

Merino-Soto, Cesar; López-Fernández, Verónica; Grimaldo-Muchotrigo, Miriam

Invarianza de Medición y Estructural de la Escala Básica de Empatía Breve (BES-B) en Niños y Adolescentes Peruanos*

Revista Colombiana de Psicología, vol. 28, núm. 2, 2019, Julio-Diciembre, pp. 15-32

Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Humanas, Departamento de Psicología

DOI: <https://doi.org/10.15446/rcp.v28n2.69478>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80461245002>

doi: <https://doi.org/10.15446/rcp.v28n2.69478>

Invarianza de Medición y Estructural de la Escala Básica de Empatía Breve (BES-B) en Niños y Adolescentes Peruanos*

CÉSAR MERINO-SOTO

Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

VERÓNICA LÓPEZ-FERNÁNDEZ

Universidad Internacional de la Rioja, Logroño, España

MIRIAM GRIMALDO-MUCHOTRIGO

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú



Excepto que se establezca de otra forma, el contenido de esta revista cuenta con una licencia Creative Commons “reconocimiento, no comercial y sin obras derivadas” Colombia 2.5, que puede consultarse en: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/co>

Cómo citar este artículo: Merino-Soto, C., López-Fernández, V., & Grimaldo-Muchotrigo, M. (2019). Invarianza de medición y estructural de la Escala Básica de Empatía Breve (BES-B) en niños y adolescentes peruanos. *Revista Colombiana de Psicología*, 28, 15-32. <https://doi.org/10.15446/rcp.v28n2.69478>

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse al Prof. César Merino Soto, e-mail: cmerinos@usmp.pe. Av. Tomás Marsano 242, Surquillo-Lima 34, Lima, Perú.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN CIENTÍFICA

RECIBIDO: 15 DE DICIEMBRE DE 2017 - ACEPTADO: 14 DE ENERO DE 2019

- * Los autores agradecen a los participantes del estudio, así como a los revisores anónimos del presente manuscrito.

Resumen

El objetivo del presente estudio fue examinar la invarianza de medición y la invarianza estructural de una medida de empatía, para niños y adolescentes peruanos. Los participantes fueron 417, provenientes de Lima Metropolitana. Se aplicó la Escala Básica de Empatía Breve (BES-B) de manera estandarizada. El análisis consistió en aplicar el modelamiento de ecuaciones estructurales para evaluar la invarianza de medición y las medias latentes en los constructos de empatía afectiva y cognitiva. Los resultados muestran que la invarianza de medición se mantiene satisfactoriamente de acuerdo al género y la edad; las diferencias en las medias latentes muestran ser entre fuertes o moderadas respecto a la edad y el sexo. Se discuten las implicaciones teóricas y prácticas.

Palabras clave: empatía, validez, invarianza de medición, conducta social.

Measurement and Structural Invariance of the Brief Basic Empathy Scale (BES-B) in Peruvian Children and Adolescents

Abstract

The objective of this study was to examine the measurement and structural invariance of an empathy scale in Peruvian children and adolescents. 417 participants from Metropolitan Lima took part in the study. The Brief Basic Empathy Scale (BES-B) was applied in a standardized manner. Structural equations modeling was applied in the analysis in order to assess measurement invariance and latent means in affective and cognitive empathy. Results show that measurement invariance is maintained according to sex and age; the differences in the latent means are either strong or moderate with respect to age and sex. The article discusses the theoretical and practical implications of the findings.

Keywords: empathy, validity, measurement invariance, social behavior.

Invariância de Medição e Estrutural da Escala Básica de Empatia Breve (BES-B) em Crianças e Adolescentes Peruanos

Resumo

O objetivo deste estudo foi examinar a invariância de medição e a invariância estrutural de uma medida de empatia para crianças e adolescentes peruanos. A amostra esteve conformada por 417 participantes, provenientes de Lima Metropolitana. Foi aplicada a Escala Básica de Empatia Breve (BES-B) de maneira padronizada. A análise consistiu em aplicar o modelamento de equações estruturais para avaliar a invariância de medição e as médias latentes nos construtos de empatia afetiva e cognitiva. Os resultados mostram que a invariância de medição se mantém satisfatoriamente de acordo com o gênero e com a idade; as diferenças nas médias latentes mostram ser entre fortes ou moderadas a respeito da idade e do sexo. Finalmente, são discutidas as implicações teóricas e práticas.

Palavras-chave: comportamento social, empatia, invariância de medição, validade.

AL PARECER, no existe consenso respecto a la naturaleza del concepto de empatía, aunque todos los investigadores están de acuerdo en que juega un papel nuclear en la disposición prosocial de las personas, en su supervivencia (Cuff, Brown, Taylor, & Howat, 2014; Escrivá, Navarro, & García, 2004), constituye una forma de cognición social, interacción social adaptativa (Moya-Albiol, Herrero, & Bernal, 2010) y relacionada con la moralidad (Decety & Cowell, 2014). Siguiendo este orden de ideas, también se puede afirmar que es un elemento del desarrollo humano que favorece la conducta orientada hacia el bienestar, así como la resolución positiva de problemas (Álvarez, Carrasco, & Fustos, 2010). Estructuralmente, la empatía posee dos componentes, uno cognitivo y otro emocional (Jolliffe & Farrington, 2006). El componente cognitivo hace referencia a las capacidades que tienen las personas para interpretar y comprender las emociones de los otros; mientras que el componente afectivo alude a la reactividad emocional frente a la experiencia emocional de otras personas, que a su vez genera conductas positivas o negativas (Davis, 1980).

Respecto a la independencia o no de ambos componentes, aún no existe evidencia científica suficiente para concluir si estos interactúan en un sistema único o si son independientes entre sí. Por ejemplo, cuando se hace referencia a la empatía cognitiva, se ha señalado que alude a la capacidad de tomar la perspectiva del otro, y ello parece ser que implica ciertas funciones cognitivas que requieren el uso de la denominada teoría de la mente cognitiva y afectiva, además del uso de la memoria autobiográfica (Jospe, Flöel, & Lavidor, 2018). Por lo tanto, la identificación clara de la relación entre ambos constructos requiere más examen empírico.

Recientemente se ha evidenciado que los circuitos neuronales que regulan ambos componentes son diferentes (Shamay-Tsoory, Aharon-Peretz, & Perry, 2009), aunque hay algunas estructuras relacionadas de manera global, como la amígdala, las neuronas espejo, la ínsula anterior, la corteza

cingulada caudal anterior o la corteza cingulada medial (Ruggieri, 2013). Por ejemplo, se sabe que las personas con mayor empatía tienen mayor activación en el sistema motor de las neuronas espejo que aquellas que presentan puntuaciones bajas (Gazzola, Aziz-Zadeh, & Keysers, 2006). Esta activación neuronal desarrollada con la empatía involucra diferentes redes cerebrales y cada red implica diferentes regiones (Kilroy & Aziz-Zadeh, 2017), por lo que la especificidad y concreción en dicho constructo son máximas a nivel cerebral.

La empatía es un elemento del desarrollo humano y, a medida que el infante logra alcanzar metas evolutivas, la empatía, de forma recíproca, va adquiriendo oportunidades de actuación social en relación con la calidad y número de experiencias (Henao & García, 2009). Cabría esperar que con la edad la empatía fuese mayor, no obstante, los estudios realizados muestran falta de consenso en este punto (por ejemplo, Morales, 2015; Retuerto, 2004). Es probable que la interacción con la edad no tenga un desarrollo lineal, o que otras condiciones del desarrollo influyan sensiblemente. De este modo, en otros contextos de estudios evolutivos, la empatía (o la falta de esta) se asocia a poblaciones con trastorno del espectro autista (Baron-Cohen et al., 1998; Di Martino et al., 2009; Ruggieri, 2013), y adolescentes en actividades delictivas y antisociales (Abel et al., 1989; Lauterbach & Hosser, 2007). Este tipo de condiciones antisociales son especialmente relevantes para aplicar programas que desarrollen la empatía, por la relación directa y positiva de esta con la resolución cooperativa de conflictos (Garaigordobil & Maganto, 2011).

