



ORIGINAL

# Propiedades Psicométricas del Test de Empatía Cognitiva y Afectiva (TECA) en Población Mexicana<sup>1</sup>

## *Psychometric Properties of the Cognitive and Affective Empathy Test in a Mexican Sample*

Gabriel Chavira Trujillo<sup>2, a, b</sup>, & Alfredo Celis de la Rosa<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Instituto Nacional de Cardiología "Ignacio Chávez", México

<sup>b</sup> Centro Universitario de Ciencias de la Salud (CUCS), Universidad de Guadalajara, México

Recibido 23 agosto de 2021; aceptado 23 de febrero de 2022

### Resumen

**Introducción:** Evaluar la empatía es cada vez más necesario dentro de diferentes áreas de investigación. **Objetivo:** El presente estudio presenta un análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario Test de Empatía Cognitiva y Afectiva (TECA) que evalúa la empatía desde una perspectiva integral; siendo uno de los pocos construidos originalmente en el lenguaje español. **Método:** Se evaluó la fiabilidad y validez de constructo en 607 adultos (137 hombres/ 470 mujeres) estudiantes de población mexicana. **Resultados:** Los resultados muestran una adecuada fiabilidad del instrumento en general ( $\alpha = .86$ ). Sin embargo, los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios sugiere la necesidad de revisar los ítems. **Discusión:** La incorporación de metodologías robustas que consideran la naturaleza ordinal de las escalas Likert, como el análisis factorial con la incorporación del intercepto aleatorio permiten mejorar el ajuste de los modelos sin alterar la estructura factorial original. Por último, la invariancia métrica no es alcanzada entre la muestra española original y la mexicana. **Conclusiones:** El TECA se puede aplicar en población mexicana pero se sugiere una revisión en la construcción de los ítems.

**Palabras Clave:** Psicometría; Validación; Empatía cognitiva; Empatía afectiva

1 El presente trabajo fue financiado parcialmente por una beca de doctorado y mixta Internacional brindada por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT). Y es considerado como uno de los productos de una estancia doctoral en la adscripción de la autora principal de la prueba.

2 Gabriel Chavira-Trujillo. Investigador Adscrito al Departamento de Epidemiología del Instituto Nacional de Cardiología "Ignacio Chávez". Juan Badiano 1, Col. Sección XVI, Alcaldía Tlalpan, C.P. 14080, Ciudad de México, Tel.: 555573-2911 ext. 21014. Correo: psic.gabrielchavira@gmail.com

## Abstract

**Introduction:** Assessing empathy is an increasing necessity within different research areas. **Objective:** The present study aims to analyse psychometric properties of the Cognitive and Affective Empathy Test (TECA) questionnaire that assesses empathy from a comprehensive perspective; being one of the few originally built in the Spanish language. **Method:** The reliability and construct validity were evaluated in 607 adults (137 men / 470 women) students from the Mexican population. **Results:** The results show adequate reliability of the instrument in general ( $\alpha = .86$ ). However, the exploratory and confirmatory factor analyzes suggest the need to review the items. **Discussion:** The incorporation of new methodologies such as robust factor analysis for ordinal type data (i.e. like Likert scales), with the incorporation of the random intercept, allows improving the fit of the models without altering the original factorial structure. Finally, metric invariance is not reached between the original Spanish sample and the Mexican one. **Conclusions:** The TECA can be applied in the Mexican population but a review of the construction of the items is suggested.

**Keywords:** Psychometry; Validation; Cognitive empathy; Affective empathy

La empatía es considerada como la reacción de una persona a lo que experimenta otra (Davis, 1983), a partir de esta definición se han desarrollado diversos modelos explicativos sobre la empatía (López et al., 2014). La mayor parte de los modelos asumen que la empatía es un constructo multidimensional que se ha asociado con otros constructos psicológicos como: el altruismo (Batson, 2010), conducta prosocial (Riess, 2017), regulación emocional (Schipper & Petermann, 2013), personalidad (Melchers et al., 2016), entre otros. Por su parte, también es considerada relevante para la detección y el diagnóstico de trastornos psicológicos (ej. el autismo, trastornos de personalidad, conducta, agresión y en criminología; Alcalá, Camacho, Romero, & Blanco, 2013; Baron-Cohen & Wheelwright, 2004; Henry, Bailey, & Rendell, 2008; Marcoux et al., 2014, respectivamente) y el funcionamiento social (Bailey et al., 2008).

