

# WORKING PAPERS



UNIDAD DE INVESTIGACIÓN EXPERIMENTAL

No. 3, Julio, 2019

**No. 3, Julio, 2019**

ADAPTACIÓN BOLIVIANA DE LA ESCALA SENTIR  
Y PENSAR DE GARTON Y GRINGART PARA  
LA MEDICIÓN DE LA EMPATÍA EN NIÑOS

**Eric Roth<sup>1</sup>, Fabiola González<sup>2</sup> y Dayanne Orellana<sup>1</sup>**

<sup>1</sup>Unidad de Investigación Experimental (UIE)  
Universidad Católica Boliviana

<sup>2</sup> Universidad Mayor Juan Misael Saracho

---

<sup>1</sup> [eroth@ucb.edu.bo](mailto:eroth@ucb.edu.bo)

ADAPTACIÓN BOLIVIANA DE LA ESCALA SENTIR Y PENSAR DE GARTON Y  
GRINGART PARA LA MEDICIÓN DE LA EMPATÍA EN NIÑOS

Eric Roth<sup>2</sup>, Fabiola Gonzáles<sup>2</sup> y Dayanne Orellana<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Universidad Católica Boliviana; <sup>2</sup> Universidad Mayor Juan Misael Saracho

Deseo agradecer la lectura y las relevantes contribuciones al manuscrito del Dr. Bismarck Pinto, amigo y colega.

#### RESUMEN

El presente estudio exploró las potencialidades de la escala Feel & Think (F&T) modificada por Garton y Gringart (2005) para medir la empatía en niños bolivianos con edades entre los 8 y 12 años. Los niños del estudio (N=612), fueron reclutados de diferentes escuelas privadas de las ciudades de La Paz y Tarija y provinieron de segmentos urbanos medios. El instrumento adaptado fue la última versión modificada de Garton y Gringart que incluía dos factores y 12 ítems (6 para medir el factor empatía afectiva ‘Sentir’ y 6 para la empatía cognitiva ‘Pensar’). Para el proceso de adaptación, se sometió a los datos a valoraciones de fiabilidad, validez divergente o discriminativa, validez concurrente y validez de constructo a través del Análisis Factorial Exploratorio (método de componentes principales) y mediante el Análisis Factorial Confirmatorio. Los resultados mostraron una fiabilidad algo disminuida, aunque con relaciones significativas entre los ítems de la escala; una validez divergente adecuada obtenida al comparar niños y niñas, una validez concurrente significativa y una validez de constructo que confirmó dos componentes

---

<sup>2</sup> [eroth@ucb.edu.bo](mailto:eroth@ucb.edu.bo)

(‘Sentir Preocupación’ con 6 ítems y ‘Pensar en Ayudar’, con 4 ítems). Asimismo, el Análisis Factorial Confirmatorio arrojó valores aceptables en casi todos sus indicadores de ajuste del modelo. Finalmente, se discutió acerca de la relevancia de los sistemas convencionales de medición de la empatía infantil y de la conveniencia de la innovación en el tema.

**PALABRAS CLAVE:** Escala Sentir y Pensar, empatía, adaptación, validación, niños bolivianos

#### **ABSTRACT**

The present study explored the potentialities of the Feel& Think (F&T) scale modified by Garton and Gringart (2005), to measure empathy in Bolivian children between the ages of 8 and 12 years. The children in the study (N = 612) were recruited from different private schools in the cities of La Paz and Tarija, and obtained from middle urban segments. The adapted instrument consisted of the last modified version of Garton and Gringart, including two factors and 12 items (6 to measure the affective empathy factor and 6 for cognitive empathy). For the adaptation process, the data were submitted to reliability assessments, divergent or discriminative validity, concurrent validity and construct validity through Exploratory Factor Analysis (principal components method) and through Confirmatory Factor Analysis. The results showed a likelihood somewhat diminished, although with significant relationships between the items of the scale; an adequate divergent validity obtained when comparing boys and girls, a significant concurrent validity and a construct validity confirming two components (‘Feel Worry’ with 6 items, and ‘Think to Help’, with 4 items). Likewise, the Confirmatory Factor Analysis showed acceptable values in almost all model’s adjustment indicators. Finally, the relevance of conventional systems for

measuring children's empathy and the convenience of innovation in the subject were discussed.

KEY WORDS: Feel and Think Scale, empathy, adaptation, validation, Bolivian children

## INTRODUCCIÓN

A pesar de la diversidad de concepciones asociadas con el origen de la empatía (Eisenberg, Fabes, Murphy, Karbon, Maszk, Smith, O'Boyle & Suh, 1994; Eisenberg, Espinrad & Sadowsky, 2006; Hoffman, 2000, Vaish & Warneken, 2012), no pocos autores están de acuerdo en definirla como una respuesta afectiva que surge de la comprensión del estado emocional de otra persona y que es muy similar a la propia (de Vignemont & Singer, 2006, Coplan & Goldie, 2011).

Por lo tanto, y no obstante la importancia de otros componentes que suelen ser incorporados en su definición (Davis, 1983), parecería razonable entender la empatía desde dos dimensiones: la cognitiva y la afectiva. La primera tiene que ver con la serie de operaciones relacionadas con la lectura e interpretación de las complejas señales expresivas que emergen de la persona y de su contexto inmediato, que permiten obtener un conocimiento concreto sobre el estado emocional de dicha persona. Estas operaciones tienen su base en el conocimiento que el observador tiene de sus propias reacciones emocionales, sus determinantes y consecuencias, así como de los estímulos que los predisponen y los producen. La empatía cognitiva, por lo tanto, se relaciona con la toma de perspectiva, entendida como una serie de inferencias que el observador hace sobre el estado emocional del otro. Esto le permite colocarse en su lugar y hacer conjeturas sobre su emocionalidad (Eisenberg, Shea, Carlo & Knight, 1991) e imaginarse a sí mismo en una situación similar (Decety & Sommerville, 2003). La segunda dimensión de la empatía --la

afectiva-- surgiría como consecuencia de la verificación cognitiva de las señales que evocan respuestas emocionales similares en el observador y lo mueven a comportarse en la misma dirección (Roth, 2018).

#### *Medición de la Empatía.*

Las diversidad de criterios existentes para conceptualizar la empatía han sido reconocidas por muchos autores (Batson, 2009, Decety & Lamm, 2009, Gerdes, Segal & Lietz, 2010). Pese a las dificultades existentes para obtener consenso sobre dicho constructo, precisamente debido a la variedad de enfoques que caracterizan su estudio, disponemos hoy en día de una gran diversidad de procedimientos para medirla.

Neumann, Chan, Boyle, Wang & Westburry (2015), realizando una amplia revisión de los instrumentos de medida, identificaron tres categorías para medir la empatía: a) medidas de auto-reporte (ver por ejemplo Mehrabian, 1996; Baron-Cohen & Wheelright, 2004; Garton & Gringart, 2005; Joliffe & Farrington, 2006; Reniers y Cols., 2011, Innamorati y Cols., 2019); b) medidas conductuales (Westbury & Neumann, 2008; Völlm et al., 2006; Nummenmaa, Hirvonen, Parkkola & Hietanen, 2008; Reid, Davis, Horling, Anderson, Baughman y Campbell, 2012); y c) medidas neurocientíficas: Imágenes de Resonancia Magnética MRI (Banissy, Kanai, Walsh & Rees, 2012); Imágenes de Resonancia Magnética Funcional (fMRI) (Duncan, de Greck, & Northoff, 2011; Decety, 2015); electromiografía facial (véase Sonnby-Borgström, 2002; Brown, Bradley & Lang, 2006; Fabes, Eisenberg & Eisenbud, 1993) y electroencefalografía (Light, Coan, Zahn-Waxler, Frye, Goldsmith, & Davidson 2009).