Para la comprensión del constructo y sus correlatos, los métodos de evaluación no solo son importantes sino necesarios, debido a que evaluar de manera fidedigna la empatía posibilitará crear intervenciones prácticas (Morales, 2015) y mejorar el conocimiento científico. En cuanto a los instrumentos desarrollados para medir la empatía en niños, el más usado es el *Interpersonal Reactivity Index* (IRI; Davis, 1980, 1983), el cual corresponde a una explicación multidimensional de la empatía

(De Corte, Buysse, Verhofstadt, & Roeyers, 2007) y considera tanto el componente cognitivo como el afectivo (Kerem, Fishman, & Josselson, 2001) revisados anteriormente. El IRI consta de cuatro subescalas que evalúan: (a) la *toma de perspectiva*, o los intentos espontáneos por ubicarse en el lugar del otro ante situaciones específicas, aunque sin experimentar una respuesta afectiva; (b) *fantasía*, o la tendencia a ponerse en el lugar de personajes ficticios; (c) *preocupación empática*, que constituye la respuesta de una persona generando compasión y cariño por el otro; y (d) *malestar personal*, referido a los sentimientos de ansiedad que se experimentan al observar experiencias negativas en los otros (Carrasco, Delgado, Barbero, Holgado, & Del Barrio, 2011). En los distintos estudios, este instrumento ha demostrado replicar la estructura conceptual del estudio original (Mestre, Frías, & Samper, 2004). Sin embargo, se observa que los ítems referidos a falta de empatía se reagrupan en un solo factor, a diferencia de otros estudios en donde se reparten en otros factores, tal como lo mencionó Carrasco et al. (2011) en su estudio. Incluso, propuso una nueva redenominación de factores, tales como: *empatía intelectual* (toma de perspectiva), *impasibilidad* (preocupación empática), *empatía emocional* (malestar personal) y *empatía virtual* (fantasía). Por lo señalado, se sugiere examinar con mayor profundidad la estructura factorial, así como la evidencia de la validez convergente y discriminante.

Otro instrumento utilizado para medir empatía en niños constituye el *Feeling and Thinking* (F&T) de Garton (1992), el cual es una adaptación del Índice de Reactividad Interpersonal (Davis, 1980) destinado a medir lo afectivo y lo cognitivo de la empatía (Garton & Gringart, 2005; Zoll & Enz, 2005) en niños de 8 y 9 años. El cuestionario utiliza cinco escenarios diferentes, diseñados para representar situaciones cotidianas para los niños. Para cada escenario, estos deben responder, en una escala de cuatro puntos de acuerdo a la importancia, a una situación donde prestan asistencia a un compañero en necesidad dentro de un contexto escolar.

Las situaciones se presentan en forma gráfica mediante fotografías que representan seis emociones: tristeza, ira, alegría, asco, miedo y sorpresa. Las imágenes se escogen en función del género para las niñas y para los niños, mientras que el orden de presentación de las emociones es el mismo para cada fotografía. En cuanto a la evidencia basada en la validez y confiabilidad, la escala demostró buenas propiedades psicométricas; sin embargo, el lenguaje utilizado en las instrucciones de la escala de medición merece atención en las futuras investigaciones (Garton & Gringart, 2005).

El *Griffith Empathy Measure* (GEM) es otro instrumento que permite evaluar la empatía en niños y, a diferencia de los anteriores, es un cuestionario para padres de niños y adolescentes (Dadds et al., 2008). Es decir, evalúa la empatía en un mayor rango de edad. Al igual que los otros instrumentos mencionados, el GEM evalúa tanto la empatía cognitiva como la afectiva (Deschamps, Schutter, Kenemans, & Matthys, 2015).

Otro instrumento lo constituye el Índice de Empatía para Niños de Bryant (1982), derivado del *Questionnaire Measure of Emotional Empathy* de Mehrabian y Epstein (1972). Tiene como objetivo evaluar la empatía a partir de 22 afirmaciones orientadas a medir la empatía afectiva y las creencias sobre la expresión de sentimientos (Garaigordobil & Maganto, 2011). Las respuestas se organizan a partir de una escala Likert de 7 puntos entre 1 (*nada*) y 7 (*muchísimo*; Gorostiaga, Balluerka, & Soroa, 2014). Para adolescentes y niños las respuestas son dicotómicas (sí o no), puntuando sólo la respuesta que se orienta a una respuesta empática. Este índice fue adaptado por Mestre, Pérez Delgado y Frías (1999) en una muestra española, y hallaron un coeficiente α igual a .73. En cuanto a la validez, se correlacionó con cada una de las subescalas del *Interpersonal Reactivity* de Davis (1980), y se obtuvieron resultados psicométricos favorables (Alvarado, 2011); aunque el autor recomendó revisar la redacción de los ítems en sentido negativo o inversos para mejorar la comprensión del instrumento.

Otro instrumento empleado para valorar la empatía es la Escala Básica de Empatía (BES) de Jolliffe y Farrington (2006) que consta de 20 ítems. En adolescentes, el BES fue abreviado en un estudio español (Oliva et al., 2011) conformando la Escala Básica de Empatía Breve (BES-B). Tras remover ítems con baja relación con sus constructos respectivos, se redujo la escala original a nueve ítems, los cuales fueron inferidos mediante procedimientos de análisis factorial. La brevedad del instrumento es una gran ventaja cuando la situación de evaluación exige premura, cuando es importante reducir el agotamiento de los evaluados, y en los casos en que la medición de la empatía es secundaria pero necesaria. Su parsimoniosa estructura factorial también puede facilitar su replicación intercultural, y sus constructos son una aproximación de las características fundamentales de un adecuado desarrollo empático en la niñez y en la adolescencia, es decir, la comprensión emocional propia y del resto, y la capacidad de regular su propia emoción (Henao & García, 2009).

La generalización de la estructura del BES abreviado, sin embargo, no ha sido establecida independiente, pues es un instrumento reciente y posiblemente requiere más evidencias de validez sobre su estructura interna y sobre sus correlatos con constructos convergentes y divergentes. Estas características no solamente consisten en verificar la distribución de los ítems en sus factores y el número de factores establecido (empatía cognitiva y emocional), pues existen otros aspectos que no fueron evaluados en los estudios precedentes (Merino & Grimaldo, 2015; Oliva et al., 2011), como la igualdad de las cargas factoriales dentro de cada factor, la invarianza de las cargas factoriales, interceptos y residuales entre grupos. Debido a que las propiedades psicométricas pueden variar entre grupos, es altamente recomendable examinar si estas propiedades se mantienen invariantes (Hopwood & Donnellan, 2010) antes de examinar las diferencias sustanciales entre los grupos; esto permite controlar y distinguir las diferencias de contenido en el constructo entre los grupos, de

las variaciones potenciales en las propiedades psicométricas (Hopwood & Donnellan, 2010; Meredith, 1993; Steinmetz, 2010).

En el presente estudio, por lo tanto, se examinarán las propiedades estructurales y la invarianza de medición del BES-B en una muestra peruana; en esta última propiedad, las comparaciones entre los grupos estarán concentradas de acuerdo a los dos grandes niveles de edad (correspondientes con los niveles educativos elemental y secundaria, y asociadas en esencia a dos etapas evolutivas altamente diferenciadas, niñez y adolescencia) y al sexo de los participantes, tal como se realizaron en algunos estudios (Albiero & Matricardi, 2013; Allison, Baron-Cohen, Wheelwright, Stone, & Muncer, 2011; Aluja & Blanch, 2007; Laible, Carlo, & Roesch, 2004; Péloquin & Lafontaine, 2010; Vachon & Lynam, 2016). Estas propiedades crean el contexto psicométrico necesario para contrastar parámetros entre los grupos que tienen interpretación más sustancial que psicométrica, como las medias, las varianzas y las covarianzas (Meredith, 1993).