Existen autores que afirman que el comportamiento de las puntuaciones de empatía se mantiene relativamente estables durante la vida. Es decir; aquellos que puntúan alto o bajo se mantienen en ese rango durante la niñez y la adolescencia (Eisenberg & Lennon, 1983; Michalska et al., 2013). Algunos señalan que estas diferencias se mantienen para todos los periodos etarios (Christov-Moore et al., 2014). Incluso, aquellos que puntúan más alto tienen la tendencia

de preservar su puntuación durante toda su vida (O'Brien et al., 2013). Por otro lado, se ha demostrado que en términos generales, las mujeres tienden a puntuar más alto en empatía que los hombres a lo largo de varias investigaciones (Christov-Moore et al., 2014; Eisenberg & Lennon, 1983; Michalska et al., 2013).

La empatía se ha convertido en un constructo de suma importancia para diversos campos; por lo cual, es necesario contar con diferentes instrumentos que permitan evaluarla en variadas poblaciones. Un desafío constante para la psicometría se centra en la universalización de los instrumentos de medición, ya que, la mayor parte de los instrumentos son creados para población de habla inglesa, lo que supone diferencias conceptuales que deben ser consideradas y contextualizadas. Los términos nativos del lenguaje y el significado que brinda el contexto cultural de un constructo, representan desafíos importantes para la investigación transcultural (Mora-Ríos et al., 2013; Vergara & Balluerka, 2000)

Dentro de los cuestionarios desarrollados originalmente en español para evaluar la empatía se encuentra el Test de Empatía Cognitiva y Afectiva (TECA). El TECA evalúa la empatía a través de cuatro escalas organizadas en dos dimensiones; la afectiva compuesta por: Estrés Empático (EE) y

Alegría Emocional (AE) y la cognitiva: Adopción de Perspectivas (AP) y Comprensión Emocional (CE). Una de las principales fortalezas de la prueba, es el balance en la evaluación del constructo de la empatía; es decir, no toma partida por la visión afectiva o la cognitiva, sino que retoma una visión integradora de ambas posturas (Fernández-Pinto et al., 2008). Por su parte, la estructura factorial original descrita en el manual de la prueba propone una organización de cuatro factores con los siguientes rangos de cargas factoriales: F1: de .35 a .71, F2: .37 a .73, F3: .34 a .67 y F4: .35 a .66 (López-Pérez et al., 2008).

Diversos estudios han utilizado el TECA para la evaluación de la empatía, dentro de la literatura, cinco de estos estudios son en población española, (Calderón Garrido et al., 2015; Carnicer & Calderón, 2014; Esquerda et al., 2014; Martínez-Otero V, 2011; Martínez et al., 2015). Así también, existen ejemplos para diferentes poblaciones: vasca (Gorostiaga et al., 2012), peruana (Ponce Alzamora, 2018), colombiana (Herrera Torres et al., 2016), argentina (Parra, 1990), chilena (Díaz Narváez et al., 2014) y ecuatoriana (Carrillo et al., 2019).

No fue posible comparar la confiabilidad entre todos los estudios ya que algunos no lo reportan. En aquellos donde si es reportada oscila de  $\alpha = .59$  a  $\alpha = .86$  lo que supone una amplia variabilidad. Aunado ello, la mayor parte de los estudios no refieren los coeficientes Alpha de Cronbach para cada escala. En la mayor parte de los estudios no se explora la estructura factorial, indispensable para la evaluación del instrumento en poblaciones diferentes a la española.

