail.com](mailto:pabvalenciam@gmail.com)

<sup>4</sup>Estudiante de Psicología en la Universidad Privada del Norte, Lima, Perú.  
E-mail: [toctomunozs@gmail.com](mailto:toctomunozs@gmail.com)

<sup>5</sup>Magister en Psicología, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas.  
E-mail: [emanzanaresm89@gmail.com](mailto:emanzanaresm89@gmail.com)

Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Privada del Norte (UPN).  
Lima, Perú.

## Resumen

La empatía es conceptualizada como la conciencia de las emociones y cogniciones de los demás y resulta importante en el contexto escolar para el favorecimiento de la convivencia y prevención de conductas agresivas. En ese sentido, el presente estudio tiene como objetivo examinar las evidencias de validez, fiabilidad e invarianza factorial de una escala breve de empatía básica (BES) en niños peruanos. Por ende, participaron 838 niños y niñas entre 8 y 12 años de edad ( $M = 9.95$ ;  $DE = 1.13$ ) de seis instituciones educativas, algunos colegios fueron utilizados para el análisis exploratorio y otros para confirmar. Se administró la BES que fue adaptada para niños (BES-I). Respecto al análisis de datos, se efectuó un análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), además del análisis de invarianza factorial, para

finalmente examinar la fiabilidad mediante el coeficiente omega ( $\omega$ ). Los resultados del AFE sugieren una medida bidimensional oblicua (cognitivo y afectivo). Del mismo modo, el AFC reafirmó estos resultados por presentar buenas bondades de ajuste ( $CFI \geq .97$ ,  $RMSEA \leq .04$ ); estos hallazgos son coherentes con los postulados teóricos que sugieren que la empatía es un constructo compuesto por factores específicos y no por un solo factor. La invarianza factorial de acuerdo con el sexo demostró que la BES-I mide lo mismo en niños y niñas y la fiabilidad obtenida mediante el coeficiente  $\omega$  fue superior a .65, lo cual indica que es aceptable. Se concluye que la BES-I es un instrumento breve que puede resultar valioso en la comprensión de la empatía infantil en futuras investigaciones.

*Palabras clave:* validación, fiabilidad, invarianza, empatía, niños.

## Abstract

Childhood is a period where prevention and promotion actions can be carried out; therefore, the study of positive variables such as mindfulness, well-being, resilience and empathy has increased for some years. In this sense, empathy is conceptualized as the awareness of the emotions and cognitions of others in socio-emotional theoretical models; additionally, its study is important in the school context for the promotion of coexistence and prevention of aggressive behavior. Likewise, women are known to present higher empathy prevalence than men. Within the perspectives of this construct related to the cognitive and affective states, it became the most relevant in various studies and measurement instruments; despite this, there is a lack of brief instruments to measure empathy in the Latin American context. In this sense, this study aims to examine the evidence of validity, reliability and factor invariance of a short Basic Empathy Scale (BES) in Peruvian children. For these purposes, 838 children between 8-12 years old ( $M = 9.95$ ;  $SD = 1.13$ ) from six schools participated, some of them were used for exploratory analysis and others for confirmation. Likewise, eleven professionals from the clinical field and with experience in children's issues participated and applied the two criteria-based BES: relevance and representativeness. Prior to this, ten children were interviewed to verify the clarity of the items. After this procedure, trained research assistants created a version of the BES for children (BES-I) for children in their respective classrooms; who also requested parental authorization by signing an informed consent. The data was analyzed by R statistical software of free access using packages such as 'psych', 'lavaan', 'MBESS', 'semTools'; two factor analyses were performed; one, exploratory (AFE) and two, confirmatory (AFC), in a third moment a multigroup analysis was performed to evaluate to what extent the factor structure is invariant in the subgroups of males and

females; finally, reliability was calculated using the omega coefficient ( $\omega$ ). The results show that the items have the representativeness and relevance in their content according to eleven experts in clinical psychology, whose responses were quantified by V of Aiken reaching values higher than .70. The internal structure in the AFE indicated the presence of two related factors (cognitive and affective) that explain 35 % of the model variance. Similarly, the AFC verified these results by showing optimal goodness of fit ( $IFC \geq .97$ ,  $RMSEA \leq .04$ ) in the two-factor model; these empirical findings are consistent with theoretical assumptions suggesting that empathy is a construct comprising specific factors rather than a single factor. As for the multi-group analysis according to sex, the invariance of the BES-I was evidenced, when observing that the differences between the base or configuration model and those with restricted thresholds, loads, variance and covariance are minimally recommended; in that way, the BES-I is established to measure the same in boys and girls; finally, regarding the reliability in the two-factor model, the coefficient  $\omega$  is observed to exceed .65 for both the cognitive factor ( $\omega = .66$ ) and the affective factor ( $\omega = .66$ ). It is concluded that the BES-I is a brief instrument to be interpreted in a two-dimensional oblique way, taking as reference the theoretical cognitive-affective perspective; thus, the validity evidence of the BES-I is valuable for the understanding of child empathy in future Latin American researches.

**Keywords:** validation; reliability, invariance, empathy, children.

## Introducción

La infancia es una etapa de prevención y promoción de la salud mental (Díaz, Nino, Ramírez y Gómez, 2016). Pese a ello, las investigaciones acerca de temas infantiles representan el 1.3 % en 149 tesis (Mamani, 2018), situación que ha producido un incremento de instrumentos con evidencias de validez en niños,

específicamente en variables positivas como *mindfulness* (Pacheco-Sanz, Canedo-García, Arija y García-Sánchez, 2018), resiliencia (Masten y Barnes, 2018), bienestar (Allen et al., 2018) y empatía (Decety, Meidenbauer y Cowell, 2018). En ese sentido, resulta crucial contar con una escala de empatía infantil, por estar asociada con el establecimiento de relaciones sociales positivas (Overgaauw, Rieffe, Broekhof, Crone y Güroğlu, 2017).

Históricamente, el término “empatía” ha recibido diferentes acepciones, y se lo ha considerado en un inicio como la capacidad para adoptar una perspectiva moral amplia y ser una respuesta emocional vicaria (Hogan, 1969; Mehrabian y Epstein, 1972; Stotland, 1969). Entre las décadas de 1970, 1980 y 1990 las investigaciones de la empatía concluyen una prevalencia en las mujeres (Eisenberg y Lennon, 1983; Garaigordobil, 2009; Hoffman, 1977; Mestre, Samper, Frías y Tur, 2009; Páez y Rovella, 2019), situación que se mantiene en la actualidad en estudios de metaanálisis (Teding van Berkhouw y Malouff, 2016; Vachon, Lynam y Johnson, 2014). Sin embargo, es en la década de 1980 que la empatía asume un modelo bidimensional, compuesto por aspectos cognitivos y afectivos (Davis, 1980; Wispé, 1978, 1986). Posteriormente, se entiende en forma vicaria a través de comportamiento de compasión y conciencia del sufrimiento del otro (Batson et al., 1991; Salovey y Mayer, 1990). Bajo un modelo socioemocional (BarOn, 1997; BarOn y Parker, 2000) la empatía comienza a ser abordada como parte de la inteligencia emocional (Salovey y Mayer, 1990).