Método

Participantes

La población para el presente estudio fue identificada como niños y adolescentes de Lima Metropolitana (Perú), matriculados en educación básica regular y sin evidentes problemas psicológicos de acuerdo a la observación de los docentes. Para ello, se muestraron aleatoriamente las aulas de los participantes de dos instituciones educativas públicas ubicadas en Lima Metropolitana, en un distrito que puede considerarse de estrato socioeconómico medio o medio bajo. Los participantes matriculados en ambas instituciones provienen predominantemente de los alrededores de estas instituciones, sugiriendo la homogeneidad de cada grupo respecto a su distribucional zonal. Los grupos muestrados, para el propósito del estudio, fueron del nivel elemental o primario (niños entre 6 y 11 años, aproximadamente; y distribuidos en

seis años escolarizados), y del nivel secundario (adolescentes entre 12 y 17 años, aproximadamente; y distribuidos en cinco años escolarizados); cada grupo provino de las instituciones mencionadas.

El grupo del nivel elemental o básico de educación (primaria) estuvo conformado por 152 escolares (70, 46.1%), distribuidos en 82 varones y el resto mujeres, de los grados cuarto (63, 41.4%) y quinto (89, 58.6%); el promedio de edad fue 11 años ($DE = .83$, $min = 10$, $max = 14$). No existieron diferencias sustanciales de edad respecto al género, $z_{Mann-Whitney} = .86$ ($p > .10$). Debido a situaciones contextuales en la institución educativa escogida, únicamente participaron los niños de cuarto y quinto año escolar.

Con respecto a los participantes del nivel secundario, el grupo de adolescentes fueron 265, todos escolarizados provenientes de la otra institución educativa, distribuidos en 138 varones (52.1%) y el resto mujeres. Todos los grados educativos de este nivel fueron muestrados, con la siguiente distribución: primero (48, 18.1%), segundo, (50, 18.9%), tercero (60, 22.6%), cuarto (51, 19.2%) y quinto (56, 21.1%). La edad promedio fue 14 años ($DE = 1.4$, $min = 11$, $max = 18$); no se detectaron diferencias en la edad sustanciales de acuerdo al sexo, $z_{Mann-Whitney} = .59$ ($p > .10$). El tamaño muestral final en los grupos etarios varió de acuerdo al tamaño de la población en ambos niveles educativos.

Instrumento

Escala Básica de Empatía Breve (BES-B; Oliva et al., 2011). El instrumento es una versión adaptada del original de 20 ítems (Jolliffe & Farrington, 2006). Consta de dos factores empíricamente correlacionados, *empatía afectiva* (ítems 1, 2, 3 y 6) y *empatía cognitiva* (ítems 4, 5, 7, 8 y 9). Los puntajes para ambos factores se obtienen mediante la suma simple de sus respectivos ítems. Oliva et al. (2011) obtuvieron coeficientes de consistencia interna moderadamente diferentes entre cada una (.73 y .63, respectivamente); en el estudio de Merino y Grimaldo (2015), fueron superiores a

.75. Las opciones de respuesta son de tipo ordinal de cinco puntos, desde *totalmente en desacuerdo* hasta *totalmente de acuerdo*; las instrucciones para responder requieren que el evaluado responda en un marco atemporal y general.

Procedimiento

Para la recolección de datos, se solicitó autorización a los directores de las instituciones educativas, a quienes les fue presentado el proyecto y una descripción clara de las actividades que involucraban. Los directores, junto con representantes de los tutores-profesores y padres de familia, dieron su aprobación y autorización para proceder con la aplicación del cuestionario. Para esta aplicación, se siguieron pautas estandarizadas respecto a la presentación del material, instrucciones de diligenciamiento y registro de sucesos durante el proceso. En cada aula seleccionada, hubo entre 20 y 25 estudiantes, quienes primero diligenciaron el formulario de consentimiento informado, y luego resolvieron el contenido del instrumento durante el horario regular de clases.

El modelo de medición fue analizado con el análisis factorial confirmatorio desde el modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM; Jöreskog, 1973). Se aplicó el método de máxima verosimilitud robusto, que ajusta el error estándar de los parámetros y la prueba χ^2 para atenuar el impacto de la no normalidad multivariada de los ítems (sb- χ^2 ; Satorra & Bentler, 1994). La significancia práctica del ajuste fue evaluada mediante varios indicadores (Brown, 2006): *Comparative Fit Index* ($CFI \geq .96$), *Root Mean Squared Error Approximation* ($RMSEA \leq .04$) y sus intervalos de confianza (90%), el *Standardized Root Mean Square Residual* ($SRMR \leq .05$), el *McDonald's Fit Index* (McDonald, 1989; $MF1 > .95$), y el Índice de Información de Akaike Corregido (Bozdogan, 1987). Debido a la potencial aparición de residuales correlacionados (Brown, 2006), se verificó su importancia práctica y estadística mediante el método de Saris, Satorra, y Van der Veld (2009), en que se juzga si la mala especificación inicial del modelo es relevante.

El valor contra el cual se comparó el parámetro estandarizado mal especificado fue $\delta=.30$, con el nivel α fijado en .05 y la potencia estadística (β) en .80 (Saris et al., 2009). Se estableció un parámetro más conservador ($\delta=.30$) debido a que únicamente se tomaron en cuenta los residuales correlacionados con fuerte magnitud, para controlar el efecto de realizar múltiples contrastes estadísticos. La decisión de valorar la importancia estadística y práctica de la mala especificación, se hizo bajo reglas basadas en la magnitud del cambio esperado del parámetro (CEP), la potencia estadística y la ratio $CEP/\delta>1.0$ (Saris et al., 2009).

Para la interpretación sustancial de los ítems, se examinaron las cargas factoriales (λ) y los coeficientes estructurales (Graham, Guthrie, & Thompson, 2003; Thompson, 1997); este último sirve para obtener más información interpretativa de los factores y los ítems, y evaluar la simplicidad factorial de los ítems. La validez discriminativa de los factores F_1 (empatía afectiva) y F_2 (empatía cognitiva) se evaluó mediante la comparación de la varianza extraída promedio (AVE: *average variance extracted*; Fornell & Larcker, 1981), y el intervalo de confianza de la covarianza para ambos factores; si este intervalo incluye 1.00, entonces la hipótesis de divergencia psicométrica entre los factores no se acepta (Anderson & Gerbing, 1988). Finalmente, la confiabilidad por consistencia interna fue estimada desde el enfoque de la teoría clásica con el coeficiente α (Cronbach, 1951), y desde el modelamiento factorial con el coeficiente ω (McDonald, 1999) y H (Hancock & Mueller, 2001).

Para examinar la invarianza de medición, se empleó un procedimiento que consiste en aplicar restricciones acumulativas a los parámetros de los ítems y así examinar secuencialmente varios modos de invarianza (Meredith, 1993; Cheung & Rensvold, 2002): *configuracional, métrica, escalar y residual*. Este modo secuencial es frecuentemente utilizado en estudios de este tipo (Steinmetz, 2010; Van de Schoot, Lugtig, & Hox, 2012). La primera evaluación de la invarianza es de tipo configuracional, examina la consistencia del número

de dimensiones entre los grupos comparados, y ayuda a construir el modelo de línea base (van de Schoot et al., 2012). En el segundo modo se examinó la igualdad de las cargas factoriales (invarianza métrica), y requirió especificar la igualdad de estas entre los grupos. La comparación estadística entre este modelo y el modelo de línea base permitió probar el decremento de los estadísticos de ajuste —los cuales no deberían ser sustanciales— para aceptar la invarianza métrica. En el tercer nivel de invarianza, a la anterior restricción se añadió la restricción de igualdad de interceptos de los ítems (invarianza escalar), y se lo comparó con el modelo de invarianza métrica; un decremento insustancial de los estadísticos de ajuste garantizó la aceptación de este modelo. Finalmente, se añadió la igualdad de residuales para probar un nivel de invarianza complejo y estricto (Steinmetz, 2010; van de Schoot et al., 2012); el ajuste se obtuvo comparándolo con el modelo de invarianza escalar. Todas las evaluaciones de invarianza fueron inspeccionadas mediante la comparación de índices de ajuste: $\Delta_{MFI} \leq -.02$ (Cheung & Rensvold, 2002; Meade, Johnson, & Braddy, 2008) y $\Delta_{CFI} \leq -.01$ (Cheung & Rensvold, 2002). Todos los análisis SEM se hicieron con el programa EQS 6.3 (Bentler & Wu, 2015).