#### *Medición de la empatía en niños.*

Por otra parte, en el caso de la medición de la empatía infantil, algunos autores (Miller & Eisenberg, 1988; Zhou, Valiente & Eisenberg, 2003), describen cuatro conjuntos

instrumentales para valorar tanto los factores afectivos como cognitivos de la empatía. El primero de ellos se centra en la medición de percepciones y en el reconocimiento de emociones propias utilizando historias, videos y dibujos. Un segundo grupo se concentra en la interpretación de señales emocionales en otras personas, empleando para ello estímulos en forma de dibujos o historias descritas mediante entrevistas y auto-reportes. En este contexto, otros autores (Dadds y Cols., 2008) describieron con relativo éxito, los resultados obtenidos a lo largo de varios años, de reportes paternos sobre la empatía de sus hijos. El tercer grupo y el más ampliamente difundido de todos, se caracteriza por la aplicación de escalas y cuestionarios bajo la modalidad de auto-reportes. Finalmente, el cuarto grupo está conformado por aquellas medidas que exploran las respuestas del sistema nervioso central y periférico.

Pese a la amplia profusión de sistemas de medida, aparentemente ninguna puede ser considerada suficiente para reflejar la complejidad del constructo empatía. Como es bien sabido, la excesiva simplicidad que caracterizan a los instrumentos del primer grupo, no alcanzan a reproducir la verdadera complejidad del comportamiento empático y su escenario. Los auto-reportes, a pesar que permiten estudiar la empatía junto con otras variables relevantes (Garton & Gringart, 2005), pueden no indicar a cabalidad los afectos y pensamientos sobre los otros, sino cómo otras personas esperan que uno se sienta en circunstancias en las que el comportamiento empático se considera apropiado. Por otra parte, como lo reconocen Zhou, Valiente y Eisenberg (2003), las mediciones neuro-fisiológicas, además de suponer problemas de acceso y disponibilidad para las poblaciones estudiadas, aún no satisfacen la expectativa de los científicos que buscan realizar discriminaciones más finas entre empatía, simpatía, angustia personal y otras características relacionadas.

En lo que respecta a los procedimientos de papel y lápiz, los instrumentos de auto-reporte más comúnmente aplicados a niños de corta edad, reportados en la literatura existente son, entre otros, las modificaciones del Índice de Reactividad Interpersonal (Davis, 1980, 1983) llevadas a cabo por Litvack-Miller y Cols., (1997) y adaptadas a poblaciones de habla española (Fernández, Dufey & Kranp, 2011; Mestre-Escrivá, Frías-Navarro & Samper-García, 2004); y el Índice de Empatía de Bryant (Bryant, 1982) y su adaptación española (Del Barrio, Aluja & García, 2004).

Aunque menos citadas, son también interesantes las adaptaciones llevadas a cabo por Garton & Gringart, (2005) y Zoll y Enz (2005). En el primer caso, se trata de la escala *Feel & Think*, destinada a medir la empatía en niños entre los 8 y 9 años de edad.

Dicho instrumento fue un ajuste realizado a partir del *Interpersonal Reactivity Index* (Davis, 1980) previamente abreviado por Litvack-Miller, McDougall y Romney (1997), logrando la reducción de dos factores: uno afectivo y otro cognitivo.

El Cuestionario de Empatía (QE) de Zoll y Enz (2005), como en el caso anterior, es una prueba ajustada para niños entre los 8 y los 14 años, construida a partir del Índice de Empatía de Bryant (1982) y con aportes de otros instrumentos como el de Mehrabian y Epstein (1972) para adultos, la Escala “E” de Leibetseder y Cols. (2001), del Índice de Reactividad Personal (Davis, 1980, 1983) y la medida de Razonamiento Objetivo Pro-social desarrollada para adolescentes y adultos por Eisenberg y Fabes (1998). Actualmente se dispone de una adaptación de este cuestionario para ser aplicada a la población infantil boliviana de 8 a 14 años (Roth, 2018).

El presente estudio exploró las potencialidades de la escala F&T (en adelante S&P por sus siglas en español) modificada por Garton y Gringart (2005) para medir la empatía en niños bolivianos con edades entre los 8 y 12 años. Debido a que la estructura

factorial del S&P resultaba cercana a nuestra concepción teórica de la empatía, se mantuvieron como base los factores afectivo y cognitivo y con ellos todos los ítems incorporados por dichos autores.

## MÉTODO

*Participantes.* Los participantes fueron 650 niños de ambos sexos, con edades entre los 8 y los 12 años. Todos los niños del estudio fueron reclutados de diferentes escuelas de las ciudades de La Paz y Tarija en Bolivia. Las muestras fueron obtenidas según la disponibilidad de las escuelas y su aceptación para participar en la presente investigación. Esta muestra fue reducida a 612 por la exclusión de casos faltantes y atípicos. De esta manera, la muestra final arrojó 371 casos (60.6%) para La Paz y 241 (39.4%) para Tarija. De todos los participantes 317 eran varones (51.8%) y 295 mujeres (48.2%). La edad promedio fue para  $N = 612$ , de 10.09 años, con una Desviación Estándar de 1.395. La distribución porcentual por edad y género de la muestra se presenta en la Tabla 1.

Tabla 1 Distribución de la muestra por edad y género

Edad	Varones		Mujeres		Total	
	N	%	N	%	N	%
8 años	48	47.5	53	52.5	101	100
9 años	62	48.1	67	51.9	129	100
10 años	69	52.3	63	47.7	132	100
11 años	64	56.6	49	43.4	113	100
12 años	74	54.0	63	46.0	137	100

Todos los niños de la muestra provinieron de estratos sociales medios y se encuentran enrolados en escuelas privadas ubicadas en las zonas urbanas de las ciudades comprendidas en la muestra.

*Instrumento original.* Garton y Gringart (2005) reportaron los resultados de la medición de la empatía en niños entre los 8 y 9 años de edad, mediante la



*Interpersonal Reactivity Index* (Davis, 1980) para adultos, originalmente modificada por Litvack-Miller y Cols., (1997) para ser administrada oralmente. Garton y Gringart aplicaron esta forma oral utilizando el formato de papel y lápiz. Asimismo, estos autores redujeron la escala de 27 ítems que medían con algunas dificultades psicométricas cuatro factores (los mismos de Davis, 1980), a solo 12, reteniendo dos factores: afectivo y cognitivo, en consideración a su definición de empatía, la misma que recalca la inclusión teórica de dichos factores. En consecuencia, la escala fue denominada *Feeling and Thinking (F&T)*.

El procedimiento seguido por Garton y Gringart (2005) para el ajuste de la escala trabajada por Litvack-Miller et al (1997), se justificó parcialmente en el grado de comprensibilidad de los ítems por parte de los niños de su investigación. A partir de dicho análisis se llegaron a depurar 9 ítems manteniendo los cuatro factores originales. Posteriormente, el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) recomendó la eliminación de los factores segundo y tercero y sus respectivos ítems, configurando una escala de solo 12 reactivos, seis cargados en el primer factor y seis en el segundo. Con esta estructura, el F&T fue capaz de explicar el 36, 4 por ciento de la varianza con indicadores fiabilidad para el primer factor de .69 y de .54 para el segundo. Esta solución obtenida por Garton y Grigart se muestra en la Tabla 2.

