

**Medición de la Empatía en Niños Bolivianos:  
Adaptación y validación de la Escala “Sentir y Pensar” de Garton y  
Gringart**

**Measurement of Empathy in Bolivian Children:  
Adaptation and validation of the "Feel & Think" Scale of Garton and  
Gringart**

**Medição da empatia em crianças bolivianas:  
adaptação e validação da escala "Feel & Think" de Garton e Gringart**

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

<sup>1</sup>Unidad de Investigación Experimental (UIE) - Universidad Católica Boliviana, La Paz

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

Financiamiento.

Esta investigación ha sido posible gracias al financiamiento otorgado por la Universidad Católica Boliviana.

Recibido: 15 de mayo de 2022

Aceptado: 11 de Julio de 2022

Declaración de conflicto de intereses.

Los autores declaran que la presente investigación se llevó a cabo en ausencia de cualquier relación comercial y/o financiera que pudiera considerarse como un potencial conflicto de intereses.

---

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

ORCID: 0000-0003-1909-2462

## Resumen

El presente estudio exploró las potencialidades de la escala Feel & Think (F&T) modificada por Garton & Gringart (2005) para medir la empatía en niños bolivianos entre 8 y 12 años. El instrumento adaptado incluyó dos factores y 12 ítems (6 para empatía afectiva y 6 para cognitiva). Los datos pasaron por valoraciones de fiabilidad, validez divergente, concurrente y constructo a través del Análisis de componentes Principales y del Análisis Factorial Confirmatorio. Los resultados mostraron una fiabilidad algo disminuida, aunque con relaciones significativas entre ítems; validez divergente adecuada comparando niños y niñas, validez concurrente significativa y validez de constructo que confirmó dos componentes (‘Sentir Preocupación’ y ‘Pensar en Ayudar’). Asimismo, el Análisis Factorial Confirmatorio arrojó valores aceptables en casi todos sus indicadores de ajuste del modelo. Finalmente, se discutió sobre la relevancia de sistemas convencionales y la conveniencia de innovar en la medición de la empatía infantil.

**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 & Gringart (2005), to measure empathy in Bolivian children between 8 and 12 years old. The adapted instrument included two components and 12 items (6 for affective empathy and 6 for cognitive empathy). The data were tested through reliability assessments, divergent validity, concurrent validity and construct validity through Principal Component Analysis and through Confirmatory Factor Analysis. The results showed a likelihood somewhat diminished, although with significant relationships between items; an adequate divergent validity obtained when comparing boys and girls, a significant concurrent validity and a construct validity confirming two components ('Feel Worry' and 'Think to Help'). 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*

## Resumo

O presente estudo explorou as potencialidades da escala Feel & Think (F&T) modificada por Garton & Gringart (2005) para medir a empatia em crianças bolivianas entre 8 e 12 anos. O instrumento adaptado incluiu dois fatores e 12 itens (6 para empatia afetiva e 6 para cognitivo). Os dados foram avaliações na sua confiabilidade, divergente, concorrente e validade de construto por meio da Análise de Componentes Principais e Análise Fatorial Confirmatória. Os resultados mostraram uma confiabilidade um pouco diminuída, embora com relações significativas entre os itens; validade divergente adequada comparando meninos e meninas, validade concorrente significativa e validade de construto que confirmou dois componentes ('Sinta Preocupação' e 'Pense em Ajudar'). Da mesma forma, a Análise Fatorial Confirmatória rendeu valores aceitáveis em quase todos os seus indicadores de ajuste do modelo. Por fim, discutiu-se a relevância dos sistemas convencionais e a conveniência de inovar na mensuração da empatia infantil.

**Palavras-chave:** *Escala Sentir e Pensar, empatia, adaptação, validação, crianças bolivianas*

A pesar de la diversidad de concepciones asociadas al origen de la empatía (Eisenberg y cols., 1994; Eisenberg, Espinrad y Sadowsky, 2006; Hoffman, 2000, Vaish y Warneken, 2012), no son pocos los autores que coinciden en definirla como una respuesta efectiva que surge de la comprensión del estado emocional de otra persona, que es muy similar al propio (de Vignemont y Singer, 2006, Coplan y Goldie, 2011).