De acuerdo con Duan y Hill (1996), la empatía puede ser vista desde tres perspectivas teóricas: (a) un rasgo de la personalidad o habilidad, (b) una secuencia de experiencias y (c) una situación específica de estados cognitivos-afectivos, que es la más influyente (Blair, 2005; Innamorati, Ebisch, Gallese y Saggino, 2019; Sugarman, Nemiroff y Greenson, 2001; Vaish, Carpenter y Tomasello, 2009), dado que existen diversos estudios en los que la estruc-

tura cognitivo-afectiva forma parte de algunos test (Vachon et al., 2014). Así, lo afectivo involucra respuestas emocionales respecto a la situación con un otro (Cohen y Strayer, 1996; Decety, 2011; Eisenberg y Fabes, 1990; Eisenberg, Fabes y Spinrad, 2006; Zaki, 2014) y lo cognitivo hace referencia a la comprensión emocional de otra persona, a través de asociaciones simples (Cox et al., 2011; Hoffman, 1977; Schnell, Bluschke, Konradt y Walter, 2011). Además, un estudio de revisión conceptual demuestra que se debe evitar el uso de términos generales y es mejor referirse a la empatía con términos específicos como “proceso empático”, “disposición empática” (Bošnjaković y Radionov, 2018).

Son diversos los instrumentos de autoinforme para medir la empatía en la población infantil. Así se encuentran: el Índice de Empatía (Bryant, 1982) para niños de 6 a 12 años, que mide empatía emocional; la Escala de Empatía Cognitiva, Afectiva y Somática (CASES, por sus siglas en inglés; Raine y Chen, 2017) para niños de 11 años, que evalúa aspectos cognitivos, afectivos y somáticos; la Escala de Empatía y Teoría de la Mente, que evalúa tres factores desde la valoración de los padres hacia sus hijos, aunque presenta sesgo del evaluador (Wang y Wang, 2015); la Escala de Desarrollo Empático en Niños (KEDS, por sus siglas en inglés) que evalúa por medio de imágenes aspectos cognitivos, afectivos y conductuales (Reid et al., 2012); la Escala *Feeling and Thinking* en niños, que evalúa aspectos cognitivos y afectivos por medio de 12 ítems (Garton y Gringart, 2005) y el *Spanish Empathy Questionnaire for Children and Early Adolescents*, compuesto por 15 ítems, que mide la empatía desde una visión multidimensional (Richaud, Lemos, Mesurado y Oros, 2017). Pese a ello, este estudio analiza las propiedades psicométricas de la Escala Básica de Empatía (BES, por sus siglas en inglés) elaborada originalmente en Francia por Jolliffe y Farrington (2006), adaptada por Bensalah, Stefaniak Carre y Besche-Richard (2016) para niños de 6 a 11 años y tradu-

cida al español para adolescentes por Oliva et al. (2011) como medida breve que evalúa aspectos cognitivos y afectivos de la empatía.

La relevancia de contar con una medida validada de la empatía en población infantil se justifica porque se relaciona con la agresión (Vachon et al., 2014), favorece entornos familiares positivos, ayuda al bienestar social, la regulación emocional y el desarrollo moral (Jeffrey, 2016; Morelli, Lieberman y Zaki, 2015; Schipper y Petermann, 2013), y genera con el paso del tiempo el fortalecimiento de conductas prosociales (Decety, Bartal, Uzefovsky y Knafo-Noam, 2015; Morelli et al., 2015; Wang y Wang, 2015). Del mismo modo, algunos estudios revelan que la baja empatía es un factor de riesgo para la adquisición de la depresión cuando se combina con ciertas características personales (O'Connor, Berry, Lewis, Mulherin y Crisostomo, 2007).

En ese contexto, resulta oportuno brindar evidencias de las propiedades psicométricas de la Escala de Empatía Básica (BES; Oliva et al., 2011) en la población infantil, que ha demostrado buenas propiedades psicométricas en adolescentes (Merino-Soto y Grimaldo-Muchotriga, 2015; Salas-Wright, Olate y Vaughn, 2013). Pese a ello, las puntuaciones de los ítems podrían variar dependiendo del contexto de aplicación (Van de Vijver y Hambleton, 1996) y no ser invariante a nivel factorial de acuerdo con el sexo (Ventura-León, Caycho

y Domínguez-Lara, 2019). De ese modo, el presente estudio tiene como objetivos examinar la evidencia basada en el contenido a través de jueces expertos, estructura interna por método exploratorio y confirmatorio, estimar la fiabilidad por consistencia interna mediante el coeficiente omega y examinar las diferencias por sexo desde la invarianza factorial.

## Método

### Participantes

Se contó con la participación de 838 niños: 456 mujeres (54.4 %) y 382 varones (45.6 %), pertenecientes a seis instituciones educativas privadas y públicas de Lima Metropolitana, con edades comprendidas entre 8 y 12 años de edad ( $M = 9.95$ ;  $DE = 1.13$ ), seleccionados por muestreo no probabilístico de tipo intencional. Por otro lado, se dividieron los datos en dos, utilizando algunos colegios para el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y otros para el Confirmatorio (AFC), como se puede ver en la Tabla 1. Dentro de los criterios de inclusión se consideraron niños y niñas que asistieron el día de la evaluación y podían responder al cuestionario sin la asistencia de un adulto. Se excluyeron niños con trastornos del neurodesarrollo o que contaran con alguna necesidad educativa diferencial.

Tabla 1

*Características sociodemográficas de la muestra total y las submuestras.*

Variables	Total (N = 838)		AFE (N = 123)		AFC (N = 715)	
	f	%	f	%	F	%
<i>Sexo</i>						
Mujer	456	54.44	66	53.66	390	54.55
Varón	382	45.56	57	46.34	325	45.45

Variables	Total (N = 838)		AFE (N = 123)		AFC (N = 715)	
	f	%	f	%	F	%
<i>Edades</i>						
8	105	12.53	17	13.82	88	12.31
9	181	21.60	27	21.95	154	21.54
10	263	31.38	32	26.02	231	32.31
11	229	27.33	35	28.46	194	27.13
12	60	7.16	12	9.76	48	6.71
<i>Instituciones educativas</i>						
1	112	13.37	-	-	112	15.66
2	29	3.46	-	-	29	4.06
3	395	47.14	-	-	395	55.24
4	179	21.36	-	-	179	25.03
5	90	10.74	90	73.17	-	-
6	33	3.94	33	26.83	-	-
<i>Grado escolar</i>						
3.º	188	22.43	29	23.58	159	22.24
4.º	201	23.99	31	25.20	170	23.78
5.º	266	31.74	30	24.39	236	33.01
6.º	183	21.84	33	26.83	150	20.98

Nota: Las celdas en las que no figuran datos se refieren a colegios que no fueron considerados para ese análisis.

