

**REVISTA COLOMBIANA
DE PSICOLOGÍA**

Revista Colombiana de Psicología

ISSN: 0121-5469

revpsico_fchbog@unal.edu.co

Universidad Nacional de Colombia

Colombia

MERINO-SOTO, CÉSAR; GRIMALDO-MUCHOTRIGO, MIRIAN

Validación Estructural de la Escala Básica de Empatía (Basic Empathy Scale) Modificada
en Adolescentes: un Estudio Preliminar

Revista Colombiana de Psicología, vol. 24, núm. 2, julio-diciembre, 2015, pp. 261-270

Universidad Nacional de Colombia

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80441602002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

doi: 10.15446/rcp.v24n2.42514

Validación Estructural de la Escala Básica de Empatía (Basic Empathy Scale) Modificada en Adolescentes: un Estudio Preliminar

CÉSAR MERINO-SOTO

Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

MIRIAN 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. & Grimaldo-Muchotrigo, 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. doi: 10.15446/rcp.v24n2.42514.

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a César Merino-Soto, e-mail: sikayax@yahoo.com.ar. Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Av. Tomás Marsano 242, Surquillo-Lima 34, Perú.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN CIENTÍFICA

RECIBIDO: 11 DE MARZO DEL 2014 – ACEPTADO: 3 DE ABRIL DEL 2015

Resumen

Se hizo un estudio preliminar para verificar la estructura de una versión de 9 ítems de la Escala Básica de Empatía (EBE), un instrumento que evalúa la empatía afectiva y cognitiva. Los participantes fueron 135 adolescentes entre 11 y 18 años ($M=14$, $DE=1.4$) de educación regular, en una región urbana de Lima Metropolitana. Se usó metodología de ecuaciones estructurales para confirmar la estructura, y la transformación Schmid-Leiman para evaluar el modelo bi-dimensional. Los resultados indican que un modelo oblicuo de dos factores es satisfactorio para los datos, la confiabilidad es superior a .70, y no se justifica la interpretación de un solo puntaje tal como anteriormente se hacía. Se discuten las diferencias en la interpretación de los modelos y la valoración de la metodología factorial.

Palabras clave: empatía, Escala de Empatía Básica, interpersonal, adolescentes.

Structural Validation of the Basic Empathy Scale Modified for Adolescents: A Preliminary Study

Abstract

A preliminary study was conducted to verify the structure of a 9-item version of the Basic Empathy Scale (BES), an instrument that evaluates emotional and cognitive empathy. The participants were 135 adolescents between 11 and 18 years of age ($M=14$, $SD=1.4$) in compulsory education in an urban region of metropolitan Lima. A structural equation methodology for confirming the structure and the Schmid-Leiman transformation for evaluating the bi-dimensional model were used. The results indicate that a crosswise 2-factor model is satisfactory for the data, with reliability greater than .70, and that the interpretation of a single score, as has been done before, is not justified. The differences in the interpretation of the models and the assessment of the factorial methodology are discussed.

Keywords: empathy, Basic Empathy Scale, interpersonal, adolescents.

Validação Estrutural da Escala de Empatia Básica (Basic Empathy Scale) Modificada em Adolescentes: um Estudo Preliminar

Resumo

Realizou-se um estudo preliminar para verificar a estrutura de uma versão de 9 itens da Escala Básica de Empatia (BES), um instrumento que avalia a empatia afetiva e cognitiva. Os participantes foram 135 adolescentes entre 11 e 18 anos ($M=14$, $DE=1.4$) de educação regular, numa região urbana de Lima Metropolitana. Usou-se a metodologia de equações estruturais para confirmar a estrutura e a transformação Schmid-Leiman para avaliar o modelo bidimensional. Os resultados indicam que um modelo oblíquo de dois fatores é satisfatório para os dados, a confiabilidade é superior a .70, e não se justifica a interpretação de uma só pontuação tal como se fazia anteriormente. Discutem-se as diferenças na interpretação dos modelos e da avaliação do método fatorial.

Palavras-chave: empatia, Escala de Empatia Básica, interpessoal, adolescentes.