Por tanto, y a pesar de la importancia de otros componentes que generalmente se incorporan a su definición (Davis, 1983), parece 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 surgen de la persona y su contexto inmediato. Dichas señales permiten un conocimiento específico sobre el estado emocional de esa persona. Estas operaciones se basan en el conocimiento que el observador tiene de sus propias reacciones emocionales, sus determinantes y consecuencias, y los estímulos que las predisponen y producen. La empatía cognitiva, por tanto, está relacionada con la toma de perspectiva: una serie de inferencias que el observador realiza sobre el estado emocional del otro, permitiéndole ponerse en su lugar, inferir sobre su emocionalidad (Eisenberg y cols., 1991) e imaginarse a sí mismo en una situación similar (Decety y Sommerville, 2003). La segunda dimensión de la empatía -la afectiva- surge como resultado de la verificación cognitiva de las señales que evocan respuestas emocionales similares en el observador y le mueven a comportarse en la misma dirección (Roth, 2020).

### ***Medición de la empatía***

A pesar de la existencia de una multiplicidad de criterios para conceptualizar la empatía ha sido reconocida por muchos autores (Batson, 2009, Decety & Lamm, 2009, Gerdes, Segal & Lietz, 2010), en la actualidad hay una gran variedad de procedimientos para medirla. Neumann, Chan, Boyle, Wang & Westburry (2015) identificaron tres categorías para medir la empatía: a) medidas de autoinforme (véase 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 y cols., 2006; Nummenmaay cols., 2008; Reid y cols., 2012); y c) medidas neurocientíficas: Resonancia magnética (Banissy, Kanai, Walsh & Rees, 2012; Duncan, de Greck, & Northoff, 2011; Decety, 2015); electromiografía facial (véase Sonnby-Borgström, 2002; Brown, Bradley & Lang, 2006; Fabes, Eisenberg & Eisenbud, 1993) y electroencefalografía (Light y cols., 2009).

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

Algunos autores (Miller y Eisenberg, 1988; Zhou, Valiente y Eisenberg, 2003) describen cuatro conjuntos instrumentales para evaluar los factores afectivos y cognitivos de la empatía infantil. El primero, se centra en la medición de las percepciones y el reconocimiento de las propias emociones mediante cuentos, videos y dibujos. El segundo, presta atención a la interpretación de señales emocionales en otras personas utilizando estímulos en forma de dibujos o historias descritas principalmente mediante entrevistas. Dadds y cols. (2008), por ejemplo, describieron los resultados obtenidos a lo largo de varios años, los informes paternos relativos a la empatía de sus hijos. El tercer grupo, y probablemente el más conocido, incluye la aplicación de escalas y cuestionarios en forma de autoreportes. Finalmente, el cuarto grupo está formado por aquellas medidas que exploran las respuestas del sistema nervioso central y periférico.

A pesar de la existencia de estos sistemas de medición, aparentemente ninguno puede considerarse suficientemente bueno para reflejar la complejidad del constructo empatía. La excesiva simplicidad que caracteriza a los instrumentos del primer grupo no logra reproducir la verdadera complejidad del comportamiento empático. Aunque los autoreportes permiten estudiar la empatía junto con otras variables relevantes (Garton & Gringart, 2005) pueden no indicar completamente los afectos y pensamientos sobre los demás, sino cómo esperan otras personas que uno se sienta en circunstancias donde la conducta empática se considera apropiada. Por otro lado, como reconocen Zhou, Valiente & Eisenberg (2003) las mediciones neurofisiológicas aún no cumplen con la expectativa de hacer discriminaciones más finas entre empatía, simpatía, angustia personal y otras características relacionadas.