Por otro lado, se contó con la contribución de 11 profesionales de psicología que participaron en la investigación como jueces expertos, ocho hombres (72.2 %) y tres mujeres (27.3 %). Además, del total de jueces, siete tenían grado de magister (63.6 %), en su mayoría de formación académica clínica (45.5 %), y tenían entre 5 y 10 años de experiencia.

## Instrumento

La Escala de Empatía Básica Abreviada (BES; Oliva et al., 2011) consta de nueve

ítems con alternativa de respuesta tipo Likert de cinco puntos: totalmente en desacuerdo (1), en desacuerdo (2), ni de acuerdo ni en desacuerdo (3), de acuerdo (4), totalmente de acuerdo (5). La BES mide dos dimensiones: empatía afectiva (ítems 1, 2, 3 y 6) y empatía cognitiva (ítems 4, 5, 7, 8 y 9). La fiabilidad obtenida por Oliva et al. (2011) mediante el alfa de Cronbach fue de .73 y .63, para los factores afectivo y cognitivo, respectivamente. La evidencia de validez estuvo basada en la estructura interna, utilizándose el AFE como técnica estadística con método de esti-

mación de ejes principales rotación *Oblimin*. Asimismo, las cargas factoriales fueron superiores a .40.

## Procedimiento

Para la realización de esta investigación se siguieron las recomendaciones del International Test Commission (2017). En ese sentido, inicialmente se realizó una entrevista semiestructurada con diez niños con el propósito de verificar la claridad de los ítems porque, aunque existía una versión aplicada en adolescentes, se deseaba comprobar que la interpretación de los ítems eran los mismos en la población infantil (Chahín-Pinzón y Briñez, 2011). A partir de esos resultados se modificaron ligeramente el ítem 3 “Me pongo triste cuando veo a alguien llorando”, por “Me pongo triste cuando veo a gente llorando”, y el ítem 4 “Me pongo triste cuando veo a alguien llorando”, por “Me pongo triste cuando veo a gente llorando”. De esa manera, se tomó precaución de la presencia de sesgo en el ítem por factores lingüísticos (Van de Vijver y Hambleton, 1996). Por otro lado, se realizó la revisión de los ítems mediante jueces expertos quienes calificaron los reactivos en base a dos criterios: representatividad y relevancia (Ventura-León, 2019). Con base en lo anterior, se produjo una versión de la BES para niños (BES-I, véase Apéndice A), que fue aplicada en seis instituciones educativas de Lima Metropolitana, previa coordinación con sus autoridades, quienes solicitaron los permisos respectivos a los padres de familia mediante un consentimiento informado proporcionado por los investigadores del presente estudio. En dicho consentimiento, se dejaron en claro el objetivo de la investigación, así como la confidencialidad de la información recolectada y la participación voluntaria. La BES-I fue aplicada por cuatro asistentes de investigación previamente capacitados, quienes en las aulas de la institución educativa leyeron las instrucciones con la finalidad de estandarizar este proceso. Finalmente, las respuestas

de los participantes fueron ingresadas a una base de datos para su posterior análisis.

## Análisis de datos

Los análisis se realizaron en el programa R, versión 3.5.3 utilizando las librerías “psych” (Revelle, 2017), “lavaan” (Rosseel et al., 2018), MBESS (Kelley y Lai, 2017) y “semTools” (Jorgensen et al., 2018). Inicialmente, se examinaron los estadísticos descriptivos para cada uno de los ítems y se obtuvo la media aritmética, la desviación estándar, la asimetría y la curtosis. Del mismo modo, se examinaron las tasas de respuesta para cada una de las cinco opciones Likert del instrumento, situación que resulta coherente por su naturaleza ordinal, la misma que justifica el uso de correlaciones policóricas en el análisis factorial. El análisis factorial se realizó en dos etapas: en su nivel exploratorio (AFE) se realizó con una muestra piloto ( $n = 123$ ). Previo a este análisis, se examinaron las medidas de adecuación muestral y se calculó el Kaiser-Meyer-Olkin (KMO  $\geq .70$ ) y el test de esfericidad de Bartlett Bartlett ( $p < .05$ ) que sugieren que la matriz de correlaciones puede ser factorizada. Para la determinación del número de factores se utilizó el análisis paralelo (Horn, 1965) y el método de estimación fueron mínimos cuadrados no ponderados (ULS, por sus siglas en inglés) con rotación *Oblimin*. En su nivel confirmatorio (AFC) se comprobó la estructura previa con una muestra distinta ( $n = 715$ ), y se modelaron dos estructuras internas: (a) Modelo 1, basado en el AFE y (b) Modelo 2, en la versión original (Oliva et al., 2011). El método de estimación fue el de mínimos cuadrados ponderados ajustados a la media y la varianza (WLSMV, por sus siglas en inglés) que es recomendado para análisis de variables ordinales (Brown, 2015). El ajuste de ambos modelos se examinó con los siguientes índices de bondad (Hu y Bentler, 1999):  $\chi^2$ , Índice de Ajuste Comparativo (CFI  $> .95$ ), Índice de Tucker-Lewis (TLI  $> .95$ ), Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA  $< .06$ ) y Raíz Residual Ponderada Cuadrática

Media (WRMR < 1). Por otro lado, la confiabilidad fue estimada para puntajes compuestos mediante el coeficiente omega ( $\omega$ ) en el que valores superiores a .65 pueden ser aceptables (Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017). Finalmente, se examinó la invarianza factorial de acuerdo con el sexo siguiendo los procedimientos propuestos por Wu y Estabrook (2016). Primero, se estableció el modelo base o configural, en el que se permitió la libre estimación de los umbrales y las cargas factoriales en ambos grupos. Segundo, se examinó la invarianza de medida, que consiste en agregar de manera secuencial restricciones de igualdad sobre los umbrales y las cargas factoriales. Tercero, se analizó la invarianza estructural, en la que se agregan restricciones de igualdad sobre las varianzas de los factores y covarianzas interfactoriales. Para establecer las diferencias mínimas entre modelo de referencia con respecto a los otros modelos, en cuanto a su bondad de ajuste, se siguieron las recomendaciones de Finch y French (2018) quienes

sugieren un RMSEA ( $\Delta_{RMSEA}$ ) < .01 para variables ordinales y Chen (2007) quien sugiere CFI ( $\Delta_{CFI}$ )  $\leq .01$ , que, aunque es un punto de corte para variables continuas, puede utilizarse como referente para establecer diferencias mínimas en medidas ordinales. Finalmente, se compararon las medias latentes (Dimitrov, 2010) y tamaño del efecto mediante la  $d$  de Cohen (Cohen, 1992).