LA EMPATÍA constituye una emoción moral y es considerada por algunos autores (Eisenberg, 2009; Hoffman, 2000) como una respuesta afectiva que hace posible la comprensión de la condición o estado emocional de otra persona (Eisenberg, 2000). Como tal, puede llevar a las personas a ayudar a otros y evitar lastimarlos, pero especialmente ocurre cuando la disposición del sujeto es altruista (Guevara, Cabrera, & Barrera, 2007). Es decir, la preocupación real del sujeto está centrada en el bienestar de las personas. De esta manera, es un facilitador de comportamientos prosociales (Eisenberg & Strayer, 1992). En esa misma línea se plantea la importancia de la empatía en el desarrollo moral de las personas (Eisenberg, 2000), pues incluye respuestas emocionales y experiencias vicarias, o en otras palabras, la capacidad para diferenciar los estados afectivos de los demás y para tomar una perspectiva respecto a los demás (Garaigordobil & García de Galdeano, 2006).

Estructuralmente, la empatía involucra tanto elementos cognitivos como emocionales (Jolliffe & Farrington, 2006; Ward, Keenan, & Hudson, 2000), lo que supone un proceso con dos componentes esenciales: *cognitivo* (el darse cuenta) y *emocional* (sentir vicariamente con la víctima), lo que conduce a discriminar dos constructos que pueden ser empíricamente verificables: *empatía cognitiva* y *empatía afectiva* (Jolliffe & Farrington, 2006; Ward et al., 2000).

En cuanto a su evaluación, existen conocidas medidas de empatía para niños y adolescentes (e.g., Bryant, 1982) validadas al habla hispana (Aristu, Holgado, Carrasco, & del Barrio, 2008; Del Barrio, Aluja, & García, 2004), así como adaptaciones de versiones adultas (e.g., del Índice de Reactividad Interpersonal; Davis, 1980) para estas edades (Mestre, Frías, & Samper, 2004; Richaud, 2008). Sin embargo, las modificaciones en la configuración factorial han sido frecuentes, posiblemente como resultado de la cultura, errores de muestreo, la cobertura de edad original del instrumento y la multidimensionalidad,

aspectos que hacen difícil validar interculturalmente un instrumento de auto-reporte.

Un instrumento estructuralmente parsimonioso es la Escala de Empatía Básica (Basic Empathy Scale, BES; Jolliffe & Farrington, 2006), orientado hacia la medición del proceso cognitivo y emocional en niños y adolescentes. Para el presente estudio, se tiene como antecedente fundamental la investigación de Oliva et al. (2011), realizada como un estudio multicentro en 20 instituciones educativas de nivel secundario de Andalucía Occidental de España, con 2400 adolescentes participantes. Los autores validaron un modelo de desarrollo psicológico positivo del adolescente, y se valieron de varios instrumentos. Uno de ellos fue el BES cuya validación al habla hispana resultó en una versión breve de 9 ítems. Con el BES se obtienen dos puntajes correspondientes a los aspectos afectivos y cognitivos de la empatía, además de un puntaje general que se interpreta como el comportamiento general empático expresado por el niño. Sin embargo, Oliva et al. (2011) no aportaron la justificación empírica para concluir que un puntaje total pueda retener la suficiente varianza común de todos los ítems; este problema también ocurrió en los autores del BES (Jolliffe & Farrington, 2006), probablemente con el presupuesto de que existía una variable latente general de empatía. En resumen, ambos instrumentos (versiones larga y breve) en su presentación actual, sugieren una interpretación global (basada en un puntaje único) y otra en dos facetas (empatía cognitiva y afectiva). Sin embargo, la evidencia empírica relevante no informa completamente la presencia de un factor general y, por lo tanto, este modo de interpretación puede ser plausiblemente incorrecto.

La empatía es un aspecto del desarrollo humano que favorece la conducta orientada hacia el bienestar, resolución positiva de problemas y prosocialidad hacia las personas (Álvarez, Carrasco, & Fustos, 2010; Garaigordobil & Maganto, 2011; Sánchez-Queija, Oliva, & Parra, 2006),

puede requerir ser caracterizada desde la infancia para observar su adecuado o inadecuado desarrollo, tanto para la práctica profesional como para la investigación. Especialmente en aplicaciones masivas para obtener una impresión rápida pero válida, su evaluación por medio del auto-informe es útil para reducir costos de aplicación y procesamiento, más aun si se tiene una versión abreviada (con pocos ítems) suficientemente válida. El objetivo del presente estudio es iniciar la validación de la versión modificada del BES, efectuada por Oliva et al. (2011). No existe otro estudio de validación respecto a esta versión, por lo que parece ser el primero que presenta la replicación de sus resultados. Debido a su parsimoniosa extensión, esta versión breve puede ser útil para ser aplicada en estudios epidemiológicos o dentro de una batería extensa de instrumentos.