Tabla 2 Solución estructural de dos factores para la escala original en inglés F&T

	Factor 1	Factor
2		
<i>Emergency situations make me feel worried and upset</i> .....	.75	
<i>I get very worried and upset when I see someone who needs help in an emergency</i> .....	.58	
<i>I want to help people who get treated badly</i> .....	.57	
<i>I often get affected by things I see happen</i> .....	.56	

<i>I often feel worried about people that are not as lucky as me, and feel sorry for them</i> .....	.55
<i>I am quite a soft-hearted person</i> .....	.55
<i>I sometimes try to understand my friends better by pretending I am them ...</i>	.53
<i>I think people can have different opinions about the same thing</i> .....	.78
<i>When people around me are nervous or worried, I get a bit scared and worried too</i> .....	.52
<i>When I am angry or upset at someone, I usually try to imagine what he or she is thinking or feeling</i> .....	.45
<i>Sometimes I feel helpless when people around me are upset</i> .....	.42
<i>When I am arguing with my friends about what we are going to do, I think carefully about what they are saying before I decide whose idea is best</i> .....	.38

Fuente: Garton y Gringart (2005).

Los autores, al forzar los factores interpretados como Afectivo y Cognitivo (que correspondían inicialmente a los factores 1 y 4 en las escalas de Davis y Litvack-Miller et al.), obtuvieron una clara solución que separaba ambos componentes, logrando de esta manera una escala mucho más accesible para los niños de corta edad.

El instrumento se valoraba con una escala de cinco puntos (desde ‘De ninguna manera se parece a mí’ a ‘Muy parecido a mí’), que supuso una variante con respecto a la escala de Davis (1980), al eliminar sus elementos temporales de las categorías de respuesta para facilitar su comprensión.

Finalmente, la escala demostró poseer buenas propiedades psicométricas. La exploración de la normalidad previa al análisis reveló un amplio rango de los puntajes, aunque con ligeras asimetrías y curtosis negativas. No obstante, la distribución general fue asumida como normal.

#### *Instrumentos del presente estudio.*

*Sentir y Pensar (S&P).* Para propósitos del presente estudio adaptativo, se adoptó esta última versión modificada de Garton y Gringart (2005) que incluía dos factores y 12 ítems (6 para medir el factor empatía afectiva y 6 para la empatía cognitiva, ver Tabla 2).

La escala original fue traducida al español y dicha traducción traducida nuevamente al inglés con el propósito de comparar las versiones originales y la re-traducida al inglés. Este procedimiento permitió realizar algunos ajustes menores en el parafraseo de los ítems en la versión final en español. Posteriormente los ítems de la escala fueron revisados con la ayuda de los propios niños reunidos por edad en diferentes grupos focales, realizados tanto en La Paz como en Tarija. Esta experiencia llevó a eliminar dos ítems de la sub-escala cognitiva: el SyP8 (“Creo que la gente puede tener diferentes opiniones sobre una misma cosa”) y SyP12 (“Cuando estoy discutiendo con mis amigos sobre lo que vamos a hacer, pienso cuidadosamente en lo que ellos dicen antes de decidir cuál es la mejor idea”). La revisión permitió además, ajustar nuevamente la terminología para facilitar la comprensión de aquellos ítems que plantearon algunas dificultades de comprensión, sobre todo para los niños menores. Finalmente, se contó con 6 ítems para medir la dimensión afectiva y 4 para la cognitiva.

Debido a que los niños por lo general encontraron dificultades para responder los ítems redactados negativamente, todos fueron formulados en positivo de manera que no hubiera necesidad de ser revertidos. Los ítems debieron ser respondidos en una escala de 4 puntos, donde 1 = “No me parezco en nada” y 4 = Me parezco muchísimo”. Esta estructura de respuesta, supuso otra modificación con respecto a la versión original de Garton y Gringart (2005), que utilizaba 5 opciones de respuesta. La Tabla 3 presenta la estructura modificada de la escala S&P que se administró en el presente estudio.

Tabla 3 Ítems contemplados en la escala S&P modificada para su aplicación en la muestra boliviana.

---

1F. Las situaciones de emergencia le preocupan a Juan/Juana

- 2F. Juan/Juana se preocupa mucho cuando ve que alguien necesita ayuda con urgencia  
 3F. Juan/Juana desea ayudar a las personas que son maltratadas  
 4F. Con frecuencia a Juan/Juana le afectan las cosas que pasan  
 5F. Juan/Juana se preocupa y apena mucho por la gente que no tiene su misma suerte  
 6F. Juan/Juana es una persona bastante blanda  
 7F. Juan/Juana intenta comprender mejor a sus amigos, tratando de ser como ellos  
 9C. Si Juan/Juana ve gente que está nerviosa o preocupada, se asusta y se preocupa también un poco  
 10C. Cuando Juan/Juana está enojado o resentido con alguien, casi siempre trata de imaginarse lo que esa persona está pensando o sintiendo  
 11C. A veces Juan/Juana se siente apenado cuando hay gente que está preocupada
- 

*Cuestionario de Empatía (QE) de Zoll y Enz (2005)*. Este instrumento constituye un ajuste de la escala original previamente traducida al español y adaptada a la población boliviana (Roth, 2018) y que demostró adecuados indicadores de validez factorial y consistencia interna: Para dos componentes y 17 ítems, en una muestra de 200 niños de entre 8 y 14 años de edad, se obtuvo una fiabilidad aceptable (Alfa de Cronbach = .850). El AFE arrojó un KMO = .851 y una esfericidad significativa ( $\chi^2 = 883.604$ ,  $p < .001$ ), explicando el 30 por ciento de la varianza y confirmándose, con el método Varimax, la Extracción de dos Componentes Principales: uno de Empatía Afectiva, saturando 9 ítems y otro de Empatía Cognitiva de 8 ítems, con índices de saturación mayores a .39. El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), obtenido con el programa IBM-AMOS demostró un modelo relativamente bien ajustado a pesar del bajo indicador CMIN = 147.895/110 df,  $p = .009$ . (RMR = .059; GFI = .926; CFI = .951; PRATIO = .809; PCFI = .769 y RMSEA = .042).

El QE fue aplicado en el presente estudio, manteniendo los dos componentes, aunque descartó el ítem P9 debido a que en el estudio previo arrojó problemas de consistencia haciendo un total de 16 ítems (9 para el componente afectivo y 7 para el cognitivo).

*Procedimiento.* La toma de datos se realizó siempre en las instalaciones escolares, durante el período de clases con la autorización del Director y del respectivo maestro para usar un período académico. Con anterioridad, a través de la escuela, se obtuvo también el consentimiento informado de los padres para trabajar con sus hijos. Antes de iniciar la administración de las escalas, los investigadores daban siempre la misma explicación y se aseguraban que los niños entendían a cabalidad el proceso de responderlas sirviéndose de ejemplos especialmente preparados para el propósito. Asimismo, contestaban preguntas y aclaraban cualquier duda sobre la forma de responder. Este procedimiento, sirvió también para identificar las fuentes de dificultad más comunes en los ítems. El procedimiento siempre fue el mismo con todos los participantes. La administración de los instrumentos duraba generalmente entre 30 y 40 minutos.