## Resultados

### Evidencia basada en el contenido

En la Tabla 2, se observa la cuantificación de las respuestas de los jueces expertos mediante la  $V$  Aiken, que revela la proporción en que los jueces indican que el ítem es totalmente relevante y representativo. En consecuencia, se evidencia que todos los ítems superan o están próximos a .70 en los dos criterios que fueron calificados (Ventura-León, 2019), lo cual demuestra su validez basada en el contenido.

Tabla 2  
*Estadísticos descriptivos a nivel de los ítems de la BES.*

Ítem	<i>M</i>	<i>DE</i>	g1	g2	% de respuesta a cada opción Likert					$V$ <sub>Aiken</sub>	
					1	2	3	4	5	Rel.	Rep
BES-I 1	3.29	1.36	-.31	-1.12	15	16	20	26	24	.85	.82
BES-I 2	2.96	1.36	.00	-1.25	19	22	19	24	16	.79	.85
BES-I 3	3.35	1.38	-.41	-1.08	15	14	18	29	25	.67	.82
BES-I 4	3.93	1.14	-1.11	.53	6	7	12	38	37	.97	.94
BES-I 5	3.46	1.29	-.55	-.79	11	13	17	35	23	.85	.82
BES-I 6	3.43	1.47	-.48	-1.20	17	12	14	24	33	.73	.79
BES-I 7	3.34	1.31	-.4	-.98	13	15	20	30	22	.94	.94
BES-I 8	3.99	1.15	-1.16	.56	6	7	11	35	41	.91	.91
BES-I 9	3.9	1.23	-1.04	.07	8	8	12	32	41	.91	.91

Nota: g1: Asimetría; g2: Curtosis; Rel.: Relevancia; Rep.: Representatividad.

Del mismo modo, se revisaron los ítems de forma preliminar (Tabla 2), en los que se observa que el ítem 2 (“Los sentimientos de los demás me afectan con facilidad”) presenta la menor puntuación, mientras que el ítem 8 (“Casi siempre puedo notar cuando están contentos los demás”), la mayor puntuación. Del mismo modo, se aprecia que la mayor proporción de respuestas se encuentra en las opciones de respuesta 4 (*de acuerdo*) y 5 (*totalmente de acuerdo*), lo cual se confirma al observar que los coeficientes de asimetría han sido negativos.

### Evidencia basada en la estructura interna

En primer lugar, se realizó el AFE. Por ende, se examinaron las medidas de adecuación muestral que presentaron valores aceptables ( $KMO = .72$ ; Bartlett:  $\chi^2(36) = 217.31$ ,  $p < .001$ ). El análisis paralelo sugirió la presencia de dos factores moderadamente correlacionados ( $\Phi = .34$ ) que explican el 35 % de la varianza del modelo. Los ítems 1, 2, 3 y 7 se agruparon en un F1 denominado “empatía afectiva”, mientras que los ítems 4, 5, 6, 8 y 9 en un F2 denominado “empatía cognitiva” (Tabla 4). Pese a ello, los ítems 6 y 7 se reagruparon en un factor diferente a su versión original.

Tabla 3  
Análisis factorial exploratorio y confirmatorio de la BES.

Ítem	AFE (n = 123)		AFC (n = 715)			
	F1	F2	F1	F2	Afectivo	Cognitivo
BES-I 1	.70	.13	.57	-	.60	-
BES-I 2	.70	-.16	.55	-	.57	-
BES-I 3	.70	.02	.65	-	.69	-
BES-I 4	.22	.35	-	.56	-	.57
BES-I 5	-.09	.45	-	.51	-	.52
BES-I 6	.10	.39	-	.38	.40	-

En segundo lugar, se realizó el AFC con una muestra diferente (Tabla 3). El primer AFC consistió en probar dos modelos: (a) Modelo 1, basado en los resultados del AFE, que obtuvo los siguientes índices de ajuste: WLSMV  $\chi^2(26) = 99.81$ ,  $p < .001$ ; CFI = .94; TLI = .92; RMSEA = .06; SRMR = .05; WRMR = 0.99; (b) Modelo 2, que es la versión original (Oliva et al., 2011), obteniéndose los siguientes índices de ajuste: WLSMV  $\chi^2(26) = 49.38$ ,  $p = .004$ ; CFI = .98; TLI = .98; RMSEA = .04; SRMR = .03; WRMR = .69. Entre los dos modelos, fue el segundo que evidenció el mejor ajuste, siendo considerado el modelo definitivo. La Tabla 3 también presenta la correlación entre factores que fue superior a .70 en ambos modelos. Finalmente, las cargas factoriales fueron superiores a .37 en los dos modelos.

### Fiabilidad

La fiabilidad fue calculada en dos momentos: En el AFE reveló valores aceptables tanto para el factor afectivo ( $\omega = .73$ ) como cognitivo ( $\omega = .61$ ), mientras que en el AFC del modelo 1 los valores son inaceptables. Pese a ello, el modelo definitivo presenta coeficiente de fiabilidad para el factor afectivo ( $\omega = .66$ ) y cognitivo ( $\omega = .66$ ) aceptables.

Ítem	AFE (n = 123)		AFC (n = 715)			
			Modelo AFE		Estructura original	
	F1	F2	F1	F2	Afectivo	Cognitivo
BES-I 7	.39	.21	.54	-	-	.56
BES-I 8	-.03	.70	-	.51	-	.52
BES-I 9	.21	.43	-	.49	-	.50
$\Omega$	.73	.61	.67	.61	.66	.66
$\Phi$	.34		.82		.71	

Nota:  $\Phi$ : Correlación interfactorial. Se presenta en cursiva la carga factorial mayor de cada ítem; AFE: Análisis Factorial Exploratorio; AFC: Análisis Factorial Confirmatorio;  $n$ : Muestra. La ausencia de valor se debe a que se fijan a cero las cargas del ítem como parte de la técnica confirmatoria.