En cuanto a los procedimientos de papel y lápiz, los instrumentos de auto reporte más comúnmente aplicados a niños pequeños son, entre otros, las modificaciones del Índice de Reactividad Interpersonal (Davis, 1980, 1983) realizadas por Litvack-Miller y cols. (1997) y adaptadas a poblaciones hispanohablantes (Fernández, Dufey y Kranp, 2011; Mestre-Escrivá, Frías-Navarro y Samper-García, 2004); y el Índice de Empatía de Bryant (Bryant, 1982) y su adaptación al español (Del Barrio, Aluja y García, 2004). Aunque menos citadas, también son interesantes las adaptaciones realizadas por Garton & Gringart, (2005) y Zoll & Enz (2005). La primera, la escala Feel & Think fue diseñada para medir la empatía en niños de entre 8 y 9 años. Este instrumento fue un ajuste realizado a partir del Índice de Reactividad Interpersonal (Davis, 1980) previamente acotado por Litvack-Miller, McDougall & Romney (1997). El segundo, el Cuestionario de Empatía (QE) de Zoll & Enz (2005), es una prueba ajustada para niños entre 8 y 14 años, con elementos procedentes del Índice de Empatía de Bryant (1982) y con aportaciones de otros instrumentos (Mehrabian & Epstein, 1972; Leibetseder y cols., 2001; Davis, 1980, 1983; Eisenberg y Fabes, 1998); y actualmente cuenta con una adaptación al español para la población infantil boliviana (Roth, 2020).

El presente estudio exploró el potencial de la escala Feel & Think (F&T), modificada por Garton & Gringart (2005) para medir la empatía en niños bolivianos, de entre 8 y 12 años. Debido a que la estructura factorial de la F&T se acercaba a la concepción teórica de la empatía, se mantuvieron como base los factores afectivos y cognitivos y con ellos, todos los ítems incorporados por estos autores.

## MÉTODO

### Participantes

Los participantes fueron 650 niños de ambos sexos, con edades comprendidas entre los 8 y los 12 años. Todos los niños fueron reclutados en varias escuelas de las ciudades de La Paz y Tarija en Bolivia. Las muestras se obtuvieron en función de la disponibilidad de las escuelas y de su aceptación para participar en el presente estudio. Para ello, se obtuvo el consentimiento informado de sus padres y profesores. La muestra se redujo a 612 por la exclusión de los casos perdidos y atípicos. Así, la muestra final mostró 371 casos (60.6%) para La Paz y 241 (39.4%) para Tarija. Del total de participantes, 317 eran hombres (51.8%) y 295 mujeres (48.2%). La edad media ( $N = 612$ ), fue de 10.09 años, con una  $DE = 1.395$ . Los porcentajes de edad y género de la muestra se muestran en la Tabla 1.

El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) recomendó la eliminación del segundo y tercer factor y sus respectivos ítems, configurando una escala de sólo 12 ítems, seis para el primer factor y seis para el segundo. Con esta estructura, el F&T fue capaz de explicar el 36.4% de la varianza, con indicadores de fiabilidad de 0.69 para el primer factor y de 0.54 para el segundo. Los autores, con dos factores (Afectivo y Cognitivo), obtuvieron una solución clara y una escala más accesible para los niños pequeños.

**Tabla 1** Distribución de la muestra por edad y género

Edad	Varón		Mujer		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

El instrumento se valoró con una escala de cinco puntos (desde "No se parece en nada a mí" a "Se parece mucho a mí"). Finalmente, la escala mostró buenas propiedades psicométricas. La exploración de la normalidad reveló un amplio rango de puntuaciones, con ligeras asimetrías y curtosis negativas. No obstante, la distribución general se asumió como normal.

### Instrumentos

*Feel & Think (S&P)*. Para el presente estudio se adoptó la última versión modificada de Garton & Gringart (2005), con dos factores y 12 ítems (6 para cada factor). La escala original se tradujo al español y luego se volvió a traducir al inglés para comparar la versión original con la última traducción. Este procedimiento permitió realizar algunos ajustes menores en la paráfrasis de los ítems. Posteriormente, los ítems fueron revisados con la ayuda de los propios niños en diferentes grupos focales, realizados en La Paz y en Tarija. Esta experiencia llevó a la eliminación de dos ítems de la subescala cognitiva: El SyP8 ("Creo que la gente puede tener diferentes opiniones sobre la misma cosa") y el SyP12 ("Cuando estoy discutiendo con mis amigos sobre lo que vamos a hacer, pienso cuidadosamente en lo que dicen antes de decidir cuál es la mejor idea"). La revisión también permitió ajustar la terminología de aquellos ítems que planteaban dificultades de comprensión. Así, se mantuvieron 6 ítems para medir la dimensión afectiva y 4 para la cognitiva. Dado que a los niños les resultaba difícil responder a los ítems redactados de forma negativa, todos ellos se formularon de forma positiva. Los ítems debían responderse en una escala de 4 puntos, donde 1 = "no me parece nada" y 4 = "me parece mucho". Esta estructura de respuesta fue otra modificación con respecto a la versión original de Garton y Gringart (2005), que utilizaba 5 opciones de respuesta.