*Decisiones de Análisis.* Con el propósito de conocer las potencialidades de la escala S&P, se procedió a realizar el siguiente análisis de los datos: en primer lugar, se exploró la normalidad de la distribución haciendo especial consideración de los valores de asimetría y curtosis; en segundo término, se obtuvo el indicador de fiabilidad de la medida a través del Alfa de Cronbach y la consistencia interna mediante correlaciones bivariadas. La verificación de la validez supuso el análisis de la validez divergente o discriminativa, la validez concurrente, utilizando como criterio la prueba de Zoll y Enz (2005); y la validez de constructo a través, primero, del Análisis Factorial Exploratorio mediante el método de componentes principales y Varimax, y segundo, mediante el Análisis Factorial Confirmatorio a través del modelado de ecuaciones estructurales. Todos los cálculos fueron realizados con el auxilio del paquete IBM-SPSS y AMOS.

## RESULTADOS

*Exploración de la normalidad.* En primer lugar, se procedió a la exploración de las características de la distribución de los puntajes totales de la escala. De ella se obtuvieron los siguientes resultados: Si bien no fue posible rechazar la hipótesis nula de la falta de normalidad, el comportamiento de los estimadores M (Huber = 29.2; Tukey = 29.3; Hampel = 29.2; Andrews = 29.3) y la coincidencia entre los valores de la media recortada (29.2) y la mediana (29.0), sugieren una distribución relativamente normal, aunque con una leve asimetría y curtosis negativas (-.204 y -.553, respectivamente). La Tabla 4 exhibe los estadísticos descriptivos para cada uno de los ítems de la escala.

Tabla 4 Estadísticos descriptivos para cada uno de los ítems de la escala S&P (N = 612)

	Media	Estándar	Asimetría	Curtosis
SyP1	2.90	.855	-.353	-.572
SyP2	3.22	.754	-.645	-.182
SyP3	3.28	.750	-.815	.207
SyP4	2.76	.919	-.213	-.831
SyP5	3.15	.878	-.694	-.462
Syp6	2.74	1.055	-.234	-1.189
SyP7	2.94	.916	-.506	-.596
SyP9	2.61	.958	-.138	-.921
SyP10	2.69	.969	-.165	-.969
SyP11	2.85	.925	-.329	-.803

Los estadísticos descriptivos de la Tabla 4 dejan dudas sobre los ítems 3 y 6, por su posible contribución a los valores negativos de asimetría y curtosis de la escala que podrían deberse a sesgos en la respuesta de los niños debido a dificultades en la comprensibilidad de dichos ítems.

*Fiabilidad.* El análisis de fiabilidad de la escala S&P resultó más bajo de lo esperado (Alfa de Cronbach = .642), lo que sugiere cierta prudencia en la aplicación de la prueba debido a una consistencia interna algo disminuida. No obstante, la relación entre los ítems de la escala general señala altas correlaciones positivas entre prácticamente todos los ítems de la prueba (ver Tabla 5). Asimismo, los ítems de las dos subescalas (afectiva y cognitiva) correlacionan positiva y significativamente ( $Rho = .427, p < .001$ ).

Tabla 5 Correlaciones bivariadas entre los ítems de la escala S&P.

	SyP1	SyP2	SyP3	SyP4	SyP5	SyP6	SyP7	SyP9	SyP10	SyP11
SyP1	1.000									
SyP2	.198**	1.000								
SyP3	.173**	.227**	1.000							
SyP4	.192**	.104*	.099*	1.000						
SyP5	.149**	.161**	.102*	.140**	1.000					
SyP6	.178**	.103*	.139**	.191**	.088*	1.000				
SyP7	.190**	.093*	.120**	.144**	.162**	.163**	1.000			
SyP9	.102*	.124**	.103*	.182**	.172**	.155**	.199**	1.000		
SyP10	.138**	.185**	.089*	.149**	.135**	.051	.221**	.115**	1.000	
SyP11	.149**	.236**	.187**	.177**	.223**	.187**	.135**	.288**	.099*	1.000

*Validez Divergente.* Complementariamente, en el marco de la verificación de la validez discriminante, se verificaron las diferencias entre los puntajes obtenidos en niños y niñas, tanto de la escala total como de los componentes “sentir preocupación” y “pensar en ayudar”. La Tabla 6 resume los estadísticos relevantes. Nótese que para todos los casos se arrojaron diferencias significativas en favor de las niñas [Sentir:  $F_{(1, 610)} = 16.269, p < .000$ ; Pensar:  $F_{(1, 610)} = 6,561, p < .011$ ; Escala Total:  $F_{(1, 610)} = 16,645, p < .000$ ].

Tabla 6 Valores de ANOVA obtenidos comparando los puntajes de niños y niñas en la Escala Total, en el componente Sentir y en el componente pensar

	Niños			Niñas			Levene	<i>F</i>	<i>p</i>
	N	Media	DS	N	Media	DS			
Sentir Preocupación	317	16.523	3.169	295	17.528	2.981	.165	16.269	.000
Pensar en Ayudar	317	11.930	2.100	295	12.355	1.999	.590	6.561	.011
Sentir y Pensar Total	317	28.454	4.395	295	29.884	4.266	.327	16.645	.000

Si bien el instrumento demostró capacidad para discriminar entre poblaciones de varones y mujeres, se pudo constatar la homogeneidad de la respuesta de los niños desde los 8 a los 12 años, al comparar los estadísticos descriptores obtenidos para cada grupo de edad. La Tabla 7 resume dichos valores que muestran solo pequeñas diferencias entre los diferentes conjuntos etarios.

Tabla 7 Estadística descriptiva de los cuatro grupos de edad incluidos en la investigación.

Edad	N	Media	DE
8 Años	101	29.47	
		4.836	
9 Años	129	29.05	
		4.211	
10 Años	132	28.80	
		4.590	
11 Años	113	29.65	3.952
12 Años	137	28.89	
		4.360	

*Validez Concurrente.* Con el propósito de contar con un criterio para valorar la validez de la escala SyP, se procedió a correlacionar los puntajes obtenidos con ésta y con el Cuestionario de Empatía (QE) de Zoll & Enz (2005), adaptado a una población infantil boliviana por Roth (2018), demostrando adecuados indicadores de fiabilidad y validez factorial. Ambas pruebas se aplicaron concurrentemente a una población de 612 niños



de ambos sexos, entre los 8 y los 12 años de edad. Los resultados se exponen en la Tabla 8.

Tabla 8 Coeficientes de correlación obtenidos al relacionar el Cuestionario de Empatía (QE) y sus componentes afectivo y cognitivo con la escala SyP y sus componentes afectivo y cognitivo.

Escala	Siente Preocupación SyP	Piensa en Ayudar SyP	Escala SyP Total
Empatía Afectiva QE	.432**	.373**	.480**
Empatía Cognitiva QE	.333**	.320**	.385**
Escala QE Total	.474**	.418**	.532**

\*\* p< .001

Como puede verse, las correlaciones entre todos los elementos son positivas y muy significativas, señalando la misma vocación de ambas pruebas.

*Análisis Factorial Exploratorio (AFE)*. El AFE realizado mediante la técnica de análisis de extracción de componentes principales (KMO = .766; Esfericidad de Bartlett:  $\chi^2 = 465.75$ , p< .000) utilizando el método Varimax y tomando autovalores superiores a 1, recomendó la extracción de tres componentes. Sin embargo, con el propósito de alinearse con la propuesta teórica que soportaba la escala original, se forzó la extracción de solo dos componentes. A continuación, en la Tabla 9 se presenta la solución estructural en base a dos componentes del instrumento SyP.