Método

Participantes

Fueron 135 adolescentes, 67 varones (49.6%), 66 mujeres (48.9%) y 2 sin datos (1.5%) de educación regular secundaria, de una escuela privada de una zona completamente urbana de Lima Metropolitana, correspondiendo mayoritariamente al nivel socioeconómico alto o medio alto. El rango de edad fue entre 11 y 18 ($M=14$, $DE=1.4$). La institución fue elegida intencionalmente debido a lo accesible y a la naturaleza preliminar del estudio. Por otro lado, se eligió aleatoriamente un aula de clases de cada nivel de estudios (en Perú, la etapa de estudios correspondientes a los adolescentes presenta cinco niveles, del 1° al 5°). La distribución en cada aula de clase recolectada fue: 23, 24, 31, 27 y 30 para los grados del 1° al 5°, respectivamente. Respecto al sexo, en cada grado se distribuyó de manera similar, pues no se hallaron diferencias estadísticamente significativas, $\chi^2(g!;1)=0.09$, $p>.05$.

Instrumento

La versión usada en el presente estudio es la forma corta derivada de la Escala de Empatía Básica original de 20 ítems (BES, Basic Emphaty Scale: Jolliffe & Farrington, 2006). Esta versión contiene 9 ítems derivados del estudio piloto de Oliva et al. (2011) realizado en España, en el que se eliminaron ítems que no se adecuaban psicométricamente bien, respecto a la magnitud de las cargas factoriales, complejidad factorial, correlaciones ítem-test y coherencia conceptual ítem-factor. Los ítems se distribuyen en dos escalas, una correspondiente a la Empatía Afectiva, compuesta por los ítems 1, 2, 3 y 6; y otra correspondiente a la Empatía Cognitiva conformada por los ítems 4, 5, 7, 8 y 9. La consistencia interna reportada por Oliva et al. (2011) para ambas escalas, respectivamente fue .73 y .63. Oliva et al. (2011) informan de baremos de interpretación para las subescalas y el puntaje total. Los puntajes se obtienen mediante la suma simple de los ítems, en los que el aumento de los puntajes se interpreta como mayor intensidad en la conducta empática. En el Apéndice se presenta el instrumento.

Procedimiento

Luego de recibir la aceptación del director del colegio y el consentimiento de los padres y adolescentes, se administró el instrumento en el horario regular de clases y en los mismos salones de clase. Las instrucciones de aplicación del instrumento fueron estandarizadas respecto a la presentación de la actividad, llenado de respuestas y oportunidad de recibir ayuda en caso de dudas. Los estudiantes de las aulas seleccionadas presentes el día de la recolección de datos se incluyeron en el estudio. Se excluyeron estudiantes que pudieron ser identificados con actitudes de indisponibilidad a través de estrategias de observación.

Análisis de Datos

Con respecto a los análisis estadísticos, se probaron varios modelos: un modelo que sugería

una sola dimensión latente sin subcomponentes distinguibles (unidimensional), factores completamente discriminativos entre sí (factores ortogonales), factores con algún grado de dependencia lineal (factores oblicuos) y modelo bi-factorial, en el cual se modela un factor general junto a factores específicos. Este último modelo fundamenta la racionalidad de construir un puntaje total y sub puntajes, tal como Oliva et al. (2011) lo indican en la construcción de sus baremos. Se utilizó el programa EQS 6.2 (Bentler & Wu, 2012), y se eligieron índices de ajuste: χ^2 robusto (SB- χ^2 ; Satorra & Bentler, 1994), índices de ajuste absoluto (*Root Mean Squared Error Approximation*: RMSEA \leq .05; *Standardized Root Mean Square Residual*: SRMR \leq .08) y comparativo (*Comparative Fit Index*: CFI \geq .95; *Tucker-Lewis Index*: TLI \geq .95); estos índices se basaron también en el SB- χ^2 .