Gorostiaga (2012) realiza una adaptación del TECA para población infantil y juvenil. Este estudio por su naturaleza evalúa diferentes tipos de validez, siendo el único estudio encontrado que reporta una estructura factorial exploratoria y confirmatoria logrando buenos índices de bondad de ajuste; sin embargo, en la adaptación se realizan modificaciones de lenguaje y estructura de la prueba para adecuarlo a población infantil, lo que hace difícil la comparación con el presente trabajo. Los cambios realizados implican: eliminación de ítems, adaptación del lenguaje y el sentido de la respuesta de algunos ítems.

## Objetivo

El presente estudio tiene la finalidad de validar el TECA en una muestra de población mexicana, buscando: determinar sus propiedades psicométricas, la viabilidad de la replicación de su estructura factorial y la invarianza métrica entre la muestra mexicana y española.

## Método

### Diseño de la investigación

El diseño de la presente investigación es transversal analítico. Para la realización del mismo se siguieron las recomendaciones más recientes en la literatura (Kyriazos, 2018; Marsh et al., 2014a; Morales-Vallejo, 2011).

### Levantamiento de datos y poder de la muestra

El cuestionario se administró electrónicamente para evitar pérdida de información y minimizar errores de transcripción y captura. Se utilizó la plataforma *Survey Monkey* para la aplicación de la batería, en conjunto con otro instrumento y una cédula de datos sociodemográficos. La aplicación fue de manera presencial para los participantes en un centro de cómputo del CUCS y se contó con la asesoría de un experto durante toda la ejecución.

El tamaño de la muestra fue calculada en 600 para satisfacer la necesidad de todos los análisis con un poder del 99% considerando la factibilidad de los errores tipo I y II (Grady & Rose, 2011; Marsh et al., 2004). Además, para cada análisis se determinó la adecuación de la muestra conforme a las pruebas estadísticas: confiabilidad (ej. Prueba de aditividad de Turkey) y validez de constructo.

## Participantes

La muestra se compone de 607 personas que estudian carreras asociadas a la salud pública, incluidas carreras técnicas (Nutrición = 93, Medicina = 20, Psicología = 100 y Enfermería = 394) en una universidad pública de México. La edad media fue de 20.91 años (Desviación Típica de 1.1). La distribución por sexo biológico fue: 137 hombres (22.57%) y 470 mujeres (77.43%). Se auditó la base de datos para la aleatoriedad de las respuestas, duplicidad de casos y aquiescencia mediante la herramienta de validación de datos del programa Paquete estadístico para las ciencias sociales (SPSS, por sus siglas en inglés) versión 23 en español.

## Instrumento

El TECA Consta de 33 preguntas que evalúan cuatro escalas contiene : Alegría Empática (8 ítems), Adopción de Perspectiva (8 ítems), Estrés Empático (8 ítems) y Alegría Empática (9 ítems). Las opciones de respuesta son presentadas en escala Likert de 5 opciones (1 “Totalmente en desacuerdo” a 5 “Totalmente de acuerdo”) a mayor puntaje, mayor característica evaluada, cuenta con ítems invertidos. Así también, organiza su reporte en empatía cognitiva y afectiva. Se omiten los ejemplos de los reactivos por acuerdo de confidencialidad.

## Diseño estadístico

En primer lugar, se realizó el análisis descriptivo de la muestra, posteriormente se hizo el cálculo de la consistencia interna por medio del método de Alpha de Cronbach y la correlación internunciados por medio de la matriz de correlación de Rho de Spearman. Para la exploración de la validez del constructo se siguieron cuatro métodos: el Análisis Factorial Exploratorio (AFE), el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), el Análisis Factorial con Intercepto Aleatorio (AFCIA) y la Invarianza Métrica (IM).