Una vez completada la invarianza de medición, se procedió a la comparación de las medias latentes, y para ello se cambió la escala de los factores, identificando el intercepto y la carga factorial del primer ítem de cada factor con 0 y 1, respectivamente; de este modo, se estimaron libremente las medias y varianzas latentes. La magnitud de la diferencia entre las medias latentes fue obtenida por el estimador estandarizado para medias latentes (d ; Hancock, 2001); su estandarizador se obtuvo con la raíz cuadrada del promedio de las varianzas de los grupos (Bonett, 2008; Keselman, Algina, Lix, Wilcox, & Deering, 2008) y su precisión estimada de intervalos de confianza en el nivel de 95% con el método de Bonett (2008), que no requiere la presunción de homogeneidad de varianzas.

Resultados

Análisis de Ítems

Los ítems fueron respondidos en el rango completo de opciones de respuesta, y la variabilidad fue aproximadamente similar entre cada uno. En ambos grupos, los ítems de *empatía afectiva* fueron más simétricos respecto a los ítems de *empatía*

cognitiva, y la curtosis fue heterogénea. Ambos estadísticos distribucionales variaron de manera similar en ambos grupos. La respuesta media de los participantes tendió a ubicarse entre las opciones 3 (*Ni de acuerdo ni en desacuerdo*) y 4 (*De acuerdo*), pero se observó un patrón de respuesta media diferente entre los grupos, lo que sugirió variaciones de grupo en los constructos medidos.

Tabla 1
Estadísticos Descriptivos y Correlaciones de los Ítems

	BES1	BES2	BES3	BES6	BES4	BES5	BES7	BES8	BES9
Correlaciones									
BES1	1	.51	.57	.24	.16	.09	.08	.17	-.01
BES2	.53	1	.54	.24	.18	.06	.15	.17	-.02
BES3	.44	.44	1	.29	.16	.10	.04	.18	.06
BES6	.45	.34	.42	1	.20	.09	.17	.20	.05
BES4	.36	.28	.33	.39	1	.28	.49	.42	.34
BES5	.36	.26	.20	.14	.24	1	.38	.39	.31
BES7	.43	.33	.43	.25	.45	.35	1	.49	.29
BES8	.33	.20	.21	.20	.32	.20	.16	1	.35
BES9	.33	.25	.25	.27	.43	.23	.27	.36	1
Nivel Elemental									
Min	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Max	5	5	5	5	5	5	5	5	5
M	3.31	3.03	3.41	3.28	3.61	3.21	3.2	3.77	3.74
DE	1.1	1.2	1.11	1.25	0.99	1.11	1.18	1.09	1.18
As	-0.06	0.08	-0.48	-0.33	-0.9	-0.31	-0.28	-1	-0.8
Cu	-0.69	-0.99	-0.34	-0.92	0.72	-0.56	-0.76	0.66	-0.15
Nivel Secundaria									
Min	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Max	5	5	5	5	5	5	5	5	5
M	2.92	2.82	3.06	2.92	4.06	3.76	3.72	4.17	4.22
DE	1.06	1.05	1.11	1.23	.85	.92	.92	.77	.80
As	-.23	-.18	-.34	.07	-.97	-.70	-.48	-.85	-.82
Cu	-.59	-.56	-.70	-.86	1.21	.36	.00	1.01	.36

Nota: BES: ítems del BES-B. Correlaciones Pearson: debajo de la diagonal para nivel elemental; encima de la diagonal para nivel de secundaria. As: coeficiente de asimetría. Cu: coeficiente de curtosis.

Estructura Factorial

Grupo de instrucción elemental. En el grupo de instrucción elemental, la solución factorial se obtuvo únicamente con cinco iteraciones; el ajuste alcanzado por el modelo fue satisfactorio, de acuerdo a la Tabla 2. Únicamente tres residuales presentaron valores alrededor de $|.10|$, y los índices de Lagrange no detectaron modificaciones post hoc

sustanciales, pues su implementación produciría cambios en sus parámetros de $|.2|$ o menos. Todas las cargas factoriales (λ) fueron estadísticamente significativas (z entre 3.68 y 10.85) y sus magnitudes variaron entre un nivel fuerte en la variable empatía afectiva ($F_1; \lambda > .63$) y un nivel moderado en empatía cognitiva ($F_2; \lambda > .43$). Las cargas estructurales fueron moderadamente elevadas ($\lambda_e > .30$) en términos absolutos, pero comparativamente fueron

menores que las cargas factoriales. La correlación entre los factores alcanzó elevada magnitud ($r=.803$, $z=10.20$, $p<.01$), indicando alta dependencia lineal entre ambos. Para evaluar si esta relación sugería reconfigurar la dimensionalidad del BES hacia una sola dimensión latente, se modelaron unidimensionalmente los ítems. Los resultados fueron: $SB-\chi^2 (gl)=39.70(27)$, $p=.054$, $CFI=.938$, $RMSEA=.056$ (IC 90% = .00, .091), $SRMR=.058$, $CAIC=-122.938$. Aunque el estadístico $SB-\chi^2$ no fue estadísticamente significativo, sus valores de ajuste fueron modestos, e indicaron que este modelo no fue comparativamente mejor comparado con el modelo de dos dimensiones ($\Delta_{CFI}=.041$, $\Delta_{RMSEA}=.026$). Además, el AVE de F_1 (.44) es superior que el AVE de los coeficientes estructurales de sus ítems en el otro factor F_2 ($AVE_{F2}=.28$), en 1.55 veces más varianza promedio retenida. En F_2 , su AVE fue también 1.55 veces mayor que la varianza retenida por los coeficientes estructurales de sus ítems en el factor F_1 ($AVE_{F1}=.20$). Finalmente, el intervalo

de confianza de la covarianza entre los factores (error estándar=.079, IC95%=.64, .96) no incluyó el valor 1.0. En conjunto, se aceptó el modelo de dos factores en la muestra de niños.

Grupo de instrucción secundaria. Los resultados para los adolescentes (Tabla 2) también fueron satisfactorios y suficientes para concluir que el modelo de dos variables latentes es apropiado. La solución factorial se obtuvo con cuatro iteraciones; acorde con ello, los modificadores de Lagrange sugirieron cambios menores a $|.3|$, y las cargas factoriales fueron sustanciales pero moderadamente heterogéneas (Tabla 3) y estadísticamente significativas en F_1 y F_2 (para ambos, $z>5.0$). La correlación interfactorial fue .264 ($z=2.91$, $p<0.05$), sugiriendo fuerte independencia entre los factores; esto fue reforzado al examinar el AVE, en que F_1 y F_2 (.43 y .38, respectivamente) fueron ambos 14.3 veces más fuerte que los coeficientes estructurales en los otros factores (.03 y .02, respectivamente).