*Empathy Questionnaire (QE)* by Zoll & Enz (2005). Este instrumento constituye un ajuste de la escala original previamente traducida al español y adaptada al contexto boliviano (Roth, 2020). La versión adaptada mostró adecuados indicadores de validez factorial y consistencia interna con una fiabilidad aceptable para dos componentes y 17 ítems ( $\alpha = .850$ ). El Análisis de Componentes Principales (ACP) mostró un KMO = .851 y una esfericidad significativa ( $\chi^2 = 883.60$ ,  $p < .001$ ), explicando el 30% de la varianza y confirmando la extracción de dos componentes principales: afectivo y cognitivo, con índices de saturación superiores a .39. El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mostró un modelo relativamente bien ajustado (RMR = .059; GFI = .926; CFI = .951; PRATIO

= .809; PCFI = .769; RMSEA = .042). El EQ se aplicó en el presente estudio, manteniendo los dos componentes, aunque se descartó el ítem P9 porque arrojó problemas de consistencia en el estudio anterior. Por lo tanto, el instrumento incluyó un total de 16 ítems (9 para el componente afectivo y 7 para el cognitivo).

### Procedimiento

La recolección de datos se realizó en las instalaciones de la escuela, durante el período de clases y con la autorización del Director y del profesor respectivo para utilizar un período académico para el propósito de la investigación. Previamente, también se obtuvo el consentimiento informado de los padres. Antes de iniciar la administración, los investigadores dieron siempre la misma explicación y se aseguraron de que los niños comprendieran plenamente el proceso de respuesta utilizando ejemplos especialmente preparados para ello. También respondían y aclaraban cualquier duda sobre cómo responder. El procedimiento fue siempre el mismo con todos los participantes. La administración de los instrumentos duró generalmente entre 30 y 40 minutos.

### Decisiones de análisis

En primer lugar, se exploró la normalidad de la distribución con especial consideración de los valores de asimetría y curtosis. Luego, se obtuvo el indicador de fiabilidad mediante el Alfa de Cronbach, y la consistencia interna, explorando las correlaciones bivariadas. La verificación de la validez incluyó el análisis divergente o discriminativo en función del género, y la validez concurrente, utilizando el test de Zoll y Enz (2005). La validez de constructo se estableció mediante el método ACP con Varimax, y mediante el AFC a través del modelado de ecuaciones estructurales. Todos los cálculos se realizaron con ayuda de los paquetes IBM-SPSS y AMOS v23.

## RESULTADOS

**Exploración de la normalidad.** Se exploraron las características de la distribución de las puntuaciones totales de la escala. Aunque no fue posible aceptar la normalidad según la prueba de Kolmogorov-Smirnov, los valores 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 ligera asimetría y curtosis negativas (-.204 y -.553, respectivamente). La tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos de cada uno de los ítems, donde los ítems 3 y 6 suponen una posible contribución a los valores negativos de asimetría y curtosis, posiblemente por sesgos en la respuesta debido a las dificultades de comprensión de estos ítems.

**Tabla 2** Estadísticos descriptivos de la escala modificada de F&T (N = 612).

	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>
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



**Fiabilidad.** El análisis de fiabilidad fue inferior a lo esperado (alfa de Cronbach = .642), lo que sugiere cierta precaución en la aplicación de la prueba por carecer de una adecuada consistencia interna. Sin embargo, la relación entre los ítems de la escala general indicó altas correlaciones positivas entre todos los ítems (ver Tabla 3). Asimismo, los ítems de las dos subescalas correlacionaron positiva y significativamente ( $Rho = .427$ ,  $p < .001$ ).