Para evaluar el ajuste de los modelos confirmatorios se considerarán los siguientes estimadores y puntos de corte. Para el AFE: Índice de Ajuste Comparativo y Aproximación de la Raíz Media del Error Cuadrático, Raíz de la Media Cuadrática Estandarizada ( $CFI \geq .90$ ,  $TLI \geq .90$ ,  $RMSEA < 0.08$ ,  $SRMR < 0.08$ , respectivamente, por sus siglas en inglés), para el AFC se sustituye el SRMR por la Raíz de la Media Cuadrática de los pesos (WRMR, por sus siglas en inglés) derivado de que es el estimador más robusto, para modelos confirmatorios en escala de respuesta ordinal (Hau & Marsh, 2004; Marsh et al., 2014a).

A pesar de que la literatura considera adecuado un valor WRMR  $\leq 1$ , este valor ha sido caracterizado por la susceptibilidad al número de interceptos del modelo en el que se aplica. No se consideró el valor de chi cuadrado, derivado a que es un indicador muy sensible al tamaño de la muestra y existe mucha discusión aún sobre su uso en indicadores robustos. (Sass et al., 2014).

## Registro del estudio y avales éticos

El presente estudio es parte de un protocolo de tesis doctoral registrada ante dos comités de ética e investigación regulados. El primero avalado por la Comisión Nacional de Bioética de México con el número de registro: 0250/18HCJIM/2018. El segundo es el comité de ética e investigación del Doctorado en Ciencias de la Salud Pública con el número de registro: DCSP/CEI/2016/08/0026.

## Resultados

### Normalidad uni-multivariada

Se determinó la normalidad mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov en el programa SPSS. Los ítems presentan coeficientes que van desde 0.164 hasta 0.379 significativo a  $p < 0.001$  por lo cual, ningún ítem presenta normalidad. Así también, ninguna de las subescalas de la prueba presenta normalidad,

mostrando coeficientes de 0.053 para AP, 0.071 para CE, 0.045 para EE y 0.087 para AE, todos significativos a  $p < .01$ . Al nivel de dimensiones la cognitiva muestra un coeficiente de 0.025 con  $p > 0.05$  lo que sugiere normalidad para esta dimensión, mientras que la dimensión Afectiva tiene un coeficiente de .040 con  $p = .022$ , lo que demuestra que no se ajusta a la normalidad. Por último, el puntaje total de la empatía tiene un coeficiente de .033 con una  $p > .05$  lo que indica que se ajusta a la normalidad.

### Consistencia interna

Las pruebas de consistencia interna se calcularon en el programa SPSS.24. El coeficiente Alpha de Cronbach para las escalas fue de: AE = 0.76, EE = 0.71, AP = 0.72 y CE = 0.64. De 0.86 para todo el instrumento. La prueba de Turkey es significativa  $p < .001$  para todas las escalas, sin embargo, la escala EE tiene una  $p = 0.57$  para los residuos, lo que sugiere una interacción entre los errores de los puntajes entre sujetos. Por su parte, las correlaciones internunciadadas de las escalas<sup>3</sup> oscilaron entre: AE = 0.37 a 0.63, EE = 0.15 a 0.54, AP = 0.24 a 0.53 y CE = 0.18 a 0.45. Las escalas que presentan menor correlación son EE y CE con coeficientes menores a 0.2 correspondientes a los ítems tres y uno respectivamente.

### Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

El AFE se realizó en dos fases. En la primera se consideraron todos los casos recabados (Tabla1. *Mex*; N=607); con la finalidad de explorar la estructura factorial de los datos. Para la segunda fase, se dividió la muestra general en dos sub muestras. La primer submuestra denominada “Ale” (n=303 casos, edad media de 20.93, DT = 2.47 con 59 hombres y 244 mujeres) se obtuvo mediante un muestreo aleatorio toda la muestra (*Mex*) con el programa SPSS la se-

gunda submuestra denominada “Res” (n=304 casos, edad media de 20.88 y una DT = 2.703 con 78 hombres y 226 mujeres) se obtuvo con los casos restantes no asignados a la primera.