Tabla 2
Solución Factorial para el Grupo Elemental y el Grupo Secundaria

Ítem	Grupo elemental ($n=152$)				Grupo secundaria ($n=265$)			
	F_1	F_2	h^2	$1-h^2$	F_1	F_2	h^2	$1-h^2$
BES1	.766	.615	.587	.643	.726	.192	.527	.688
BES2	.646	.519	.418	.763	.699	.184	.488	.715
BES3	.641	.515	.411	.767	.780	.206	.608	.626
BES6	.589	.473	.347	.808	.360	.095	.130	.933
BES4	.540	.673	.453	.740	.169	.642	.412	.767
BES5	.361	.449	.202	.893	.140	.529	.280	.848
BES7	.503	.627	.393	.779	.185	.702	.494	.712
BES8	.359	.447	.200	.894	.184	.698	.488	.716
BES9	.451	.562	.315	.827	.127	.482	.232	.876
Ajuste estadístico								
$SB-\chi^2 (gl)$	39.707 (27)				32.594 (26)			
CFI	.979				.984			
RMSEA	.033				.031			
IC 90%	.00, .07				.00, .06			
SRMR	.048				.051			
CAIC	-126.33				-138.47			
MFI	.98				.98			
AVE	.44 .31				.44 .38			

Nota: En negrita, las cargas factoriales. Sin negrita: cargas estructurales. F_1 : empatía afectiva. F_2 : empatía cognitiva. AVE: varianza extraída promedio. BES: ítems del BES-B

Invarianza de Medición

Niveles académicos (grados). Al evaluar la invarianza configuracional, se obtuvieron índices de ajuste satisfactorios, indicando que el constructo está representado por dos variables latentes en ambos grupos de edad (Tabla 3). Sin embargo, se detectaron ocho posibles malas especificaciones ($p < .05$), cuyos parámetros fueron errores correlacionados y una influencia directa de F_2 sobre el ítem 4 ($F_2 \rightarrow 4$). Los más fuertes fueron los errores correlacionados entre los ítems 3 y 7 en el grupo de niños (índice de modificación, $IM = 7.907$; cambio esperado del parámetro, $CEP = -0.109$), y entre los ítems 7 y 8 ($IM = 6.324$, $CEP = -0.218$) en el grupo de adolescentes. Estos parámetros tuvieron alto poder estadístico (1.00 y .99, respectivamente) y fueron estadísticamente significativos, pero la magnitud del CEP no pareció suficientemente alta (ratio $CEP/\delta < 1.0$); esto también se concluyó para $F_2 \rightarrow 4$. Por

lo tanto, las malas especificaciones detectadas no fueron incluidas en el modelo.

Luego de establecer el modelo de línea base (invarianza configuracional), el siguiente nivel de restricción, la invarianza métrica, produjo cambios pequeños en los índices de ajuste: $\Delta_{CFI} = .006$, $\Delta_{MFI} = .004$; por lo tanto, este nivel de invarianza se consideró satisfactorio. En el siguiente nivel de restricción (igualdad de los interceptos, o invarianza escalar), también ocurrió una discrepancia pequeña ($\Delta_{CFI} = .004$, $\Delta_{MFI} = .004$), y en consecuencia la igualdad estadística de los interceptos puede aceptarse. Finalmente, la invarianza residual presentó diferencias sustanciales, $\Delta_{CFI} = .084$ y $\Delta_{MFI} = .05$. La falta de invarianza residual fue verificada al examinar los índices de Lagrange, mediante los cuales se detectó que su liberación produciría variación significativa (entre $\Delta_{SB-\chi^2} = 18.50$ y 8.38) en los residuales de los ítems 6, 7, 8 y 9.

Tabla 3
Resultados de la Invarianza de Medición

	SB- χ^2 (gl)	CFI	RMSEA (IC 90%)	MFI	SRMR
Elemental vs. Secundaria					
Configuracional	62.807 (52)	.982	.032 (.00, .057)	.987	.049
Métrica	75.591 (61)	.976	.034 (.00, .57)	.983	.073
Escalar	76.98 (66)	.986	.028 (.00, .05)	.987	.073
Residual	152.52 (76)	.907	.067 (.050, .083)	.920	.131
Hombres vs. Mujeres					
Configuracional	61.799 (52)	.983	.03 (.00, .056)	.988	.049
Métrica	70.614 (59)	.980	.031 (.00, .055)	.986	.058
Escalar	66.923 (57)	.987	.029 (.00, .054)	.988	.058
Residual	87.273 (66)	.980	.039 (.009, .006)	.975	.060

Género. Una vez verificada la invarianza entre los niveles de grado educativo, se continuó examinando la invarianza de acuerdo al sexo. El modelo de línea base (invarianza configuracional) mostró un ajuste bueno, estableciéndose que las dos dimensiones representan bien el constructo de empatía (Tabla 3). El siguiente nivel de invarianza, la invarianza métrica, también arrojó similar magnitud de ajuste, y su diferencia con el modelo de línea base ($\Delta_{\text{CFI}} = .003$, $\Delta_{\text{MFI}} = .002$) puede considerarse pequeña, por lo tanto, se aceptó este modelo. El siguiente modelo de invarianza (escalalar o igualdad de interceptos) obtuvo índices de ajuste satisfactorios, y su diferencia con el modelo de invarianza métrica fue pequeña ($\Delta_{\text{CFI}} = .003$, $\Delta_{\text{MFI}} = .002$), por lo tanto, la invarianza escalalar también fue aceptada. Finalmente, los indicadores de ajuste del último nivel de invarianza (residual) fueron buenos, y la diferencia con el modelo

anterior no fue consistentemente pequeño: en el CFI ($\Delta_{\text{CFI}} = .007$) fue satisfactorio, pero no en el criterio MFI ($\Delta_{\text{MFI}} = .013$). Por lo tanto, la invarianza en este nivel no fue aceptada.

Invarianza Estructural

En la Tabla 4 se muestran los parámetros latentes para los factores. La comparación de medias entre los grupos de elemental y secundaria para el constructo empatía afectiva (F_1) arroja que los niños superan moderadamente (Cohen, 1988) a los adolescentes; con respecto a empatía cognitiva (F_2), el grupo del nivel elemental fue sustancialmente mayor comparado con los adolescentes, es decir, por lo menos dos desviaciones estándares de diferencia. Por otro lado, la comparación entre varones y mujeres indica que estas presentaron moderada y fuerte superioridad sobre los varones, en empatía afectiva y cognitiva, respectivamente.

Tabla 4
Invarianza Estructural de Medias

	Primaria (n=152)	Secundaria (n=265)	Varones (n=220)	Mujeres (n=197)
Empatía afectiva				
K	2.904	2.382	2.183	2.799
ø	0.71	0.597	0.584	0.691
<i>d</i> (IC 95%)	.646	(.540, .752)	-.772	(-.874, -.669)
Empatía cognitiva				
K	3.727	1.851	3.08	3.673
ø	0.444	0.293	0.555	0.266
<i>d</i> (IC 95%)	3.090	(2.931, 3.339)	-.976	(-1.029, -.823)

Nota: k: media latente. ø: varianza latente. d: diferencia estandarizada. IC 95%: intervalo de confianza en el nivel 95%.

Confiabilidad

En el grupo del nivel elemental, la confiabilidad estimada para F_1 y F_2 con un coeficiente basado en el modelamiento factorial (ω , Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016) fueron aceptables

($\omega = .757$ y $.689$, respectivamente). La replicabilidad del constructo, evaluada por el coeficiente H (Hancock & Mueller, 2001) fue $.771$ y $.709$, respectivamente. Ambos pueden considerarse dentro de los límites aceptables de replicabilidad

($H \geq .70$; Hancock & Mueller, 2001; Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016). Una implicación de la replicabilidad del constructo, estimada mediante el coeficiente H , es que los ítems pueden no necesitar ponderarse óptimamente para obtener un puntaje que sea replicable (Rodríguez et al., 2016). Basado en la Teoría Clásica de los Tests, el coeficiente α para ambos factores fue, respectivamente, .740 y .747. Basado en el coeficiente ω , el error estándar de medición para F_1 y F_2 fue 1.69 y 1.93, respectivamente. La diferencia confiable entre ambos factores fue 7.443; y en el nivel de confianza de 90%, 95% y 99%, corresponden a 12, 15 y 19 puntos de diferencia confiable entre ambos puntajes.