**Tabla 3.** Correlaciones bivariadas de los ítems de la escala F&T.

	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

\*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$

**Validez divergente.** Se verificaron diferencias entre las puntuaciones obtenidas en niños y niñas, tanto en la escala total como en los componentes de "sentir preocupación" y "pensar en ayudar". La Tabla 4 resume los estadísticos correspondientes. Nótese que para todos los casos hubo diferencias significativas a favor de las niñas [Feel:  $F_{(1, 610)} = 16.269$ ,  $p < .000$ ; Think:  $F_{(1, 610)} = 6.561$ ,  $p < .011$ ; Escala total:  $F_{(1, 610)} = 16.645$ ,  $p < .000$ ].

**Tabla 4.** Valores de ANOVA obtenidos al comparar las puntuaciones de la escala según sexo

	Varones			Mujeres			Levene	F	p
	n	M	DE	n	M	DE			
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
F&T Total	317	28.454	4.395	295	29.884	4.266	.327	16.645	.000

Aunque el instrumento pudo discriminar bien entre hombres y mujeres, fue posible verificar la homogeneidad de las respuestas en los niños de 8 a 12 años, comparando los estadísticos descriptivos obtenidos para cada grupo. La Tabla 5 resume estos valores mostrando sólo pequeñas diferencias entre estos diferentes grupos de edad.

**Tabla 5.** Estadísticas descriptivas de los cuatro grupos de edad incluidos en la investigación.

Edad	n	M	SD
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.** Los puntajes obtenidos fueron correlacionados con los del Cuestionario de Empatía (QE) de Zoll & Enz (2005), adaptado por Roth (2018), demostrando adecuados indicadores de confiabilidad y validez factorial. Ambas pruebas fueron aplicadas de manera concurrente a una población de 612 niños de ambos sexos. La Tabla 6 muestra las correlaciones entre los componentes son positivas y muy significativas, indicando la misma vocación de ambas pruebas.

**Tabla 6.** Coeficientes de correlación del Cuestionario de Empatía (QE) y la escala F&T.

Escala	Sentir preocupación	Pensar en ayudar	Total F&T
Empatía Afectiva QE	.432**	.373**	.480**
Empatía Cognitiva QE	.333**	.320**	.385**
Total QE =	.474**	.418**	.532**

$p < .05$ ; \*\*  $p < .01$

**Análisis de componentes principales (ACP).** El ACP (KMO = .766; esfericidad de Bartlett:  $\chi^2 = 465.75$ ,  $p < .000$ ) realizó el análisis de reducción utilizando el método Varimax y tomando valores propios mayores que 1. El procedimiento de extracción recomendó tres componentes. Sin embargo, para alinearse con la propuesta teórica que sustentaba la escala original, se forzó la extracción de sólo dos componentes. La Tabla 7 presenta la solución estructural basada en dos componentes del instrumento F&T.