### Invarianza de acuerdo con el sexo

Para la invarianza de medida se evaluó progresivamente la invarianza configural (M1), umbrales (M2), cargas factoriales (M3; Wu y Estabrook, 2016) con un estimador robusto (WLSMV) por tratarse de variables ordinales (Brown, 2015). De ese modo, en la Tabla 4, se observa el ajuste del modelo base sin restricciones para ambos grupos (M1), obteniéndose valores excelentes (CFI = .97; RMSEA = .05; SRMR = .04). La M1 es el modelo de referencia que servirá para el contraste con los modelos M2, M3. Posteriormente, se analiza

la invarianza de los umbrales (M2), que es entendida como un M1 con restricciones en los umbrales, encontrándose buenos índices de ajuste (CFI = .97, RMSEA = .04, SRMR = .04). Se observa que la diferencia entre M1 y M2 son mínimas, aceptando la hipótesis que los umbrales son invariantes. Enseguida, fue analizada la invarianza de las cargas factoriales (M3), que reportó ajustes similares al modelo anterior (CFI = .97, SRMR = .05, RMSEA = .04), observándose valores similares a M1 con diferencias mínimas, situación que revela la invarianza de las cargas factoriales.

Tabla 4  
Análisis de invarianza factorial de la BES.

Modelos	$\chi^2(gl)$	$\Delta\chi^2$	$\Delta gl$	$p$	CFI	RMSEA	$\Delta CFI^*$	$\Delta RMSEA^*$
Niñas	38.71 (26)	-	-	.052	.97	.04	-	-
Niños	54.26 (26)	-	-	.001	.97	.06	-	-
M1	65.00 (52)	-	-	-	.97	.05	-	-
M2	70.01 (70)	14.39	18	.700	.97	.04	-.002	-.005
M3	77.56 (77)	6.06	7	.530	.97	.04	.004	-.004
M4	94.71 (79)	5.62	2	.060	.96	.04	-.008	.004
M5	110.90 (80)	5.52	1	.020	.95	.05	-.009	.005

Nota: M1: Modelo configural; M2: Umbrales; M3: Cargas factoriales; M4: Varianzas de los factores; M5: Covarianzas entre factores. \*Se mantienen tres decimales para revelar que los valores son inferiores a los puntos de corte establecidos.

Para examinar la invarianza estructural, primero se estableció un modelo con varianzas factoriales iguales entre los grupos (M4), además de las restricciones de igualdad de umbrales y cargas factoriales, ya descriptas anteriormente. Se observa que los valores no superan la diferencia mínima recomendada. Finalmente, se agrega un modelo donde se restringen las covarianzas interfactoriales (M5) cuyas diferencias son mínimas a las recomendadas (Svetina et al., 2019). Al examinar la correlación interfactorial, se observa que es mayor en las mujeres ( $\phi = .57$ ) que en los hombres ( $\phi = .81$ ). Con esta condición, es posible comparar la invarianza de las covarianzas.

Finalmente, se contrastaron las medias latentes (Dimitrov, 2010). Los resultados revelan que, respecto a la dimensión cognitiva, las mujeres ( $M = 1.74$ ;  $DE = .37$ ) presentan una mayor estimación que los varones ( $M = 1.66$ ;  $DE = .34$ ), con una diferencia estadísticamente significativa y el tamaño del efecto pequeño [ $t(667) = 2.65$ ,  $p = .01$ ,  $d = .41$ ]. Por otro lado, con respecto a la dimensión afectiva sucede lo mismo, y son las mujeres ( $M = 1.85$ ;  $DE = .50$ ) quienes presentan una mayor estimación en comparación con los varones ( $M = 1.65$ ;  $DE = .50$ ); la diferencia es estadísticamente significativa y el tamaño del efecto pequeño [ $t(693) = 5.48$ ,  $p = .00$ ,  $d = .20$ ].

## Discusión

El objetivo de la investigación fue examinar las evidencias psicométricas de la BES en una población infantil. Los primeros hallazgos evidencian que la BES-I posee similares valores psicométricos e igual estructura factorial que su versión en adolescentes (Jolliffe y Farrington, 2006; Merino-Soto y Grimaldo-Muchotrigio, 2015; Oliva et al., 2011; Salas-Wright et al., 2013). De ese modo, se evidencia que la escala puede ser interpretada de forma bidimensional, situación que es coherente con la argumentación teórica acerca de la empatía desde la perspec-

tiva de estados cognitivo-afectivo (Sugarman et al., 2001; Vaish et al., 2009). De ese modo, la estructura bidimensional se conecta con las nociones teóricas y empíricas que sugieren que la experiencia emocional y la conciencia a nivel cognitivo de las emociones constituyen aspectos que pueden evaluarse psicométricamente como atributos diferenciados de la empatía (Innamorati et al., 2019). Además, información reciente, sugiere tratar a la empatía en términos específicos (Bošnjaković y Radionov, 2018). Por ende, resultó oportuno la revisión de jueces expertos para valorar el contenido de los ítems, existiendo evidencia de que los factores cognitivo y afectivo son diferentes y complementarios al mismo tiempo.

Estos hallazgos fueron examinados mediante el AFE (ver Tabla 4) donde se evidencia que el análisis paralelo sugiere la existencia de dos dimensiones, tal como refiere su versión original (Cohen y Strayer, 1996). Pese a ello, el modelo propuesto por el AFE sugirió la reorganización del ítem 6 (“A menudo me entristece ver cosas tristes en la tele o en el cine”) y del ítem 7 (“A menudo puedo comprender cómo se sienten los demás incluso antes de que me lo digan”), situación que puede ocurrir cuando las puntuaciones de un test cambian de contexto de aplicación (Van de Vijver y Hambleton, 1996). Esto se puede corroborar parcialmente en el estudio de Merino-Soto y Grimaldo-Muchotrigio (2015), quienes encontraron dificultades con el ítem 6 debido a su bajo poder discriminativo ya que presentó una carga factorial muy baja. Pese a ello, la reorganización de los ítems 6 y 7 fue descartada en el AFC, donde la propuesta de Oliva et al. (2011) demostró tener mejores bondades de ajuste [ $\chi^2(26) = 49.38$ ,  $p = .004$ ; CFI = .98; TLI = .98; RMSEA = .04; SRMR = .03; WRMR = .69]. Este resultado demuestra también que la propuesta abreviada de la BES (9 ítems; Oliva et al., 2011) tiene un óptimo funcionamiento en la población infantil peruana. Este hallazgo permite contar con una versión abreviada para medir la empatía que

tiene como ventaja un menor tiempo y practicidad en futuras investigaciones.

Con respecto a la fiabilidad, se calculó mediante el coeficiente omega, que demostró medidas parecidas a investigaciones previas, donde la dimensión cognitiva presenta un valor de fiabilidad, inferior a la dimensión afectiva (Merino-Soto y Grimaldo-Muchotriga, 2015; Oliva et al., 2011). Estos resultados podrían ser los esperados cuando se cuentan con medidas breves y adecuados para su uso en contextos de investigación, pero no para fines de diagnóstico o toma de decisiones en contextos clínicos, en donde el punto de corte es mayor ( $> .90$ ; Prieto y Delgado, 2010). Por ello, es necesario que a partir de estas primeras evidencias psicométricas de la BES en niños, se planteen más estudios instrumentales en otras muestras con características similares a fin de poder contrastar estos resultados en cuanto a la fiabilidad de las puntuaciones.