Discusión

De los resultados explicitados previamente se aprecia que respecto a las estructuras factoriales analizadas en este estudio, se acepta en ambos casos (niños y adolescentes) el modelo de los dos factores, que representarían la empatía cognitiva y afectiva. Además, se desprende del análisis estructural que, en el caso del grupo de menor edad, las correlaciones entre los factores *empatía cognitiva* y *empatía afectiva* son más fuertes, lo que indicaría que en este grupo dichos factores son más dependientes entre sí. Por otra parte, en el caso de los adolescentes, el análisis estructural arrojaría menor dependencia entre los factores. A la luz de la literatura científica, la mayor dependencia de los factores en el primer caso estaría en la línea teórica de algunos autores que defienden una postura integradora de los dos componentes, que se complementarían en un mismo constructo (Fernández-Pinto, López-Pérez, & Márquez, 2008). Por otra parte, una posible explicación al hecho de que esa dependencia sea menor en el grupo de adolescentes, podría estar relacionada con teorías que defienden la importancia de aspectos disposicionales y situacionales en el desarrollo de la empatía (Fernández-Pinto et al., 2008), y por supuesto, tener en cuenta otros aspectos que podrían haber influido.

Un resultado similar fue encontrado por Mestre et al., (2004) en un estudio realizado con adolescentes. De la misma manera, Grimaldo, Manzanares, & Macavilca (en prensa), en un estudio con estudiantes universitarios, hallaron correlaciones débiles entre las escalas cognitiva y afectiva, tanto en los varones como en las mujeres. Considerando todo lo anterior, y en contraste con los hallazgos realizados en el grupo de los niños, es probable que la empatía cambie en función a la experiencia y el desarrollo del niño, y que tales cambios se mantengan hasta la edad adulta (Feshbach, 1975).

En este orden de ideas, el desarrollo cerebral que se produce en las diferentes edades, podría ser un factor a tener en cuenta. Romero (2015), argumenta que la empatía emocional y la empatía cognitiva tienen sus bases neuropsicológicas en zonas definidas del cerebro. Así se definen los sustratos anatómico-cerebrales para los componentes afectivo y cognitivo (Klimecki, Leiberg, Ricard, & Singer, 2014). Por un lado, la empatía emocional se relacionaría más con el giro frontal inferior, área 44 Broadman y, por otro lado, la empatía cognitiva estaría más en consonancia con la activación del giro frontal superior y del giro medio, que se hallan en las áreas 1 y 11 de Broadman. No cabe duda de que la maduración de la corteza prefrontal ocurre evolutivamente más tarde que la de otras estructuras cerebrales (Bird, Castelli, Malik, Frith, & Husain, 2004). De hecho, las habilidades relacionadas con estas estructuras aparecen a temprana edad, pero sería con el desarrollo madurativo cuando estas se expresan con más intensidad y logran consolidarse (Manga & Ramos, 2011).

Respecto a la evaluación de la invarianza de medición realizada, los resultados comparativos sobre los aspectos estructurales de medición del BES-B demuestran que se mantienen estadísticamente similares entre los dos grupos examinados, niños y adolescentes, excepto en los residuales de alguno de los ítems. La discrepancia en este aspecto no parece ser sustancial respecto a su impacto

sobre las características de medición principales del BES-B, y más bien este tipo de discrepancias no parece raro en la investigación psicométrica. Efectivamente, el nivel de invarianza estricta, que corresponde a establecer la igualdad de los residuales, generalmente es difícil de cumplir en la práctica (Brown, 2006; Meredith, 1993) y puede no tener valor práctico importante para comparar parámetros usualmente más relevantes para la interpretación, como las medias o las correlaciones.

En cuanto al análisis de invarianza de acuerdo al sexo, los resultados reflejan que existen diferencias estadísticamente significativas entre las mujeres y los varones, favorables a las primeras. La literatura científica ya había encontrado diferencias en la empatía en este sentido. Por ejemplo, Retuerto (2004) señaló en un estudio previo dichas diferencias, en este caso, empleando el instrumento IRI ya comentado. Con una muestra española de 556 estudiantes de entre 13 y 23 años, se evidenció que las mujeres puntuaban mejor que los hombres en todas las dimensiones de la prueba, excepto en la de *toma de perspectiva*. Retuerto (2004) apuntaba como posible explicación a factores sociales, en este caso, los estereotipos asociados a cada uno de los géneros.

Más recientemente, Overgaauw, Rieffe, Broekhof, Crone y Güroğlu (2017) analizaron en una muestra de los Países Bajos de 1250 personas las diferencias de género en empatía, empleando el *Questionnaire for Children and Adolescents* (EmQue-CA), que evalúa la empatía a través de tres componentes: *afectivo*, *cognitivo* e *intención de confortar*. Los resultados evidenciaron que las chicas obtenían mejores puntuaciones que los chicos. Una posible explicación a estos hallazgos, de nuevo, podría radicar en las diferencias sociales asociadas al género (Overgaauw et al., 2017), en cuanto a que las mujeres tendrían mayor presión social para estar pendientes de los demás y de sus sentimientos. Además, las puntuaciones inferiores alcanzadas por los hombres también podrían deberse a diferencias biológicas, de tipo hormonal, ya que la testosterona de los chicos en la edad

adolescente podría influir en esos resultados, ya que se centrarían en su propia persona y en ser competitivos —amparados en una expectativa social que fomentaría dichas conductas—, generando estas diferencias por la combinación de ambos factores (Overgaauw et al., 2017). Así, los chicos mostrarían conductas de tipo competitivo, y las chicas tendrían expectativas sociales más relacionadas con todo lo referente a aspectos interpersonales (Overgaauw et al., 2017).

Respecto al examen de invarianza de acuerdo a la edad o grado que cursan los estudiantes de la muestra, también existen diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos, favorables a los niños, que serían inconsistentes con algunos estudios previos, pero consistentes con otros, dado el poco acuerdo existente en este sentido en la literatura científica. En este sentido, estudios anteriores, como el de Retuerto (2004), también encontraron diferencias entre grupos de diferentes edades, aunque en este caso, favorables a los de mayor edad, al contrario de lo que se presenta en esta investigación. Estas diferencias se hallarían en las dimensiones de *toma de perspectiva*, *fantasía* y *preocupación empática*, pero no en *malestar personal*. En concreto, estas diferencias estarían más marcadas en la toma de perspectiva y la fantasía entre los grupos de edad de entre 13 años y los 19, con respecto a los de 20 y 23 años. Con la variable preocupación empática, estas diferencias se verían más marcadas entre las franjas de edad de los 13 y 17 años, con respecto a los grupos de edad entre los 18 y 23 años. En el mismo estudio, además, se analizó la correlación entre la edad y la variable empatía, encontrándose dicha relación estadísticamente significativa y positiva, a excepción de la dimensión de *malestar personal*.

Por otra parte, López-Fernández, Arias-Castro, González-Restrepo, & García (2018) también encontraron mayor empatía, concretamente cognitiva, en los alumnos de menor edad que en los de mayor edad en el contexto de Colombia. Estos resultados se hallaron comparando alumnos de 10 a 13 años con alumnos de 14 a 16 años. Los autores

trataron de explicar estos resultados amparados en aspectos disposicionales y situacionales. De tal forma, sería muy relevante tomar en consideración las características de las personas hacia las cuales se muestra empatía (Fernández-Pinto et al., 2008). En esta línea, Allemand, Steiger y Fend (2014) defienden que existen diferencias individuales que pueden ayudar a explicar los resultados encontrados.

A parte de esas diferencias individuales, las interacciones entre la edad y el género pueden ayudar a una mejor comprensión de los resultados. De hecho, cuando se analizan los resultados de esa interacción, estudios como el de Overgaauw et al. (2017) encontraron que en las chicas la empatía cognitiva y la afectiva se incrementaba con la edad. Sin embargo, parece ser que en las chicas, a los 13 años, la empatía afectiva se estabilizaría (Van der Graaff et al., 2014). Por otra parte, en el caso de los chicos, la empatía afectiva se veía reducida desde la niñez a la adolescencia temprana, esto es, con la edad, tanto en la empatía afectiva, en la empatía cognitiva y la intención de confortar.