Los análisis factoriales se llevaron a cabo en el programa Mplus7.0 (Muthén & Muthén, 1997-2018) derivado de la naturaleza ordinal de la escala Likert y la falta de normalidad en los ítems. Para el AFE se utilizó el método: Media Cuadrática Ponderada y Varianza Ajustada (WLSMV, por sus siglas en inglés) con rotación Oblicua (Geomin) ya que, algunos coeficientes en la matriz de correlación superan el criterio ( $r > .32$ ). Se forzó la extracción a cuatro factores para facilitar la comparación con la estructura original planteada por los autores.

El análisis AFE muestra adecuados índices de bondad de ajuste<sup>4</sup> para ambas muestras (*Mex*: CFI:.925, RMSEA:.049, SRMR:.044; *Ale*: CFI:.92, TLI:.90, RMSEA:.371, SRMR:.053). La estructura factorial identificada en el AFE indica diferencias en la organización de los ítems con respecto a la estructura original. Las diferencias se enlistan a continuación: en primer lugar, hay ítems que no alcanzaron la carga factorial mínima ( $> 0.3$ ) para cada escala: *Mex*: AE-12, EE-6, CE-8 y AP-7; *Ale*: AE-9, AP-9, EE-7 y CE-8. En segundo lugar, únicamente se conservan algunos ítems de la estructura original: *Mex*: AE conserva 8 de 8 (AE-8\_8), EE-4\_8, CE-5\_8 y AP-3\_9; *Ale*: AE conserva 6 de 8 (AE-8\_8), AP-3\_8, EE-7\_8 y CE-3\_9. Esta variación podría suponer/sugerir un cambio respecto de la estructura factorial original.

Aunado a ello, existen ítems que presentan pesos factoriales superiores a 0.3 en más de una dimensión: *Mex*: ítem 7 en CE y AP, 12 en EE y CE, 14 en CE y AP, 30 en EE y CE y 31 en AP y AE; *Ale*: ítem 1 en AP y CE, 7 en CE Y AP, 10 en CE Y AP, 15 en AP Y AE, 21 en CE y AE, 25 en CE y AE, 29 en AP y AE, 30 en EE y CE, 31 en AP y AE. Por último, existen ítems que no alcanzan las cargas factoriales mínimas para mantenerse en la muestra (*Mex*: 6 y 8; *Ale*: 8 y 11).

<sup>3</sup> La matriz de correlación y las tablas de cargas factoriales se muestran en material suplementario.

<sup>4</sup> Los índices de bondad de ajuste indican la adecuación del análisis a la muestra.

**Tabla 1**  
Cargas factoriales AFE

Muestra total: Mex (N=607)					Submuestra: Ale (n=303)				
Factores/ Ítems	Alegría Empática (F1)	Estrés Empático (F2)	Comprensión Emocional (F3)	Adopción de Perspectiva (F4)	Ítems	F1 AE	F2 EE	F3 CE	F4 AP
AE16	0.914*				AE16	0.919*			
AE9	0.746*				AE9	0.747*			
AE4	0.722*				AE4	0.728*			
AE2	0.654*				AE2	0.650*			
AE19	0.612*				AE19	0.574*			
AER25	0.527*				AE22	0.400*			
AE22	0.456*				AP6	0.374*			
AP15	0.447*				CE13	0.317*			
AP29	0.446*				CE33		0.676*		
AER21	0.418*				CE27		0.636*		
AP20	0.410*				AP29		0.469*		
AP11	0.403*				AP115		0.434*		
EE23		0.702*			CE1		0.433*		
EE18		0.688*			AP20		0.424*		
EER12		0.594*			CE31		0.406*		
EE5		0.538*			CE24		0.344*		
EER28		0.536*			EE18			0.722*	
EER30		0.479*			EE23			0.642*	
CE33			0.697*		EER28			0.634*	
CE27			0.478*		EER12			0.632*	
CE24			0.418*		EE5			0.564*	
CE1			0.430*		EER30			0.464*	
CE13			0.412*		EER3			0.306*	
EER8			0.412*		CER7				0.499*
CE31			0.405*		AER21				0.439*
APR26				0.542*	AER25				0.430*
CER10				0.542*	APR26				0.426*
APR32				0.431*	CER10				0.424*
CER7				0.422*	CER14				0.424*
APR17				0.411*	APR32				0.374*
CER14				0.358*	APR17				0.306*
AP6					AP11				
EER3					EER8				

Nota: \* significativo al 95%, los ítems con R son los invertidos. Los ítems marcados en negritas cargan en más de un factor > 0.3, únicamente se dejó la carga más alta en la tabla.