**Tabla 7.** Estructura de la escala F&T con dos componentes

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

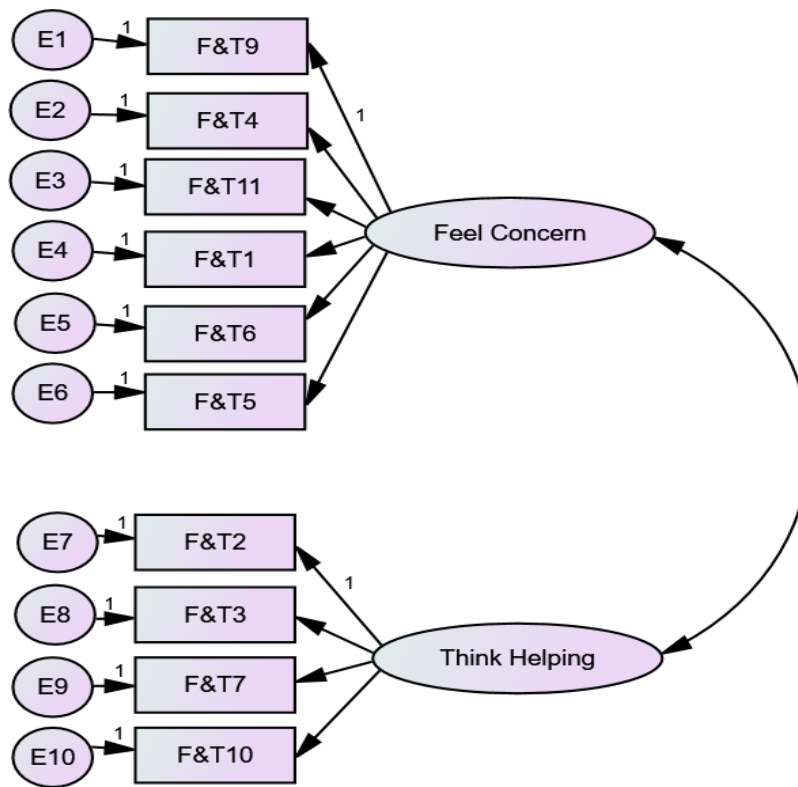
Como puede verse en la Tabla 7, la solución de dos componentes situó 6 ítems en el componente "sentir" y 4 en el componente "pensar". Era evidente que, en el primer caso, el sentimiento estaba vinculado a la preocupación empática y que el componente de pensamiento tendía a referirse a situaciones de ayuda. 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 exhibieron valores mayores a .249, con excepción del ítem 10 que arrojó una varianza irrelevante de .188. Además, el ACP obtuvo una varianza total explicada de 34.67.

**Análisis factorial confirmatorio (AFC).** El AFC planteó la hipótesis de que las respuestas a la escala podían explicarse por dos factores: Sentir preocupación y Pensar en ayudar, y que ambos factores se correlacionaban positivamente. También se asumió que los ítems para el factor Sentir, registran cargas con valores distintos de cero, mientras que los ítems que no miden ese factor cargan cero. Lo mismo se supuso para el otro factor. La Figura 1 muestra el modelo hipotético de la escala F&T. El AFC permitió verificar las características de normalidad frente a la exploración inicial con distribución leptocúrtica. La evaluación con el AFC confirmó esta tendencia, con un valor multivariado inferior a 7,00 (West, Finch y Curran, 1995), señalando al ítem 6 como el mayor contribuyente a la alta curtosis. También se descartó la existencia de casos atípicos mediante el cálculo del  $d^2$  de Mahalanobis.

Finalmente, debido a que los índices de covarianza y los pesos de regresión no mostraron variaciones significativas entre ellos, se descartó la aplicación de medidas correctoras al modelo. La evaluación y la bondad de ajuste del modelo métrico arrojó los siguientes indicadores: El CMIN, representado por el estadístico Chi Cuadrado obtenido con 21 parámetros y 34 grados de libertad, resultó ser muy alto y no permitió rechazar la hipótesis nula de bondad de ajuste ( $\chi^2 = 70.829, p < .000$ ).

Sin embargo, el análisis de los residuos estandarizados mediante la Raíz Cuadrada Media Residual tiene un valor óptimo (RMR = .031). Asimismo, los índices de bondad del ajuste (GFI = .977) y la bondad corregida de los índices (AGFI = .963) están dentro del rango esperado. Por otro lado, el Índice de Ajuste Normalizado (NFI) que incluye el Índice de Ajuste Comparativo, (CFI = .913) y el Error de Aproximación de la Raíz Cuadrada Media, fueron satisfactorios (RMSEA = .042). El Índice de Validación Cruzada Esperada también midió satisfactoriamente la parsimonia del modelo, (ECVI = .185). Por último, el índice HOELTER permite concluir que el tamaño de la muestra elegido para la presente investigación (N = 612), es adecuado para sus fines. En resumen, a pesar de tener el índice CMIN adverso, se sugiere un modelo de medición bien ajustado para medir el constructo Empatía a través de los dos factores concurrentes.