La función de ajuste fue máxima probabilidad, considerando que las desviaciones de la normalidad de los ítems no fueron severas y tendría poco efecto sobre los parámetros estimados. Se eligieron correlaciones policóricas entre los ítems para representar la continuidad latente entre estos (Holgado, Chacón, Barbero, & Vila, 2010; Morata-Ramírez & Holgado-Tello, 2013). Para la consistencia interna, se calcularon el coeficiente α (Cronbach, 1951) y sus intervalos de confianza con el método de Fisher (Romano, Kromrey, & Hibbard, 2012; Romano, Kromrey, Owens, & Scott, 2011). Se usó también un índice

independiente del número de ítems consistente en la correlación inter-ítem promedio (Briggs & Cheek, 1986; Simms & Watson, 2007). La confiabilidad de constructo se hizo mediante el coeficiente ω (McDonald, 1999) para cada factor independientemente desde los resultados del análisis factorial confirmatorio y desde los resultados del análisis factorial jerárquico (coeficiente jerárquico, ω_h ; Zinbarg, Yovel, Revelle, & McDonald, 2006). Estos cálculos se hicieron con el programa Omega (Watkins, 2013).

Resultados

Respecto a la evaluación de los modelos (Tabla 1), el modelo unidimensional fue el que presentó el peor ajuste. Los siguientes modelos presentaron niveles de ajuste excepcionalmente altos, aunque el SRMR no fue adecuado para el modelo ortogonal. Los resultados del modelo ortogonal no fueron mejores que el modelo oblicuo; en este último se detectó una correlación moderada que influenció en su mejor ajuste. El modelo bi-factor no convergió, dado que se detectó una matriz no positiva. En este punto se prefirió proseguir con la transformación de *Schmid-Leiman* (SL; Schmid & Leiman, 1957), que es un enfoque exploratorio para modelar un factor de segundo orden y factores de primer orden, dentro de un marco de relaciones jerárquicas que permiten estimar también la varianza en cada factor (Wolf & Preising, 2005).

Tabla 1

Ajuste de los modelos de medición evaluados

| | SB- χ^2 (gl) | RMSEA (I.C. 90%) | SRMR | TLI | CFI |
|----------------|-------------------|-------------------|------|-----|-----|
| Unidimensional | 140.902 (27) | .17 (.14, .26) | .14 | .66 | .74 |
| Ortogonal | 31.862 (27) | .037 (.0, .08) | .12 | .98 | .98 |
| Oblicuo | 26.789 (26) | .015 (.0, .07) | .06 | .99 | .99 |

Nota: SB- χ^2 Independiente=490.122 (gl:36)

Todos los parámetros estimados (correlaciones interfactoriales, cargas factoriales y varianzas) fueron estadísticamente significativos. Considerando las cargas factoriales del modelo Confirmatory Factor Analysis (CFA) oblicuo (Tabla 2), estas superan el límite usual recomendado ($\geq .30$; McDonald, 1999); el factor EA (F2) contiene ítems similarmente discriminativos y mayores a .70, excepto el ítem 6. En contraste, el factor EC (F1) tiene ítems con poder discriminativo variable, pero superiores a .50. En los resultados de la transformación SL, las cargas factoriales de los factores específicos son menores, particularmente para el factor EA (F2); en cambio, los ítems del factor EC tuvieron un ligero decremento de su varianza, manteniendo cargas factoriales aún sustanciales. El factor general

(G) parece ser más representativo únicamente del factor EA, pues las cargas factoriales de los ítems correspondientes al factor EC fueron bajas ($< .50$); esto se confirma porque en las cargas factoriales de segundo orden de los factores EA y EC, la carga del factor EA es muy alta (.82). La varianza retenida, basada en la suma de cargas cuadráticas por el factor general (1.69, 40.47%) es menor que la correspondiente para el factor EA (1.83, 44.2%) pero mayor que del factor EC (0.62, 14.9%). No se hicieron re-especificaciones a posteriori pues el modelo final (oblicuo) mostró un suficiente ajuste, y porque los cambios sugeridos por el índice de modificación producirían solo pequeños incrementos en el ajuste del modelo.