Tabla 9 Estructura factorial de la Escala SyP con dos componentes

Ítems	Componente	
	Siente preocupación	Piensa en situaciones que demandan su ayuda
9S. Si Juan/Juana ve gente que está nerviosa o preocupada, se asusta y se preocupa también un poco	.680	
4S. Con frecuencia a Juan/Juana le afectan las cosas que pasan	.541	
11S. A veces Juan/Juana se siente apenado cuando hay gente que está preocupada	.523	
1S. Las situaciones de emergencia le preocupan a Juan/Juana	.510	
6S. Juan/Juana es una persona bastante blanda	.504	
5S. Juan/Juana se preocupa y apena mucho por la gente que no tiene su misma suerte	.451	
2P. Juan/Juana se preocupa mucho cuando ve que alguien necesita ayuda con urgencia		.721
3P. Juan/Juana desea ayudar a las personas que son maltratadas		.691
7P. Juan/Juana intenta comprender mejor a sus amigos, tratando de ser como ellos		.513
10P. Cuando Juan/Juana está enojado o resentido con alguien, casi siempre trata de imaginarse lo que esa persona está pensando o sintiendo		.321

Como puede advertirse en la Tabla 9, la solución factorial con dos componentes situó 6 ítems bajo el componente “sentir” y 4 bajo el componente “pensar”. Resultó evidente que, en el primer caso, el sentir se encontraba vinculado a la preocupación empática y que el componente pensar tendía a referir situaciones de ayuda. De esta manera, --buscando favorecer la interpretabilidad de los resultados— se reubicaron los ítems 1 y 7 que la solución los situó inicialmente en componentes contrarios: el 1 se acomodó con el componente sentir y el 7 bajo el componente pensar. Las cargas factoriales fueron siempre superiores a .450, con la excepción del ítem 10 que reportó

una carga de .321. El gráfico de sedimentación confirmó la extracción de dos componentes.

Las varianzas de los ítems o comunalidades muestran valores superiores a .249, con la excepción del ítem 10 que arrojó una varianza irrelevante de .188. Asimismo, el AFE obtuvo una varianza total explicada del 34.669.

*Análisis Factorial Confirmatorio.* El AFC plantea como hipótesis que las respuestas a la escala SyP pueden ser explicadas mediante dos factores: a) Siente preocupación y b) Piensa en ayudar. Postula también que los ítems que miden el Sentir, registran cargas con valor diferente a cero, mientras que los ítems que no miden dicho factor cargan cero. Lo mismo se supuso para el otro factor. Se hipotetizó también que ambos factores correlacionaban positivamente. La Figura 1 muestra el modelo hipotético de la escala SyP.

El AFC permitió en primer lugar verificar las características de la normalidad de los datos toda vez que la exploración inicial sugirió una distribución leptocúrtica. La evaluación con el AFC confirmó dicha tendencia, aunque moderada, con un valor multivariado por debajo de 7.00 (West, Finch & Curran, 1995), señalando también al ítem 6 como el mayor contribuyente de la alta curtosis. Por otra parte, se descartó la existencia de casos atípicos mediante al cálculo de la  $d^2$  de Mahalanobis. Finalmente, debido a que los índices de covarianza y los pesos de regresión no presentaron entre ellos variaciones de importancia, se desestimó la aplicación de correctivos al modelo a través de la modificación de índices.

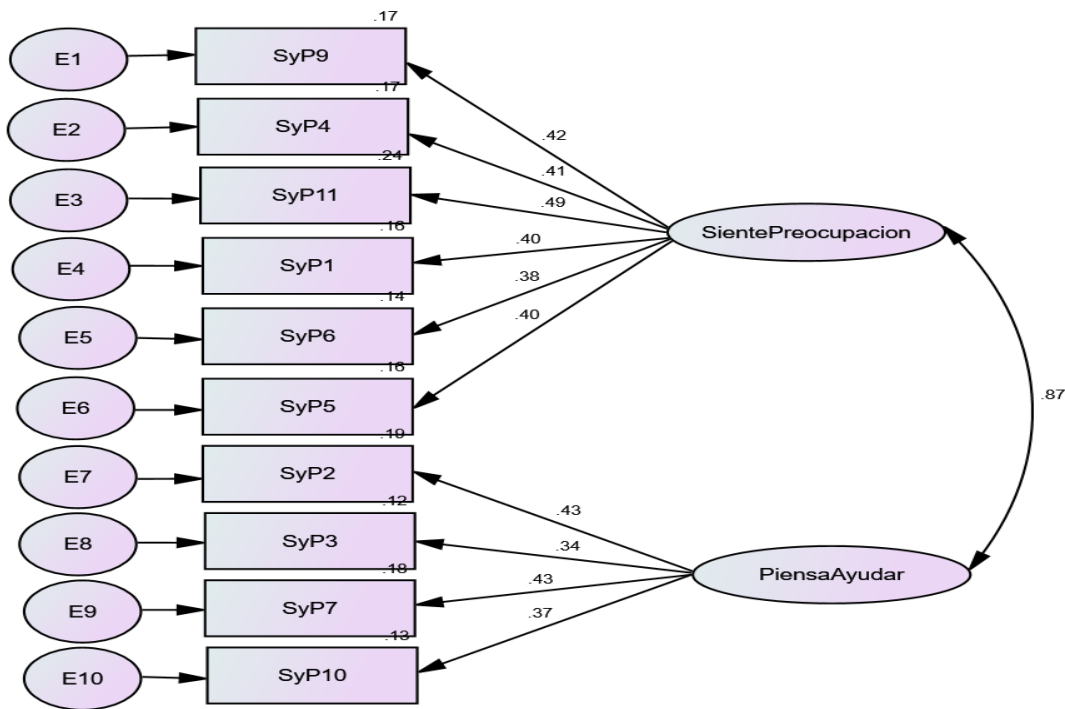


Figura 1 Estructura del modelo métrico de la escala SyP que mide el constructo "Empatía"

La evaluación e la bondad de ajuste del modelo métrico arrojó los siguientes indicadores: CMIN, representado por el estadístico Chi Cuadrado obtenida con 21 parámetros y 34 grados de libertad, resultó ser muy alto y no permitió rechazar la hipótesis nula de la bondad de ajuste ( $\chi^2 = 70.829$ ,  $p < .000$ ). Sin embargo, el análisis de los residuos estandarizados mediante la Raíz Cuadrática Media Residual presenta un valor óptimo (RMR = .031). Asimismo, los índices de Bondad de Ajuste (GFI = .977) y el Índice de Bondad de Ajuste Corregido (AGFI = .963) se encuentran dentro de lo esperado.

Por otra parte, el índice de Ajuste Normalizado (NFI) que incluye el Índice de Ajuste Comparativo, (CFI = .913) y el Error de Aproximación Raíz Media Cuadrada, resultaron satisfactorios (RMSEA = .042). El índice Esperado de Validación Cruzada midió también de manera satisfactoria la parsimonia del modelo, (ECVI = .185). Finalmente, el índice HOELTER nos permite concluir que el tamaño de la muestra elegida para la presente investigación (N = 612), es adecuado a los propósitos de la misma. En resumen, pese a contar con el índice CMIN adverso, pensamos que contamos con un modelo métrico bien ajustado para medir el constructo de Empatía a través de los dos factores concurrentes.