Es relevante considerar que en el presente estudio se examinó la invarianza de acuerdo con el sexo de la EBS-I. En consecuencia, la estructura factorial en sus tres niveles (configuracional, umbrales y cargas factoriales) se mantuvo estable tanto en varones como en mujeres, lo que sugiere que los ítems miden de forma similar el rasgo latente en ambos grupos (Brown, 2015), esto es un requisito necesario para utilizar la EBS-I en futuros estudios de comparación (Byrne, 2008). Por lo tanto, se demuestra que las respuestas de niños y niñas se organizan de modo bidimensional, revelando la invarianza de la BES-I y reduciendo el sesgo de medida. Además, estos resultados concuerdan con investigaciones previas en las que la estructura bidimensional se mantiene congruente en ambos grupos comparados de adolescentes peruanos (Merino-Soto y Grimaldo Muchotriga, 2015; Ventura-León et al., 2019).

De acuerdo con la diferencia por sexo respecto a la empatía, los resultados demuestran que las mujeres presentan mayores medias latentes que los varones, tendencia

que se observa desde la década de 1970 a la fecha, en diferentes investigaciones y poblaciones (Eisenberg y Lennon, 1983; Hoffman, 1977; Teding van Berkhout y Malouff, 2016; Vachon et al., 2014). Si bien es cierto que las diferencias encontradas han sido pequeñas con relación a su tamaño del efecto, dichos hallazgos confirman dos aspectos encontrados en investigaciones previas: (a) la tendencia de las mujeres a expresarse más afectivamente que los hombres, incluso en edades más tempranas (Garaigordobil, 2009; Mestre et al., 2009) y (b) que la magnitud de dichas diferencias se va acentuando a mayor edad, tal como se ha encontrado en muestras de adolescentes (Mestre et al., 2009, Michalska, Kinzler y Decety, 2013).

Estos resultados tienen implicancias prácticas porque demostrar la estructura factorial, fiabilidad e invarianza de la BES permitirá estudios futuros acerca de la empatía infantil, desde diseños relationales o comparativos en el contexto peruano. Además, metodológicamente, el estudio resuelve el inconveniente de no contar con un instrumento válido y confiable para la detección rápida de la empatía. Así, se incrementará el marco conceptual de esta variable en el contexto latinoamericano en la población infantil.

Este estudio presenta algunas limitaciones. Primero, sólo se aplicó el test en un solo momento, por lo que sería necesaria la implementación de algún test-retest que permita conocer la estabilidad temporal de las puntuaciones (Prieto y Delgado, 2010). Segundo, no se examinó la escala desde un enfoque de TRI, por lo que se recomienda en futuros estudios su implementación, con el fin de conocer el funcionamiento de los ítems en diferentes niveles del rasgo. Tercero, resulta oportuno brindar evidencia de validez en relación con otras variables con el fin de examinar el grado de predictibilidad de la BES-I.

Se concluye que la BES-I es una versión breve que posee adecuadas evidencias de validez de contenido, estructura interna, invarianza factorial de acuerdo con el sexo y fiabi-

lidad en sus puntuaciones en una muestra de niños peruanos.

## Referencias bibliográficas

- Allen, K., Marlow, R., Edwards, V., Parker, C., Rodgers, L., Ukoumunne, O. C., ... y Ford, T. (2018). 'How I feel about my school': The construction and validation of a measure of wellbeing at school for primary school children. *Clinical Child Psychology and Psychiatry*, 23(1), 25-41. <https://doi.org/10.1177/1359104516687612>
- BarOn, R. (1997). *Development of the Baron EQ-I: A measure of emotional and social intelligence*. 105th Annual Convention of the American Psychological Association in Chicago.
- BarOn, R. y Parker, J. (2000). *EQI: YV Baron Emotional Quotient Inventory: Youth version. Technical manual*. Toronto: Multi-Health Systems Inc.
- Batson, C. D., Batson, J. G., Slingsby, J. K., Harrell, K. L., Peekna, H. M. y Todd, R. M. (1991). Empathic joy and the empathy-altruism hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(3), 413-426. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.3.413>
- Bensalah, L., Stefaniak, N., Carre, A. y Besche-Richard, C. (2016). The Basic Empathy Scale adapted to French middle childhood: Structure and development of empathy. *Behavior Research Methods*, 48(4), 1410-1420. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0650-8>
- Blair, R. (2005). Responding to the emotions of others: Dissociating forms of empathy through the study of typical and psychiatric populations. *Consciousness and Cognition*, 14(4), 698-718. <https://doi.org/10.1016/j.concog.2005.06.004>
- Bošnjaković, J. y Radionov, T. (2018). Empathy: Concepts, Theories and Neuroscientific Basis. *Alcoholism and Psychiatry Research*, 54, 123-150. <https://doi.org/10.20471/dec.2018.54.02.04>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2a ed.). Nueva York: Guilford Press.
- Bryant, B. K. (1982). An index of empathy for children and adolescents. *Child Development*, 413-425. <https://doi.org/10.1037/t01742-000>
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/18940097/>
- Chahín-Pinzón, N. y Briñez, B. (2011). Frecuencia en la práctica de actividad física en la adolescencia y su relación con los niveles de agresividad, impulsividad, y el uso de la Internet y los videojuegos. *Psychología: Avances en la Disciplina*, 5(1), 9-23. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=297224114002>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155-159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Cohen, D. y Strayer, J. (1996). Empathy in conduct-disordered and comparison youth. *Developmental Psychology*, 32(6), 988-998. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.32.6.988>
- Cox, C. L., Uddin, L. Q., Di Martino, A., Castellanos, F. X., Milham, M. P. y Kelly, C. (2011). The balance between feeling and knowing: affective and cognitive empathy are reflected in the brain's intrinsic functional dynamics. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 7(6), 727-737. <https://doi.org/10.1093/scan/nsr051>
- Davis, M. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *Catalogue of Selected Documents in Psychology*, 10, 85.
- Decety, J. (2011). Dissecting the neural mechanisms mediating empathy. *Emotion Review*, 3(1), 92-108. <https://doi.org/10.1177/1754073910374662>
- Decety, J., Bartal, I. B.A., Uzefovsky, F. y Knafo-Noam, A. (2015). Empathy as a driver of prosocial behaviour: highly conserved neurobehavioural mechanisms across species. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 371(1686), 20150077.