Tabla 2

Estadísticos descriptivos y resultados factoriales para los ítems

| Ítem | M | DE | As | Cu | CFA | | | Transformación Schmid-Leiman | | | | | |
|-------------|-------|-------|--------|--------|----------------|----------------|----------------|------------------------------|----------------|----------------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------------------|
| | | | | | F ₁ | F ₂ | R ² | G | F ₁ | F ₂ | h ² _G | h ² _F | h ² _{total} |
| E1 | 2.985 | 1.040 | -0.249 | -0.475 | .718 | .516 | .559 | .559 | -.057 | .408 | .312 | .170 | .482 |
| E2 | 2.896 | 1.090 | -0.103 | -0.530 | .775 | .600 | .617 | .617 | -.024 | .438 | .381 | .192 | .573 |
| E3 | 2.956 | 1.173 | -0.274 | -0.945 | .772 | .596 | .609 | .609 | -.067 | .446 | .371 | .203 | .574 |
| E6 | 4.074 | 0.892 | -1.095 | 1.294 | .496 | .246 | .412 | .412 | .174 | .231 | .170 | .084 | .253 |
| E4 | 3.756 | 0.881 | -0.676 | 0.436 | .668 | .447 | .349 | .349 | .558 | .062 | .122 | .315 | .437 |
| E5 | 2.881 | 1.168 | 0.148 | -0.667 | .574 | .330 | .227 | .227 | .467 | .007 | .052 | .218 | .270 |
| E7 | 3.800 | 0.925 | -0.608 | 0.108 | .753 | .568 | .346 | .346 | .672 | .023 | .120 | .452 | .572 |
| E8 | 4.163 | 0.772 | -0.972 | 1.588 | .748 | .559 | .361 | .361 | .646 | .042 | .130 | .419 | .549 |
| E9 | 4.178 | 0.842 | -0.947 | 0.793 | .669 | .447 | .191 | .191 | .634 | -.072 | .036 | .407 | .444 |
| Correlación | | | | | | | | | | | | | |
| F1 | - | - | - | - | 1 | - | - | .422 | - | - | - | - | - |
| F2 | - | - | - | - | .34 | 1 | - | .820 | - | - | - | - | - |
| α | - | - | - | - | .76 | .77 | - | - | - | - | - | - | - |
| ω | - | - | - | - | - | - | - | .83 | .81 | .76 | - | - | - |
| ω_h | - | - | - | - | - | - | - | .45 | .64 | .24 | - | - | - |

Nota: As: asimetría. Cu: curtosis. F1: factor 1. F2: factor 2. R²: confiabilidad del ítem. G: factor general. h²_G: comunalidad en el factor general. h²_F: comunalidad en los factores específicos. h²_{total}: comunalidad total (suma de h²_G y h²_F). CFA: resultados CFA del modelo oblicuo. α : coeficiente alfa. ω : coeficiente omega. ω_h : coeficiente omega jerárquico.

La correlación inter-ítem promedio para EA ($r_{ii}=.462$) y EC ($r_{ii}=.396$) se encuentra en el rango recomendado de consistencia interna entre los ítems, indicando también que los puntajes parecen apuntar a constructos moderadamente específicos (Clark & Watson, 1995). La consistencia interna mediante el coeficiente α puede considerarse adecuada dado el pequeño número de ítems en cada puntaje, al menos para fines descriptivos grupales; sus intervalos de confianza (95%) fueron (.67, .82) y (.69, .83) para F1 y F2, respectivamente. El coeficiente ω fue satisfactorio para cada factor tomado de forma independiente, pero desde el análisis jerárquico SL (las cargas triviales fueron transformadas en 0 para su cálculo), su magnitud fue totalmente inaceptable para el factor general (inferior a .46) y para F2 (EA).

Discusión

Los resultados sugieren que la mejor interpretación del constructo de empatía, en el BES abreviado por Oliva et al. (2011), corresponde a dos áreas moderadamente relacionadas, con ítems entre moderada y fuerte capacidad discriminativa; esta variación en la discriminación depende del factor hallado. Esto contrasta claramente con el uso pretendido de los baremos para el puntaje total que derivaron Oliva et al. (2011) y la información de Jolliffe y Farrington (2006). Si se requiere una medida de la empatía que pueda interpretarse con un único puntaje, otro instrumento para el mismo fin sería más apropiado. La evidencia hallada aquí fue confirmada desde varias fuentes (la confiabilidad basada en el modelo factorial y la varianza común entre los factores) que apuntan a comprender que el proceso cognitivo y emocional de la empatía funcionan con cierta independencia, al menos cuando esta es evaluada por una medida de auto-reporte. Junto a la confirmación de una estructura parcialmente ortogonal, conceptualmente se indica que la interpretación de la empatía se apoya mejor desde un marco multidimensional, y que

la propuesta empírica y parsimoniosa de Jolliffe y Farrington (2006) parece adecuada. Sin embargo, no hay suficiente evidencia para que esta parsimonia conduzca a usar un solo puntaje en la interpretación del constructo en los niños y adolescentes.