Con propósitos comparativos, a continuación, se presentan los índices de ajuste del modelo de medida obtenidos para las dos ciudades que participaron en el estudio.

Como puede advertirse en la Tabla 10, los valores son semejantes en las dos ciudades, aunque el CMIN y el RMSEA son algo superiores para Tarija.

Tabla 10 Índices de ajuste del modelo métrico obtenidos para La Paz y Tarija

CIUDAD	<i>n</i>	CMIN	<i>p</i>	RMR	GFI	CFI	AGFI	RMSEA	ECVI	HOELTER
LA PAZ	371	76.233	.000	.040	.961	.850	.936	.058	.320	.05
TARIJA	241	46.165	.080	.039	.965	.920	.943	.039	.367	.01

Con respecto a los parámetros estimados por el modelo, debemos señalar que todos los pesos de regresión no estandarizados presentan Razones Críticas (RC) significativas. Asimismo, los estimados estandarizados presentan correlaciones no menores a .433, lo que señala correlaciones relativamente robustas entre los factores latentes y las variables observables (ver Tabla 11).

Finalmente, los estimados muestran también una fuerte correlación entre ambos factores latentes (Siente Preocupación – Piensa en Ayudar = .969) y todas las varianzas sin excepción fueron significativas.

Tabla 11 Pesos de regresión no estandarizados y estandarizados estimados con máxima probabilidad por el modelo de medida.

		VARIABLES-FACTOR	ESTIMADO NO ESTANDARIZADO	ERR.E	R.C	P
SyP9	<---	SientePreocupacion	1.000			
SyP4	<---	SientePreocupacion	.932	.156	5.985	***
SyP11	<---	SientePreocupacion	1.137	.173	6.562	***
SyP1	<---	SientePreocupacion	.859	.144	5.958	***
SyP6	<---	SientePreocupacion	.988	.173	5.723	***
SyP5	<---	SientePreocupacion	.873	.147	5.921	***
SyP2	<---	PiensaAyudar	1.000			
SyP3	<---	PiensaAyudar	.781	.150	5.204	***
SyP7	<---	PiensaAyudar	1.204	.203	5.931	***
SyP10	<---	PiensaAyudar	1.087	.200	5.446	***
		VARIABLES-FACTOR	ESTIMADO ESTANDARIZADO			
SyP9	<---	SientePreocupacion	.418			
SyP4	<---	SientePreocupacion	.406			
SyP11	<---	SientePreocupacion	.493			
SyP1	<---	SientePreocupacion	.403			
SyP6	<---	SientePreocupacion	.375			
SyP5	<---	SientePreocupacion	.398			
SyP2	<---	PiensaAyudar	.433			
SyP3	<---	PiensaAyudar	.340			
SyP7	<---	PiensaAyudar	.429			
SyP10	<---	PiensaAyudar	.366			

En conclusión, una gran parte de los indicadores estadísticos obtenidos y descritos en esta sección, nos permiten ser optimistas sobre los atributos psicométricos de la escala

S&P para aproximarse cuantitativamente a la medición de la empatía en niños bolivianos entre los 8 y los 12 años de edad.

## CONCLUSIONES

La escala S&P adaptada y aplicada a la población infantil boliviana entre los 8 y los 12 años demostró propiedades psicométricas aceptables. La detección de la normalidad antes del análisis reveló un amplio rango de puntajes totales en la escala, aunque con asimetría y curtosis negativas tolerables; no obstante, los datos tendieron a distribuirse de manera relativamente normal a pesar que la prueba de Kolmogorov-Smirnov sugirió rechazar la  $H_0$  de normalidad.

Para el presente estudio se eligió la prueba de Garton y Gringart (2005), principalmente porque cumplía con dos requisitos. Por un lado, la escala estaba conformada por un número pequeño de ítems (12 ítems), lo que era muy conveniente para evaluar un atributo como la empatía en niños de corta edad, criterio seguido también por otros autores (ver Kokkinos & Kipritsi, 2012 y Scott & Graham, 2015).

En nuestra experiencia, los niños menores de 10 años presentan dificultades comprensibles para mantener la atención por períodos prolongados, lo que aumenta la probabilidad de error al responderse pruebas excesivamente largas.

En segundo lugar, la escala S&P fue adaptada para medir solo dos dimensiones: la afectiva y la cognitiva. Esta característica, sin desconocer la complejidad del constructo, facilita la interpretación de los resultados de la medición, especialmente cuando se realiza con fines socio-educativos en el contexto escolar (van Noorden y Cols, 2015). Los resultados obtenidos nos permiten contar con un instrumento compacto, de administración sencilla y fácil de interpretar.

La escala en su estructura final no es muy diferente a la original; no obstante, deben señalarse tres salvedades. En primer lugar, las pruebas de comprensibilidad recomendaron la depuración de dos ítems correspondientes al factor o componente cognitivo, lo que redujo de 12 a 10 el número total de ítems del instrumento (6 para medir la dimensión afectiva y 4 para la cognitiva). En segundo lugar, se aseguró que todos los ítems se mantengan formulados en forma positiva, de tal manera que no se tenga necesidad de ser revertidos. Finalmente, la escala de respuestas de la prueba fue ajustada para permitir solo cuatro opciones (1 = no me parezco en nada, 2 = Me parezco poco, 3 = Me parezco mucho, 4 = Me parezco muchísimo) a diferencia de las cinco que planteaba el instrumento original. Esta decisión podría tener consecuencias sobre la sensibilidad general del instrumento, así como también forzar la respuesta hacia uno u otro lado (me parezco – no me parezco), aunque también podría reducir el sesgo de los valores extremos muy común en las escalas de cinco puntos (Bisquerra & Pérez-Escoda, 2015).

Estos ajustes preliminares sugeridos por la prueba de comprensibilidad supusieron desde luego, modificaciones relevantes del instrumento, aunque consideramos que no lograron afectar su estructura original. Tampoco se encontraron razones para pensar que las recomendaciones emanadas del Análisis Factorial que sugirieron relacionar el factor afectivo con la preocupación empática (“Siente Preocupación”) y el factor cognitivo (“Piensa Ayudar”), afectarían la identidad de la escala S&P.

El modelo propuesto para la adaptación del S&P a la población boliviana, pareció adecuado en términos generales; sin embargo, la fiabilidad obtenida con el Alfa de Cronbach aconseja cierta cautela en la evaluación de la consistencia interna de la prueba. No obstante, las correlaciones entre los ítems de la prueba general y la



obtenida entre ambas dimensiones estudiadas, arrojaron valores muy significativos. Asimismo, la evaluación de su validez (concurrente, divergente y de constructo), resultó satisfactoria, dando confianza sobre la relación ítem-constructo.

No obstante, en el presente estudio resultó evidente que las mediciones de la empatía infantil basadas en el auto-reporte plantean no pocas dificultades al investigador. Entre las más reconocidas está el hecho que estos sistemas evaluativos, debido a que dependen principalmente de las perspectivas del evaluado o de otro informante, es posible cuestionar la validez de la medida por falta de objetividad desde al menos dos perspectivas: a) no se puede estar seguro de la capacidad de las personas para interpretar y/o describir sus propios estados emocionales. Esto es particularmente cierto tratándose de la población infantil y sobre todo cuando deben establecerse distinciones entre emociones diferentes, aunque parecidas; y b) los auto-reportes nunca están exentos de la amenaza del sesgo emergente de la deseabilidad social, especialmente en culturas en las que es común la tendencia a enmascarar las emociones debido al control social (Hunter, 2003; Eisenberg, Fabes, Bustamante & Mathy, 1987; Eisenberg & Fabes, 1990, Eisenberg & Lennon, 1983).