**Figura 1.** Estructura del modelo métrico de la escala F&T que mide el constructo "Empatía"

A continuación, se presentan los índices de ajuste del modelo de medida obtenidos para las dos ciudades. Como se puede observar en la Tabla 8, los valores son similares en las dos ciudades, aunque el CMIN y el RMSEA son algo mayores para Tarija.

**Tabla 8.** Índices de ajuste del modelo métrico obtenidos para La Paz y Tarija

CIUDAD	n	CMIN	p	RMR	GFI	CFI	AGFI	RMSEA	ECVI	HOELTER
LA PAZ	371	76.233	.000	.040	.961	.850	.9360	.058	.320	.05 .01
TARIJA	253	46.165	.080	.039	.965	.920	.943	.039	.367	253 273

Con respecto a los parámetros estimados por el modelo, debemos señalar que todas las ponderaciones de regresión no estandarizadas tienen Coeficientes Críticos (CR) significativos. Asimismo, las estimaciones estandarizadas muestran correlaciones no inferiores a .433, lo que indica correlaciones relativamente robustas entre los factores latentes y las variables observables (ver Tabla 9). Por último, las estimaciones también muestran una fuerte correlación entre ambos factores latentes (Sentir preocupación - Pensar en ayudar = .969) y todas las varianzas sin excepción fueron significativas. En conclusión, gran parte de los indicadores estadísticos obtenidos permiten ser optimistas sobre los atributos psicométricos de la escala F&T, con buenas perspectivas para abordar la medición cuantitativa de la empatía en niños bolivianos de 8 a 12 años.

**Tabla 9.** Pesos de regresión no estandarizados y estandarizados estimados con Máxima Probabilidad por el modelo de medición.

	Factor	Peso estandarizado	no Err.S	C.R	<i>p</i>
SyP9	← Sentir preocupación	1.000			
SyP4	← Sentir preocupación	.932	.156	5.985	***
SyP11	← Sentir preocupación	1.137	.173	6.562	***
SyP1	← Sentir preocupación	.859	.144	5.958	***
SyP6	← Sentir preocupación	.988	.173	5.723	***
SyP5	← Sentir preocupación	.873	.147	5.921	***
SyP2	← Pensar en ayudar	1.000			
SyP3	← Pensar en ayudar	.781	.150	5.204	***
SyP7	← Pensar en ayudar	1.204	.203	5.931	***
SyP10	← Pensar en ayudar	1.087	.200	5.446	***

	Factor	Peso estandarizado
SyP9	← Sentir preocupación	.418
SyP4	← Sentir preocupación	.406
SyP11	← Sentir preocupación	.493
SyP1	← Sentir preocupación	.403
SyP6	← Sentir preocupación	.375
SyP5	← Sentir preocupación	.398
SyP2	← Pensar en ayudar	.433
SyP3	← Pensar en ayudar	.340
SyP7	← Pensar en ayudar	.429
SyP10	← Pensar en ayudar	.366

\*\*\*  $p < .01$

## CONCLUSIONES

La escala de F&T de Garton y Gringart adaptada y aplicada a la población infantil boliviana, entre 8 y 12 años, demostró propiedades psicométricas aceptables. La detección de la normalidad antes del análisis reveló valores tolerables de asimetría negativa y curtosis; los datos tendían a distribuirse con relativa normalidad, aunque la prueba de Kolmogorov-Smirnov sugería rechazar la  $H_0$  de normalidad. Se eligió la

prueba de Garton y Gringart (2005), principalmente porque cumplía dos requisitos: por un lado, contaba con un número reducido de ítems (12 ítems), algo muy conveniente para evaluar un atributo como la empatía en niños pequeños (véase Kokkinos y Kipritsi, 2012 y Scott y Graham, 2015). En la experiencia, los niños menores de 10 años tienen comprensibles dificultades para mantener la atención durante periodos prolongados, con más probabilidad de error al responder pruebas excesivamente largas. En segundo lugar, la escala F&T fue adaptada para medir sólo dos dimensiones: afectiva y cognitiva. Esta característica facilita la interpretación de los resultados de la medición, especialmente cuando se realiza con fines socioeducativos en el contexto escolar (van Noorden y Cols, 2015). Los resultados obtenidos permiten disponer de un instrumento compacto, sencillo de administrar y fácil de interpretar.