Con base en lo comentado, no cabe duda de que se requieren más estudios al respecto, ya que es fundamental que en este tipo de estudios se incluyan todas las variables posibles que puedan influir en los resultados y analizar las interacciones de dichas variables, así como examinar las diferencias empleando varios instrumentos, homogeneizando las comparaciones en función de los instrumentos usados, considerar estudios diferentes con edades similares, así como realizar estudios de tipo longitudinal. Es muy importante generar instrumentos apropiados para valorar un constructo tan importante en la vida, como es la empatía, que incluso se ha relacionado con la prevención de *bullying* (Overgaauw et al., 2017). En este sentido, este trabajo ha abordado la propiedad estructural del instrumento, así como su invarianza, aunque contando con una serie de limitaciones. Por ejemplo, la matriz de relaciones entre los ítems elegida para el presente estudio, debido a que estas covariaciones inter-ítem pueden ser

mejor aproximadas con correlaciones policóricas (Dominguez, 2014) en relación a la variable latente que representan; en consecuencia, puede indicarse un análisis capaz de considerar la característica categórica de los ítems. El tamaño muestral y la representatividad de la muestra aún pueden ser un límite para conseguir parámetros estables, reducir el error de muestreo y hacer apropiadas generalizaciones.

Referencias

- Abel, G. G., Gore, D., Holland, C. L., Camp, N., Becker, J. V., & Rathner, J. (1989). The measurement of the cognitive distortions of child molesters. *Annals of Sex Research*, 2, 135-153. <https://doi.org/10.1177/107906328900200202>
- Albiero, P., & Matricardi, G. (2013). Empathy towards people of different race and ethnicity: Further empirical evidence for the Scale of Ethnocultural Empathy. *International Journal of Intercultural Relations*, 37, 648-655. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2013.05.003>
- Allemand, M., Steiger, A. E., & Fend, H. A. (2014). Empathy development in adolescence predicts social competencies in adulthood. *Journal of Personality*, 83, 229-241. <https://doi.org/10.1111/jopy.12098>
- Allison, C., Baron-Cohen, S., Wheelwright, S. J., Stone, M. H., & Muncer, S. J. (2011). Psychometric analysis of the Empathy Quotient (EQ). *Personality and Individual Differences*, 51, 829-835. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.07.005>
- Aluja, A., & Blanch, A. (2007). Comparison of impulsiveness, venturesomeness and empathy (1) structure in English and Spanish samples: Analysis of different structural equation models. *Personality and Individual Differences*, 43, 2294-2305.
- Alvarado, K. (2011). Adaptación de la Escala de Empatía de Bryant, B (1982) para niños, niñas y adolescentes en Costa Rica. *Revista Electrónica Actualidades Investigativas en Educación*, 11, 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.07.019>
- Álvarez, P., Carrasco, M., & Fustos, J. (2010). Relación de la empatía y género en la conducta prosocial y agresiva, en adolescentes de distintos tipos de establecimientos educacionales. *Revista Iberoamericana de Psicología: Ciencia y Tecnología*, 3, 27-36.

- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modelling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin, 103*, 411-423.
- Baron-Cohen, S., Bolton, P., Wheelwright, S., Scahill, V., Short, L., Mead, G., & Smith, A. (1998). Autism occurs more often in families of physicists, engineers, and mathematicians. *Autism, 2*, 296-301.
- Bentler, R. M., & Wu, E. J. C. (2015). *EQS for Windows* (Version 6.3) [Statistical Program for Windows]. Encino: Multivariate Software, Inc.
- Bird, C. M., Castelli, F., Malik, O., Frith, U., & Husain, M. (2004). The impact of extensive medical frontal lobe damage on 'Theory of Mind' and cognition. *Brain, 127*, 914-928. <https://doi.org/10.1093/brain/awh108>
- Bonett, D. G. (2008). Confidence intervals for standardized linear contrasts of means. *Psychological Methods, 13*, 99-109. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.13.2.99>
- Bozdogan, H. (1987). Model selection and Akaike's information criterion (AIC): The general theory and its analytic extensions. *Psychometrika, 52*, 345-370. doi: <https://doi.org/10.1007/BF02294361>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. Nueva York, EUA: Guilford Press.: Guilford Press.
- Bryant, B. K. (1982). An index of empathy for children and adolescents. *Child Development, 53*, 413-425. <https://doi.org/10.2307/1128984>
- Carrasco, M. A., Delgado, B., Barbero, M. I., Holgado, F. P., & Del Barrio, M.V. (2011). Propiedades del Interpersonal Reactivity Index (IRI) en población infantil y adolescente española. *Psicothema, 23*, 824-831.
- Cheung, G.W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, Nueva Jersey: Routledge.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*, 297-334.
- Cuff, B. M. P., Brown, S., Taylor, L., & Howat, D. (2014). Empathy: A review of the concept. *Emotion Review, 8*, 144-153. <https://doi.org/10.1177/1754073914558466>
- Dadds, M., Hunter, K., Hawes, D., Frost, A., Vassallo, S., Bunn, P., ... Masry, Y. E. (2008). A measure of cognitive and affective empathy in children using parent ratings. *Child Psychiatry and Human Development, 39*, 111-122. <https://doi.org/10.1007/s10578-007-0075-4>
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *Catalog of Selected Documents in Psychology, 10*, 1-17.
- Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology, 44*, 113-126.
- De Corte, K., Buysse, A., Verhofstadt, L., & Roeyers, H. (2007). Measuring empathic tendencies: Reliability and validity of the Dutch version of the interpersonal reactivity index. *Psychologica Belgica, 47*, 235-260. <https://doi.org/10.53334/pb-47-4-235>
- Decety, J., & Cowell, J. M. (2014). The complex relation between morality and empathy. *Trends in Cognitive Sciences, 18*, 337-339. <http://doi.org/10.1016/j.tics.2014.04.008>
- Deschamps, P. K. H., Schutter, D. J. L., Kenemans, J. L., & Matthys, W. (2015). Empathy and prosocial behavior in response to sadness and distress in 6- to 7-year olds diagnosed with disruptive behavior disorder and attention-deficit hyperactivity disorder. *European Child & Adolescent Psychiatry, 24*, 105-113. <https://doi.org/10.1007/s00787-014-0535-x>
- Di Martino, A., Ross, K., Uddin, L. Q., Sklar, A. B., Castellanos, F.X., & Milham, M. P. (2009). Functional brain correlates of social and nonsocial processes in autism spectrum disorders: An activation likelihood estimation meta-analysis. *Biological Psychiatry, 65*, 63-74. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2008.09.022>
- Dominguez, S. (2014). ¿Matrices policóricas/tetracóricas o matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, 6*, 39-48.
- Escrivá, V. M., Navarro, M. D. F., & García, P. S. (2004). La medida de la empatía: análisis del Interpersonal Reactivity Index. *Psicothema, 16*, 255-260.
- Fernández-Pinto, I., López-Pérez, B., & Márquez, M. (2008). Empatía: medidas, teorías y aplicaciones en revisión. *Anales de Psicología, 24*, 284-298.
- Feshbach, N. D. (1975). Empathy in children: Some theoretical and empirical considerations. *The*