Estas debilidades deberían motivar la exploración de alternativas de medición más objetivas que complementen las convencionales formas introspectivas que presentan tan solo una perspectiva de las expresiones afectivas y cognitivas de la empatía. Las iniciativas de Tamburrino (1993) y Long y Cols. (2006) se encuentran en esta dirección al combinar la evaluación de registros de video o viñetas, la conducta verbal que fuerza juicios explícitos sobre el comportamiento de los evaluados y los auto-reportes subjetivos.

Por otro lado, los mecanismos de evaluación de la empatía deberían ir de la mano de la creciente producción tecnológica que se encuentra disponible en la llamada ‘computación afectiva’, que permite el desarrollo de sistemas capaces de reconocer y medir

automáticamente y de manera remota, las emociones y otras expresiones poco accesibles, derivadas de procesos tales como la percepción, la toma de decisiones, la interacción social, etc. Algunos autores (véase Picard, 1997; Picard, 2003) han reportado aplicaciones tecnológicas desprendidas de la psicología, las ciencias de la computación y la ingeniería biomédica que miden las emociones utilizando algoritmos derivados del aprendizaje de máquinas o *machine learning* y de la inmersión en ambientes virtuales (Baños y Cols., 2004; Martin-Mora les y Cols.,2017).

Finalmente debe reconocerse como una limitación de este estudio, la imposibilidad de articular la simplicidad necesaria para medir la empatía en niños, con la urgencia de no descuidar la multidimensionalidad del constructo. Futuras investigaciones deberían abordar la medición parsimoniosa de la empatía infantil sin sacrificar su complejidad y buscando complementar el auto-reporte con otras medidas de las múltiples y concurrentes manifestaciones de la empatía humana.

## REFERENCIAS

Banissy, M.J., Kanai, R., Walsh, V. & Rees, G. (2012). Inter-individual differences in empathy are reflected in human brain structure. *NeuroImage*, 62(3), 2034-9, doi:10.1016/j.neuroimage.2012.05.081.

Baños, R.M., Botella, C., Alcañiz, M., Liaño, V., Guerrero, B. & Rey, M.S. (2004). Immersion and emotion: Their impact on the sense of presence. *Cyberpsychology of Behavior*, 7(6), 734-741.

Baron-Cohen, S. & Wheelright, S. (2004). The empathy Quotient: An investigation of adults with Asperger syndrome or high functioning autism and normal sex differences. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 34, 163-175.

- Batson, C.D. (2009). These things called empathy. Eight related but distinct phenomena. In J. Decety & W. Ikes (Eds.). *The social neuroscience of empathy*, (pp 3-15). Cambridge: The MIT Press.
- Bisquerra, R. & Pérez-Escoda, N. (2015). ¿Pueden las escalas Likert aumentar en sensibilidad? *Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, 8, 129-147. doi: 10.1344/reire2015.8.2.828
- Bryant B.K. (1982). An index of empathy for children and adolescents. *Child Development*, 53, 413–425.
- Brown, L.M., Bradley, M.M. & Lang, P.J. (2006). Affective reactions to pictures of ingroup and outgroup members. *Biological Psychology*, 71, 303-311. Doi: 10.1016/j.biopsycho.2005.06.003.
- Coplan, A. & Goldie, P. (2011). *Empathy: Philosophical and Psychological Perspectives*. Oxford: Oxford University Press. ISBN-13: 9780199539956. Doi: 10.1093/acprof:oso/9780199539956.001.0001
- Dadds, M.R., Hunter, K., Hawes, D.J., Frost, A.D.J., Vassallo, S., Bunn, P., Merz, S. & Masry, Y. (2008). A Measure of Cognitive and Affective Empathy in Children Using Parent Ratings. *Child Psychiatry Human Development*, 39, 111–122. Doi: 10.1007/s10578-007-0075-4.
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 10, 85.
- Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 113–126.

- Decety, J. (2015). The neural pathways, development and functions of empathy. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 3, 1-6.  
<http://dx.doi.org/10.1016/j.cobeha.2014.12.001> 2352-1546/# 2014
- Decety, J., & Sommerville, J. A. (2003). Shared representations between self and other: A social cognitive neuroscience view. *Trends in Cognitive Sciences*, 7, 527–533.
- Decety, J. & Lamm, C. (2009). Empathy versus personal distress: Recent evidence from social neuroscience. En J. Decety & W. Ikes (Eds.). *The social neuroscience of empathy*, (pp 199-213). Cambridge: The MIT Press.
- de Vignemont & Singer (2006). The empathic brain: how, when and why? *Trends in Cognitive Sciences*, 10(10), 435-41.
- Del Barrio, V., Aluja, A. & García, L.F. (2004). Bryant's Empathy Index for Children and Adolescents: Psychometric Properties in the Spanish Language. *Psychological Reports*, 95,1, 257-262. <https://doi.org/10.2466/pr0.95.1.257-262>.
- Eisenberg, N. & Lennon, R. (1983). Sex differences in empathy and related capacities. *Psychological Bulletin*, 94(1), 100-131. Doi: 10.1037/0033-2909, 94.1.100.
- Eisenberg, N., Fabes, R.A., Bustamante, D. & Mathy, R.M. (1987). Psysiological índices of empathy. En N. Eisenberg y J. Strayer (Eds.) *Empathy and its Development* (pp 380-385). New York: Cambridge University Press.
- Eisenberg, N & Fabes, R.A. (1990). Empathy: Conceptualization, measurement and relation with prosocial behaviour. *Motivation and Emotion*, 14(2), 131-149.
- Eisenberg, N., Shea, C. L., Carlo, G., & Knight, G. P. (1991). Empathy related responding and cognition: A “chicken and the egg” dilemma. In W. Kurtines and J. Gewirtz (Eds.), *Handbook of moral behavior and development: Vol. 2. Research* (pp. 63–88). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

- Eisenberg, N., & Fabes, R. A. (1998). Prosocial development. In N. Eisenberg (Ed.), W. Damon (Series Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (5th ed., pp. 701-778). New York: Wiley.
- Eisenberg, N., Fabes, R.A., Murphy, B, Karbon, M., Maszk, P., Smith, M., O'Boyle, C. & Suh, K. (1994). The relations on emotionality and regulation to dispositional and situational empathy-related responding. *Journal of personality and Social Psychology*, 66(4), 776-797.
- Eisenberg, N., Espinrad, T.L. and Sadowsky, A. (2006). Empathy-related responding in children. In M. Killen & J.G. Smetana (Eds.) *Handbook of Moral Development*, (pp 517-549). Mahwah N.J: Lawrence Erlbaum Ass.
- Fabes, R.A., Eisenberg, N., & Eisenbud, L. (1993). Behavioral and physiological correlates of children's reactions to others in distress. *Developmental Psychology*, 29, 655-663.
- Fernández, A.M., Dufey, M. & Kranp, U. (2011). Testing the Psychometric Properties of the Interpersonal Reactivity Index (IRI) in Chile. Empathy in a Different Cultural Context. *European Journal of Psychological Assessment*, 27, 3, 179-185. Doi: 10.1027/1015-5759/a000065.
- Garton, A.F. y Gringart, E. (2005). The development of a scale to measure empathy in 8- and 9-year old children. *Australian Journal of Education and Developmental Psychology*, 5, 17-25.
- Gerdes, K.E., Segal, E.A. & Lietz, C.A. (2010). Conceptualising and measuring empathy. *British Journal of Social Work*, 40, 2326-2346.
- Hoffman, M.L. (2000). *Empathy and moral development: Implications for caring and justice*. Cambridge: Cambridge University Press.