La estructura final de la escala no es muy diferente de la original; sin embargo, hay que advertir tres puntos. En primer lugar, las pruebas de comprensibilidad recomendaron la eliminación de dos ítems del factor cognitivo, reduciendo el número total de ítems de 12 a 10. En segundo lugar, se garantizó que todos los ítems se mantuvieran con una formulación positiva, por lo que no fue necesario invertirlos. Por último, se ajustó la escala de respuesta de la prueba para permitir sólo cuatro opciones. Esta decisión podría tener consecuencias en la sensibilidad general del instrumento o forzar la respuesta hacia un lado u otro de la escala. Sin embargo, también redujo el sesgo de los valores extremos, comunes en las escalas de cinco puntos (Bisquerra y Pérez-Escoda, 2015). Estos ajustes preliminares dieron lugar a modificaciones relevantes del instrumento, aunque creemos que no afectaron significativamente a su estructura original. Tampoco hay razones para pensar que las recomendaciones del análisis factorial de relacionar el factor afectivo con la preocupación empática y el factor cognitivo con la decisión de ayuda, afectaran a la identidad de la escala F&T.

El modelo propuesto para la adaptación del F&T pareció adecuado en términos generales; sin embargo, la fiabilidad obtenida aconseja cierta cautela en la evaluación de la consistencia interna de la prueba. Asimismo, las correlaciones entre los ítems de la escala general y la obtenida entre ambas dimensiones, mostraron valores muy significativos. La evaluación de la validez (concurrente, divergente y de constructo) fue satisfactoria, dando confianza a la relación ítem-constructo.

Por otro lado, en el presente estudio quedó claro que las mediciones de la empatía infantil basadas en el procedimiento de auto-reporte plantean varias dificultades. Una de ellas surge porque la medición depende de las perspectivas del evaluado o de otro informante, y al hacerlo; la validez de la medida se pone en duda debido a la falta de objetividad. Esto ocurre por dos razones a) es difícil estar seguro de la capacidad de las personas para interpretar y/o describir sus estados emocionales (particularmente cierto en el caso de la población infantil); y b) los auto-reportes nunca están exentos de la amenaza del sesgo emergente de deseabilidad social, especialmente en culturas donde la tendencia a enmascarar emociones debido al control social es común (Hunter, 2003; Eisenberg y cols., 1987; Eisenberg & Fabes, 1990, Eisenberg & Lennon, 1983).

Estas debilidades deberían motivar la exploración de alternativas de medición más objetivas que complementen las formas introspectivas convencionales que presentan sólo una perspectiva de las expresiones de la empatía. Las iniciativas de Tamburrino (1993) y Long y Cols. (2006) van en esta dirección, combinando la evaluación de registros de

video o viñetas, conductas verbales que obligan a emitir juicios explícitos sobre el comportamiento del evaluado, y auto-reportes subjetivos.

Por otro lado, los mecanismos de evaluación de la empatía deberían ir de la mano de la creciente producción tecnológica disponible en la llamada 'computación afectiva', que permite el desarrollo de sistemas capaces de reconocer y medir, de forma automática y remota, emociones y otras expresiones difícilmente accesibles. Algunos autores (véase Picard, 1997, 2003) han informado de aplicaciones tecnológicas desligadas de la psicología, la informática y la ingeniería biomédica que miden las emociones mediante algoritmos derivados del aprendizaje automático o la inmersión en entornos virtuales (Baños y Cols., 2004; Martín-Morales 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 deberán abordar la medición parsimoniosa de la empatía infantil sin sacrificar su complejidad y buscando complementar el auto-informe 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. & Wheelwright, S. (2004). The empathy Quotient: An investigation of adults with Asperger syndrome or high functioning autism and normal sex differences. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 34, 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 in-group 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). Psychological indices of empathy. In 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 behavior. *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 Grignard, 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. & Westbury, 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. (2020). Spanish adaptation and validation of the Zoll & Enz's Empathy Questionnaire in Bolivian Children. *Revista Ajayu*, 18(1), 52-77.
- 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.