- <https://doi.org/10.1098/rstb.2015.0077>
- Decety, J., Meidenbauer, K. L. y Cowell, J. M. (2018). The development of cognitive empathy and concern in preschool children: a behavioral neuroscience investigation. *Developmental Science*, 21(3), e12570. <https://doi.org/10.1111/desc.12570>
- Díaz, D. C., Nino, A. C. N., Ramírez, L. F. y Gómez, J. F. (2016). Salud mental infantil: Una mirada desde la salud mental comunitaria. *Carta Comunitaria*, 24(140), 33-50. <https://doi.org/10.26752/ccomunitaria.v24.n140.5>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Duan, C. y Hill, E. C. (1996). The Current State of Empathy. *Research Journal of Counseling Psychology*, 43, 261-274. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.43.3.261>
- Eisenberg, N. y Fabes, R. A. (1990). Empathy: Conceptualization, measurement, and relation to prosocial behavior. *Motivation and Emotion*, 14(2), 131-149. <https://doi.org/10.1007/bf00991640>
- Eisenberg, N., Fabes, R. A. y Spinrad, T. L. (2006). Prosocial Development. En N. Eisenberg, W. Damon y R. M. Lerner (Eds.), *Handbook of child psychology: Social, emotional, and personality development* (pp. 646-718). Hoboken, NJ, US: John Wiley y Sons Inc.
- Eisenberg, N. y Lennon, R. (1983). Sex differences in empathy and related capacities. *Psychological Bulletin*, 94(1), 100-131. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.94.1.100>
- Finch, W. H. y French, B. F. (2018). A simulation investigation of the performance of invariance assessment using equivalence testing procedures. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25, 673-686. <https://doi.org/10.1080/10705511.2018.1431781>
- Garaigordobil, M. (2009). A Comparative Analysis of Empathy in Childhood and Adolescence: Gender Differences and Associated Socio-emotional Variables. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 9(2), 217-235. <https://www.ijpsy.com/volumen9/num2/233/a-comparative-analysis-of-empathy-in-childhood-EN.pdf>
- Garton, A. y Gringart, E. (2005). The development of a scale to measure empathy in 8- and 9- year old children. *Australian Journal of Education and Developmental Psychology*, 5, 17-25. [https://www.newcastle.edu.au/\\_data/assets/pdf\\_file/0017/100394/v5-garton-gringart.pdf](https://www.newcastle.edu.au/_data/assets/pdf_file/0017/100394/v5-garton-gringart.pdf)
- Hoffman, M. L. (1977). Sex differences in empathy and related behaviors. *Psychological Bulletin*, 84(4), 712-722. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.84.4.712>
- Hogan, R. (1969). Desarrollo de una escala de empatía. *Revista de Consultoría y Psicología Clínica*, 33(3), 307-316. <https://doi.org/10.1037/h0027580>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <https://doi.org/10.1007/bf02289447>
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Innamorati, M., Ebisch, S. J. H., Gallese, V. y Saggino, A. (2019). A bidimensional measure of empathy: Empathic Experience Scale. *PLoS ONE*, 14(4), e0216164. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0216164>
- International Test Commission. (2017). The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests (Second edition). [www.InTestCom.org]
- Jeffrey, D. (2016). Empathy, sympathy and compassion in healthcare: Is there a problem? Is there a difference? Does it matter? *Journal of the Royal Society of Medicine*, 109(12), 446-452. <https://doi.org/10.1177/0141076816680120>
- Jolliffe, D. y Farrington, D. P. (2006). Development and validation of the Basic Empathy Scale. *Journal of Adolescence*, 29, 589-611. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2005.08.010>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A., Rosseel, Y., Miller, P., Quick, C., ... y Coffman, D. (2018). Package 'semTools'.

- <http://ftp5.gwdg.de/pub/misc/cran/web/packages/semTools/semTools.pdf>
- Kelley, K. y Lai, K. (2017). The MBESS R package version 4.2.0. <https://cran.r-project.org/web/packages/MBESS/MBESS.pdf>
- Mamani, O. (2018). Methodological quality and characteristics of the undergraduate psychology theses of a private university of Perú. *Propósitos y Representaciones*, 6(2), 301-338. <https://doi.org/10.20511/pyr2018.v6n2.224>
- Masten, A. y Barnes, A. (2018). Resilience in Children: Developmental Perspectives. *Children*, 5(7), 98. <https://doi.org/10.3390/children5070098>
- Mehrabian, A. y Epstein, N. (1972). A measure of emotional empathy. *Journal of Personality*, 40(4), 525-543. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1972.tb00078.x>
- Merino-Soto, C. y Grimaldo-Muchotriga, M. (2015). Validación estructural de la escala básica de empatía (Basic Empathy Scale) modificada en adolescentes: un estudio preliminar. *Revista Colombiana de Psicología*, 24(2), 261-270. <https://doi.org/10.15446/rcp.v24n2.42514>
- Mestre, M. V., Samper, P., Frías, M. D. y Tur, A. M. (2009). Are Women more Empathetic than Men? A Longitudinal Study in Adolescence. *The Spanish Journal of Psychology*, 12(1), 76-83. <https://doi.org/10.1017/s1138741600001499>
- Michalska, K., Kinzletr, D. y Decety, J. (2013). Age-related sex differences in explicit measures of empathy do not predict brain responses across childhood and adolescence. *Developmental Cognitive Neuroscience*, 3, 22-32. <https://doi.org/10.1016/j.dcn.2012.08.001>
- Morelli, S. A., Lieberman, M. D. y Zaki, J. (2015). The Emerging Study of Positive Empathy. *Social and Personality Psychology Compass*, 9(2), 57-68. <https://doi.org/10.1111/spc.3.12157>
- O'Connor, L. E., Berry, J. W., Lewis, T., Mulherin, K. y Crisostomo, P. S. (2007). Empathy and depression: the moral system on overdrive. En T. Farrow y P. Woodruff (Eds.), *Empathy in mental illness* (pp. 49-75). New York, NY, US: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9780511543753.005>
- Oliva, A., Antolín, L., Pertegal, M., Ríos, M., Parra, A., Hernando, A. y Reina, M. (2011). *Instrumentos para la evaluación de la salud mental y el desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven*. Sevilla: Consejería de Salud. <https://imagenysalud14.files.wordpress.com/2014/12/instrumentos-evaluacion3b3n-desarrollo-positivo-adolescente.pdf>
- Overgaauw, S., Rieffe, C., Broekhof, E., Crone, E. A. y Güroğlu, B. (2017). Assessing Empathy across Childhood and Adolescence: Validation of the Empathy Questionnaire for Children and Adolescents (EmQue-CA). *Frontiers in Psychology*, 8, 870. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00870>
- Pacheco-Sanz, D. I., Canedo-García, A., Arija, A. M. y García-Sánchez, J. N. (2018). Mindfulness: atención plena en educación infantil. *International Journal of Developmental and Educational Psychology. Revista INFAD de Psicología.*, 2(1), 105-114. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2018.n1.v2.1177>
- Paez, A. E. y Rovella, A. (2019). Vínculo de apego, estilos parentales y empatía en adolescentes. *Interdisciplinaria*, 36(2), 23-38. <https://doi.org/10.16888/interd.2019.36.2.2>
- Prieto, G. y Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74. [www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1797.pdf](http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1797.pdf)
- Raine, A. y Chen, F. R. (2017). The cognitive, affective, and somatic empathy scales (CASES) for children. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 47(1), 24-37. <https://doi.org/10.1080/15374416.2017.1295383>
- Reid, C., Davis, H., Horlin, C., Anderson, M., Baughman, N. y Campbell, C. (2012). The kids' empathic development scale (KEDS): A multi-dimensional measure of empathy in primary school-aged children. *British Journal of Developmental Psychology*, 31(2), 231-256. <https://doi.org/10.1111/bjdp.12002>
- Revelle, W. (2017). Package 'psych'. *The Comprehensive R Archive Network*. <https://cran.r-project.org/web/packages/psych/psych.pdf>
- Richaud, M. C., Lemos, V. N., Mesurado, B. y