Hunter, K.R. Affective empathy in children: Measurements and correlates. Disertación Doctoral, Universidad de Griffith, 2003, obtenido en Abril de: 2019 de:

<https://www120.secure.griffith.edu.au/rch/file/7f324e92-ddfd-ofcs-1034-da9e51bfedbc/1/02Whole.pdf>.

Innamorati, M., Ebisch, S. J., Gallese, V., & Saggino, A. (2019). A bidimensional measure of empathy: Empathic Experience Scale. *PloS one*, *14*(4), e0216164.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0216164>

Joliffe, D. & Farrington, D.P. (2006). Development and validation of the Basic Empathy Scale. *Journal of Adolescence*, *29*, 589-611.

Kokkinos, C.M. & Kipritsi, E. (2012). The relationship between bullying, victimization, trait emotional intelligence, self-efficacy and empathy among preadolescents. *Social Psychology of Education*, *15*, 41–58.

Leibetseder, M., Laireiter, A.R., Riepler, A. & Köller, T. (2001). E-Skala: Fragebogen zur Erfassung von Empathie - Beschreibung und psychometrische Eigenschaften. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie* (2001), *22*, 70- 85. Obtained from <https://doi.org/10.1024//0170-1789.22.1>.

Light, S.N., Coan, J.A., Zahn-Waxler, C., Frye, C., Goldsmith, H.H. & Davidson, R.J. (2009). Empathy is associated with dynamic change in prefrontal brain electrical activity during positive emotion in children. *Child Development*, *80*, 1210-1231. Doi: 10.1111/j.1467-8624.2009.01326.x

Litvack-Miller W, McDougal D, Romney, D.M (1997). The structure of empathy during middle childhood and its relationship to prosocial behavior. *Genet Soc Gen Psychol Monogr*. *123*,303–325.

Long, E. C. J., Angera, J. J. and Hakoyama, M. (2006) Using videotaped feedback during intervention with married couples: A qualitative assessment. *Family Relations*, 55(4), 428–38.

Martin-Morales, J., Torrecilla-Moreno, C., Guixeres, J. y Provinciale, M. (2017).

Methodological bases for a new platform for the measurement of human behavior in virtual environments. *DYNA Ingeniería e Industria*, 92(1), 34-38.

Mehrabian, A. (1996). *Manual for the Balanced Emotional Empathy Scale (BEES)*.

Monterrey, C: Albert Mehrabian.

Mehrabian, A. & Epstein, N. (1972). A measure of emotional empathy. *Journal of Personality*, 40, 525-543.

Mestre-Escrivá, V., Frías-Navarro, M.D. & Samper-García, P. (2004). La medida de la empatía: análisis del Interpersonal Reactivity Index. *Psicothema*, 16, 255-260.

Miller, P.A. & Eisenberg, N. (1988). The relations of empathy to aggressive and externalizing/antisocial behavior. *Psychological Bulletin*, 103, 324-344.

Neumann, D.L., Chan, R.C.K., Boyle, G.J., Wang, Y. & Westburry, H.R. (2015).

Measures of empathy self-report, behavioral, and neuroscientific approaches. En: G.J.

Boyle, D.H. Saklofske and G. Matthews (Eds.) *Measures of Personality and Social*

*Psychological Constructs*, (pp 257-289). Melbourne: Academic Press.

<https://doi.org/10.1016/b978-0-12-386915-9.00010-3>

Nummenmaa, L., Hirvonen, J., Parkkola, R. & Hietanen, J.K. (2008). Is the emotional contagion special? An fMRI study of neural systems for affective and cognitive empathy. *NeuroImage*, 43-571-580.

Picard, R.W. (1997). *Affective Computing*. Boston: MIT Press.

- Picard, R.W. (2003). Computing challenges. *International Journal of Human Computing Studies*, 59,55-64.
- Reid, C., Davis, D., Horling, C., Anderson, M., Baughman, N. & Campbell, C. (2012). The Kids' Empathic Development Scale (KEDS): A multidimensional measure of empathy in primary school-aged children. *British Journal of Developmental Psychology*, 31, 231-256.
- Reniers, R., Corcoran, R, Drake, R., Shryane, N.M. & Völlm, B.A (2011). The QCAE: A questionnaire of cognitive and affective empathy. *Journal of Personality Assessment*, 93, 84-95.
- Roth, E. (2018). Spanish adaptation and validation of the Zoll & Enz's Empathy Questionnaire in Bolivian Children. UIE-UCB Working Papers, Junio, No.1.
- Scott, K.E, & Graham, J.A. (2015). Service-Learning: Implications for Empathy and Community Engagement in Elementary School Children. *Journal of Experiential Education*, 38(4)354–372. <https://doi.org/10.1177/1053825915592885>.
- Sonnby- Borgström, M. (2002). Automatic mimicry reactions as related to differences in emotional empathy. *Scandinavian Journal of Psychology*, 43, 433-443.
- Tamburrino, M. B. (1993) Evaluating empathy in interviewing: Comparing self-report with actual behavior. *Teaching and Learning in Medicine*, 5(4), pp. 217 – 20.
- Vaish, A. & Warneken, F. (2012). Social-cognitive contributions to young children's empathic and prosocial behavior. In J. Decety (Ed), *Empathy. From bench to bedside*, (pp 131- 146). Cambridge: The MIT Press.
- van Noorden, T.H.J, Gerbert J. T. Haselager, A.H.N., Cillessen & Bukowski, W.M. (2015). Empathy and involvement in bullying in children and adolescents: A systematic review. *Journal of Youth and Adolescence*, 44, 637-657.



- Völlm, B.A., Taylor, A.N., Richardson, P., Corcoran, R., Stirling, J., McKie, S. y Cols. (2006). Neuronal correlates of theory of mind and empathy: A functional magnetic resonance imaging study in non-verbal task. *NeuroImage*, 29, 90-98.
- West, S.G., Finch, J.F. & Curran, P.J. (1995). Structural equation models with non-normal variables. Problems and remedies. En H. Hoyle (Ed.) *Structural Equation Modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 56-75) Thousand Oaks, CA: Sage.
- Westbury, H.R. & Neumann, D.L. (2008). Empathy-related responses to a moving film stimuli depicting human and non-human animal targets in negative circumstances. *Biological Psychology*, 78, 66-74.
- Yan, F., Duncan, N.W., de Greck, M. & Northoff, G. (2011). Is there a core neural network in empathy? An fMRI base quantitative meta-analysis. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 35(3), 903-911.  
<https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2010.10.009>.
- Zhou, Q., Valiente, C., & Eisenberg, N. (2003). Empathy and its measurement. In S. J. Lopez & C. R. Snyder (Eds.), *Positive psychological assessment: A handbook of models and measures* (pp. 269-284). Washington, DC, US: American Psychological Association.  
<http://dx.doi.org/10.1037/10612-017>.
- Zoll, C. y Enz, S. (2005). A questionnaire to assess affective and cognitive empathy in children. *Journal of Child Psychology*, 15, 165-174.