La diferencia en la magnitud de las estimaciones de confiabilidad, entre el coeficiente α y ω , sugiere que si se quiere una estimación más precisa de la confiabilidad, debe tomarse en cuenta el efecto de la violación del presupuesto de equivalencia tau en los ítems, algo que ha sido enfatizado en otros trabajos (Yang & Green, 2011; Zinbarg et al., 2006). La estimación de la confiabilidad usando la información factorial, efectivamente, debe considerarse una mejor estimación de este parámetro, considerando la crítica actual al coeficiente α (Yang & Green, 2011). En la discusión de estos aspectos técnicos, debe hacerse énfasis en dos cosas: primero, como en otro estudio de adaptación de una medida de empatía (Aristu et al., 2008), el uso de correlaciones policóricas puede permitir estimaciones menos sesgadas respecto a la naturaleza ordinal de los ítems del BES. Segundo, que el método SL permitió reconocer cómo se distribuye la varianza retenida entre los factores de primer orden y segundo orden, y es un procedimiento altamente recomendable para propósitos exploratorios (Wolf & Preising, 2005).

Nuestros datos no permitieron modelar una estructural bi-factorial con el método confirmatorio, pero un estudio de replicación podría verificar la generalización de este resultado. Junto a esta limitación del presente estudio, se requiere más heterogeneidad y tamaño muestral para una estimación de parámetros potencialmente menos sesgada. Así también, las diferencias de edad y sexo a nivel de los puntajes y de los ítems, y respecto a las propiedades estructurales deben ser exploradas, debido a que pueden producir variaciones en tales aspectos. La influencia de tales variables (edad y sexo) ha sido demostrada en la literatura científica (e.g.,

Álvarez et al., 2010; Garaigordobil & Maganto, 2011; Retuerto, 2004; Sánchez-Queija et al., 2006), lo que sugiere evaluar estas diferencias en una muestra mayor y más heterogénea.

Finalmente, se podría recomendar explorar la estructura del BES usando todos los ítems (originalmente, 20 ítems), verificando en este contexto la replicabilidad de la versión modificada de Oliva et al. (2011) y quizás derivar otra versión abreviada alternativa que muestre iguales o mejores propiedades psicométricas. Pero considerando todos los aspectos discutidos, la interpretación multidimensional de la empatía en adolescentes parece ser razonable y empíricamente justificable, y desde una perspectiva práctica, los resultados muestran ser satisfactorios para utilizarse como una potencial herramienta para aplicaciones masivas, en la descripción de la conducta empática del adolescente, como objetivo principal o como componente secundario de otras conductas.

Referencias

- Álvarez, P., Carrasco, M. & Fustos, J. (2010). Relación de la empatía y género en la conducta prosocial y agresiva, en adolescentes de distintos tipo de establecimientos educacionales. *Revista Iberoamericana de Psicología: Ciencia y Tecnología*, 3(2), 27-36.
- Aristu, A., Holgado, F., Carrasco, M. & del Barrio, M. (2008). The structure of Bryant's Empathy Index for Children: A cross-validation study. *Spanish Journal of Psychology*, 11(2), 670-677.
- Bentler, R. M. & Wu, E. J. C. (2012). *EQS for windows* (Version 6.2) [Statistical Program for Windows]. Encino: Multivariate Software, Inc.
- Briggs, S. R. & Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality*, 54, 106-148. doi: 10.1111/j.1467-6494.1986.tb00391.x
- Bryant, B. (1982). An index of empathy for children and adolescents. *Child Development*, 53, 413-425. doi: 10.2307/1128984
- Clark, L. A. & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 309-319.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334. doi: 10.1007/BF02310555
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 10, 85.
- Del Barrio, M. V., Aluja, A. & García, L. (2004). Bryant's empathy index for children and adolescents: Psychometric properties in the Spanish language. *Psychological Reports*, 95, 257-262. doi: 10.2466/PRO.95.5.257-262
- Eisenberg, N. & Strayer, J. (1992). *La empatía y su desarrollo*. Bilbao: Descleé de Brouwer.
- Eisenberg, N. (2000). Emotion, regulation and moral development. *Annual Review of Psychology*, 51, 665-697. doi: 10.1146/annurev.psych.51.1.665
- Eisenberg, N. (2009). Empathy-related responding: Links with self-regulation, moral judgment, and moral behavior. En M. Mikulincer & P. Shaver (Eds.), *Prosocial motives, emotions, and behavior* (pp. 129-148). Washington: APA Publications.
- Garaigordobil, M. & García de Galdeano, P. (2006). Empatía en niños de 10 a 12 años. *Psicothema*, 8(2), 180-186.
- Garaigordobil, M. & Maganto, C. (2011). Empatía y resolución de conflictos durante la infancia y la adolescencia. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 43(2), 255-266.
- Guevara, I., Cabrera, V. & Barrera, C. (2007). Factores contextuales y emociones morales como predictores del ajuste psicológico en la adolescencia. *Universitas Psychologica*, 6(2), 269-283.
- Hoffman, M. L. (2000). *Empathy and moral development: Implications for caring and justice*. Cambridge: University Press.
- Holgado, F. P., Chacón, S., Barbero, I. & Vila, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal

- variables. *Quality and Quantity*, 44, 153-166. doi: 10.1007/s11135-008-9190-y
- Jolliffe, D. & Farrington, D. P. (2006). Development and validation of the Basic Empathy Scale. *Journal of Adolescence*, 29, 589-611. doi: 10.1016/j.adolescence.2005.08.010
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified approach*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- Mestre, V., Frías, D. & Samper, P. (2004). La medida de la empatía: análisis del Interpersonal Reactivity Index. *Psicothema*, 16(2), 255-260.
- Morata-Ramírez, M. & Holgado-Tello, F. (2013). Construct validity of Likert scales through confirmatory factor analysis: A simulation study comparing different methods of estimation based on Pearson and polychoric correlations. *International Journal of Social Science Studies*, 1, 54-61. doi: 10.11114/ijsss.viii.27
- 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: Consejería de Salud.
- Retuerto, A. (2004). Diferencias en empatía en función de las variables género y edad. *Apuntes de Psicología*, 22(3), 323-339.
- Richaud, M. (2008). Evaluación de la empatía en población infantil argentina. *Revista del Instituto de Investigación de Psicología*, 11, 101-115.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D. & Hibbard, S. T. (2012). A Monte Carlo study of eight confidence interval methods for coefficient alpha. *Educational and Psychological Measurement*, 70(3), 376-393. doi: 10.1177/0013164409355690
- Romano, J. L., Kromrey, J. D., Owens, C. M. & Scott, H. M. (2011). Confidence interval methods for coefficient alpha on the basis of discrete, ordinal response items: Which one, if any, is the best? *The Journal of Experimental Education*, 79(4), 382-403. doi: 10.1080/00220973.2010.510859
- Sánchez-Queija, I., Oliva, A. & Parra, A. (2006). Empatía y conducta prosocial durante la adolescencia. *Revista de Psicología Social*, 21(3), 259-271.
- 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: Sage.
- Schmid, J. & Leiman, J. N. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22, 53-61. doi: 10.1007/BF02289209
- Simms, L. J. & Watson, D. (2007). The construct validation approach to personality scale construction. En R. Robins, C. Fraley & R. Krueger (Eds.), *Handbook of research methods in personality psychology* (pp. 240-258). New York: Guilford.
- Ward, T., Keenan, T. & Hudson, S. M. (2000). Understanding cognitive, affective, and intimacy deficits in sexual offenders: A developmental perspective. *Aggression and Violent Behavior*, 5(1), 41-62. doi: 10.1016/S1359-1789(98)00025-1
- Watkins, M. W. (2013). Omega [Computer software]. Phoenix: Ed & Psych Associates.
- Wolf, H. G. & Preising, K. (2005). Exploring item and higher order factor structure with the Schmid-Leiman solution: Syntax codes for spss and sas. *Behavior Research Methods*, 37(1), 48-58. doi: 10.3758/BF03206397
- Yang, Y. & Green, S. B. (2011). Coefficient alpha: A reliability coefficient for the 21st century? *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29, 377-392. doi: 10.1177/0734282911406668
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W. & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for ω_1 . *Applied Psychological Measurement*, 30, 121-144. doi: 10.1177/0146621605278814

Apéndice

Escala de Empatía Básica, versión de nueve ítems derivados del estudio piloto de Oliva et al. (2011)

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

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