- Oros, L. (2017). Construct validity and reliability of a new Spanish empathy questionnaire for children and early adolescents. *Frontiers in Psychology*, 8, 979. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00979>
- Rosseel, Y., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E. y Chow, M. (2018). Package 'lavaan' 0.6-2. <https://cran.r-project.org/web/packages/lavaan/lavaan.pdf>
- Salas-Wright, C. P., Olate, R. y Vaughn, M. G. (2013). Assessing empathy in salvadoran high-risk and gang-involved adolescents and young adults: A Spanish validation of the Basic Empathy Scale. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 57(11), 1393-1416. <https://doi.org/10.1177/0306624x12455170>
- Salovey, P. y Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3), 185-211. <https://doi.org/10.2190/dugg-p24e-52wk-6cdg>
- Schipper, M. y Petermann, F. (2013). Relating empathy and emotion regulation: Do deficits in empathy trigger emotion dysregulation? *Social Neuroscience*, 8(1), 101-107. <https://doi.org/10.1080/17470919.2012.761650>
- Schnell, K., Bluschke, S., Konradt, B. y Walter, H. (2011). Functional relations of empathy and mentalizing: An fMRI study on the neural basis of cognitive empathy. *Neuro Image*, 54(2), 1743-1754. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2010.08.024>
- Stotland, E. (1969). Exploratory investigations of empathy. En L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (pp. 271-314). New York: Academic Press.
- Sugarmann, A., Nemiroff, R. A. y Greenson, D. P. (2001). *The technique and practice of psychoanalysis*. Madison, EE. UU.: International Universities Press. <https://www.apadivisions.org/division-39/publications/reviews/technique-practice>
- Svetina, D., Rutkowski, L. y Rutkowski, D. (2019). Multiple-Group Invariance with Categorical Outcomes Using Updated Guidelines: An Illustration Using Mplus and the lavaan/sem Tools Packages. *Structural Equation Modeling*, 0, 1-20. <https://doi.org/10.1080/105511.2019.1602776>
- Teding van Berkhout, E. y Malouff, J. M. (2016). The efficacy of empathy training: A meta-analysis of randomized controlled trials. *Journal of Counseling Psychology*, 63(1), 32-41. <https://doi.org/10.1037/cou0000093>
- Vachon, D. D., Lynam, D. R. y Johnson, J. A. (2014). The (non)relation between empathy and aggression: surprising results from a meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 140(3), 751-773. <https://doi.org/10.1037/a0035236>
- Vaish, A., Carpenter, M. y Tomasello, M. (2009). Sympathy through affective perspective taking and its relation to prosocial behavior in toddlers. *Developmental Psychology*, 45(2), 534-543. <https://doi.org/10.1037/a0014322>
- Van de Vijver, F. J. R. y Hambleton, R. K. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1, 89-99. <https://doi.org/10.1027/1016-9040.1.2.89>
- Ventura-León, J. (2019). De regreso a la validez basada en el contenido. *Adicciones*. Publicación anticipada en línea. <https://doi.org/10.20882/adicciones.1213>
- Ventura-León, J. L. y Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.
- Ventura-León, J., Caycho-Rodríguez, T. y Domínguez-Lara, S. (2019). Invarianza Factorial Según Sexo de la Basic Empathy Scale Abreviada en Adolescentes Peruanos. *PSYKHE*, 28(2), 1-11. <https://doi.org/10.7764/psykhe.28.2.1418>
- Wang, Z. y Wang, L. (2015). The mind and heart of the social child: developing the empathy and theory of mind scale. *Child Development Research*, 2015, 1-8. <https://doi.org/10.1155/2015/171304>
- Wispé, L. (1978). *Altruism, sympathy, and helping: psychological and sociological principles*. New York: Academic Press.
- Wispé, L. (1986). The distinction between sympathy and empathy: To call forth a concept, a word is needed. *Journal of Personality and*

- Social Psychology*, 50(2), 314-321. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.2.314>
- Wu, H. y Estabrook, R. (2016). Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika*, 81(4), 1014–1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>
- Zaki, J. (2014). Empathy: A motivated account. *Psychological Bulletin*, 140(6), 1608–1647. <https://doi.org/10.1037/a0037679>

Recibido: 12 de enero de 2020

Aceptado: 4 de mayo de 2021

## Anexo

*BES-I*

**Instrucciones:** Indica si las frases que figuran a continuación pueden servir para definir o no tú forma de ser, marcando con un círculo la opción elegida.

Totalmente en desacuerdo	En desacuerdo	Ni de acuerdo ni en desacuerdo	De acuerdo	Totalmente de acuerdo					
1	2	3	4	5					
N.º	Ítems								
1	Después de estar con un amigo/a que está triste por algún motivo suelo sentirme triste.				1	2	3	4	5
2	Los sentimientos de los demás me afectan con facilidad.				1	2	3	4	5
3	Me pongo triste cuando veo a alguien llorando [Adaptado]				1	2	3	4	5
4	Cuando alguien está triste suelo comprender cómo se siente [Adaptado]				1	2	3	4	5
5	Casi siempre me doy cuenta, cuándo están asustados mis amigos/as.				1	2	3	4	5
6	A menudo me entristece ver cosas tristes en la tele o en el cine.				1	2	3	4	5
7	A menudo puedo comprender como se sienten los demás incluso antes de que me lo digan.				1	2	3	4	5
8	Casi siempre puedo notar cuándo están contentos los demás.				1	2	3	4	5
9	Suelo darme cuenta rápidamente cuándo un amigo/a está enfadado.				1	2	3	4	5