- Counseling Psychologist, 2, 25-30.* <https://doi.org/10.1177/001100007500500207>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18, 39-50.* <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Garaigordobil, M., & Maganto, C. (2011). Empatía y resolución de conflictos durante la infancia y la adolescencia. *Revista Latinoamericana de Psicología, 43, 255-266.*
- Garton, A. F. (1992). *Social interaction and the development of language and cognition.* Hove, Inglaterra: Lawrence Erlbaum Associates.
- Garton, A., & 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.*
- Gazzola, V., Aziz-Zadeh, L., & Keysers, C. (2006). Empathy and the somatotopic auditory mirror system in humans. *Current Biology, 16, 1824-1829.* <https://doi.org/10.1016/j.cub.2006.07.072>
- Gorostiaga, A., Balluerka, N., & Soroa, G. (2014). Evaluación de la empatía en el ámbito educativo y su relación con la inteligencia emocional. *Revista de Educación, 364, 12-38.* <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2014-364-253>
- Graham, J. M., Guthrie, A. C., & Thompson, B. (2003). Consequences of not interpreting structure coefficients in published CFA research: A reminder. *Structural Equation Modeling, 10, 142-153.* https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1001_7
- Grimaldo, M., Manzanares, E., & Macavilca, K. (en prensa). Empatía y valores en estudiantes de psicología de una universidad de Lima.
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for structured means modeling and MIMIC approaches to between-groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika, 66, 373-388.* <https://doi.org/10.1007/bf02294440>
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. En R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sorbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future—A Festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 195-216). Lincolnwood, EUA: Scientific Software International.
- Henao, G. C., & García, M. C. (2009). Interacción familiar y desarrollo emocional en niños y niñas. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud, 7, 785-802.*
- Hopwood, C. J., & Donnellan, M. B. (2010). How should the internal structure of personality inventories be evaluated? *Personality and Social Psychology Review, 14, 332-346.* <https://doi.org/10.1177/1088868310361240>
- Jolliffe, D., & 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>
- Jöreskog, K. G. (1973). A general method for estimating a linear structural equation system. En A. S. Goldberger & O. D. Duncan (Eds.), *Structural Equation Models in the Social Sciences* (pp. 85-112). Nueva York, EUA: Seminar Press.
- Jospe, K., Flöel, A., & Lavidor, M. (2018). The interaction between embodiment and empathy in facial expression recognition. *Social Cognitive and Affective Neuroscience, 13, 203-215.* <https://doi.org/10.1093/scan/nsy005>
- Kerem, E., Fishman, N., & Josselson, R. (2001). The experience of empathy in everyday relationships: Cognitive and affective elements. *Journal of Social & Personal Relationships, 18, 709-729.* <https://doi.org/10.1177/0265407501185008>
- Keselman, H. J., Algina, J., Lix, L. M., Wilcox, R. R., & Deering, K. N. (2008). A generally robust approach for testing hypotheses and setting confidence intervals for effect sizes. *Psychological Methods, 13, 110-129.* <https://doi.org/10.1037/1082-989X.13.2.110>
- Kilroy, E., & Aziz-Zadeh, L. (2017). Neuroimaging research on empathy and shared neural networks. En M. Kondo (Ed.), *Empathy—an evidence-based interdisciplinary perspective* (pp. 619-634). Londres, Inglaterra: InTech.
- Klimecki, O. M., Leiberg, S., Ricard, M., & Singer, T. (2014). Differential pattern of functional brain plasticity after compassion and empathy training. *Social Cognitive and Affective Neuroscience, 9, 873-879.* <https://doi.org/10.1093/scan/nst060>

- Lable, D., Carlo, G., & Roesch, S. (2004). Pathways to self-esteem in late adolescence: The role of parent and peer attachment, empathy, and social behaviours. *Journal of Adolescence*, 27, 703-716.
- Lauterbach, O., & Hosser, H. (2007). Assessing Empathy in Prisoners – A Shortened Version of the Interpersonal Reactivity Index. *Swiss Journal of Psychology*, 66, 91-101. <https://doi.org/10.1024/1421-0185.66.2.91>
- López-Fernández, V., Arias-Castro, C., González-Restrepo, K., & García, K. (2018). Un estudio de la relación entre la empatía y la creatividad en alumnos de Colombia y sus implicaciones educativas. *Revista Complutense de educación*, 29, 1133-1149. <https://doi.org/10.5209/RCED.54881>
- Manga, D., & Ramos, F. (2011). El legado de Luria y la neuropsicología escolar. *Psychology, Society, & Education*, 3, 1-13.
- McDonald, R. P. (1989). An index of goodness-of-fit based on noncentrality. *Journal of Classification*, 6, 97-103. <https://doi.org/10.1007/bf01908590>
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A Unified Approach*. Mahwah, EUA: Lawrence Erlbaum Associates.
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93, 568-592. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568>
- Mehrabian, A., & Epstein, N. (1972). A measure of emotional empathy. *Journal of Personality*, 40, 525-543.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factor invariance. *Psychometrika*, 58, 525-544. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Merino, C., & Grimaldo, M. (2015). Validación estructural de la escala básica de empatía (Basic Empathy Scale) modificada en adolescentes: un estudio preliminar. *Revista Colombiana de Psicología*, 24, 261-270. <https://doi.org/10.15446/rccp.v24n2.42514>
- Mestre, V., Frías, D., & Samper, P. (2004). La medida de la empatía: análisis del Interpersonal Reactivity. *Psicothema*, 16, 255-260.
- Mestre, V., Pérez-Delgado, E., & Frías, D. (1999). Instrumentos para la Evaluación de la Empatía. En E. Pérez-Delgado y V. Mestre (Eds.), *Psicología Moral y crecimiento personal* (pp. 181-190). Barcelona, España: Editorial Ariel.
- Morales, F. (2015). *La edad como variable moduladora de las diferencias entre hombres y mujeres adultos en la empatía*. VII Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología, XXII Jornadas de Investigación Décimo Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. Facultad de Psicología – Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires.
- Moya-Albiol, L., Herrero, N., & Bernal, M. C. (2010). Bases neuronales de la empatía. *Revista Neurología*, 50, 89-100.
- Oliva, A., Antolín, L., Pertegal, M., Ríos, M., Parra, A., Hernando, A., & Reina, M. (2011). *Instrumentos para la evaluación de la salud mental y el desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven*. Sevilla, España: Consejería de Salud.
- Overgaauw, S., Rieffe, C., Broekhof, E., Crone, E. A., & 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>
- Péloquin, K., & Lafontaine, M. F. (2010). Measuring empathy in couples: Validity and reliability of the interpersonal reactivity index for couples. *Journal of Personality Assessment*, 92, 146-157. <http://doi.org/10.1080/00223890903510399>
- Retuerto, A. (2004). Diferencias en empatía en función de las variables género y edad. *Apuntes de Psicología*, 22, 323-339.
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21, 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Romero, S. (2015). Neuropsicología de la empatía. *Revista Discapacidad Clínica Neurociencias*, 2, 11-23.
- Ruggieri, V. (2013). Empatía, cognición social y trastornos del espectro autista. *Revista Neurología*, 56, 13-21.
- Saris, W. E., Satorra, A., & Van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation models or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16, 561-582. <https://doi.org/10.1080/10705510903203433>

- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent Variables Analysis: Applications for Developmental Research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, EUA: Sage.
- Shamay-Tsoory, S. G., Aharon-Peretz, J., & Perry, D. (2009). Two systems for empathy: A double dissociation between emotional and cognitive empathy in inferior frontal gyrus versus ventromedial prefrontal lesions. *Brain*, 132, 617-627. <https://doi.org/10.1093/brain/awn279>
- Steinmetz, H. (2010). Estimation and comparison of latent means across cultures. En P. Schmidt, J. Billiet, & E. Davidov (Eds.), *Cross-cultural Analysis: Methods and Applications* (pp. 85-116). Oxford, Inglaterra: Routledge.
- Thompson, B. (1997). The importance of structure coefficients in structural equation modeling confirmatory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 57, 5-19. <https://doi.org/10.1177/0013164497057001001>
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9, 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Vachon D. D., & Lynam, D. R. (2016). Fixing the problem with empathy: Development and validation of the affective and cognitive measure of empathy. *Assessment*, 23, 135-149. <https://doi.org/10.1177/107319114567941>
- Van der Graaff, J., Branje, S., De Wied, M., Hawk, S., Van Lier, P., & Meeus, W. (2014). Perspective taking and empathic concern in adolescence: Gender differences in developmental changes. *Developmental Psychology*, 50, 881-888. <https://doi.org/10.1037/a0034325>
- Zoll, C., & Enz, S. (2005). A questionnaire to assess affective and cognitive empathy in children. *Journal of Child Psychology*, 15, 165-174.