Derivado de que este análisis es únicamente exploratorio se decide mantener todos los ítems para los análisis posteriores, sin embargo, hay que poner

especial atención a los ítems tres, seis ocho y once. La diferencia en las estructuras factoriales es esperable debido a los factores culturales, lingüísticos

y/o de comprensión de los reactivos por parte de los participantes, ya que, el ítem tres presenta una doble negación en su redacción mientras que en el seis ocho y once la redacción no es fácil de entender.

### Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

El AFC se realizó utilizando los mismos criterios que en el AFE pero evaluando también en las submuestras *Ale* y *Res*. En primera instancia se probó la adecuación del modelo factorial original en la muestra *Mex*, posteriormente se probó en la muestra *aleatoria (Ale)* y por último en la *residual (Res)*.

Los resultados del AFC muestran marginales índices de bondad de ajuste para la muestra general y sus submuestras a pesar de que se realiza el método robusto (*Mex*: CFI: 0.835, TLI: 0.815, RMSEA: 0.075, WRMR: 1.443; *Ale*: CFI:0.857, TLI:0.846, RMSEA:0.063, WRMR:1.398; *Res*: CFI: 0.837, TLI: 0.824, RMSEA: 0.060, WRMR:1.388). En lugar de ajustar las covarianzas en los modelos se implementó otra metodología de AFC; debido a que, el ajuste complejiza la replicación de resultados.

### Análisis Factorial con Intercepto Aleatorio (AFCIA)

El Análisis Factorial con Intercepto Aleatorio (AFCIA) y la rotación *target*, son metodologías que se aplican para las variables ordinales; derivado de que lidian mejor con la variabilidad de las escalas de tipo Likert (Maydeu-Olivares & Coffman, 2006; Reise et al., 2011). Con este análisis, se busca lograr un mejor ajuste considerando los cambios-variabilidad observados en el AFE. El modelado de ecuación estructural permite incluir la proporción de las respuestas de cada participante para cada nivel de la escala. La evaluación del modelo se realizó con los índices de bondad de ajuste robustos mediante el método WLSMV en el programa Mplus7.0.

Los resultados muestran adecuados índices de bondad de ajuste lo que asegura la replicación de la estructura factorial original (CFI:0.959, TLI:0.946, RMSEA:0.036, WRMR:0.856). Esta replicación

demuestra que la estructura factorial original es replicable para población mexicana.

### Invarianza Métrica (IM) entre países

Para explorar la invarianza métrica se solicitó la muestra española<sup>5</sup> original a la editorial TEA Ediciones. La invarianza métrica para variables categóricas que no se ajustan a la normalidad requiere de procedimientos especiales (Asparouhov & Muthén, 2014; Muthen & Asparouhov, 2002). Por lo cual, se consideraron las recomendaciones más recientes de algunos autores para evaluar la invarianza métrica entre países (Svetina et al., 2019; Wu et al., 2002). La evaluación del modelo se realizó con los índices de bondad de ajuste robustos mediante el método WLSMV en el programa Mplus7.0.

Las comparaciones se realizaron con las muestras española original del TECA (*Esp*) y la Muestra total de la población mexicana (*Mex*) utilizando la estructura factorial original de la prueba. El modelo nulo muestra adecuados índices de ajuste: Configuración: CMIN: 2118.88, *df*: 968, RMSEA: 0.049, CFI: 0.907. Por su parte, los resultados indican adecuados ajustes para los Umbrales: CMIN: 2221.884, *df*: 1034, RMSEA: 0.048, CFI: 0.904, marginales para Pesos factoriales: CMIN: 2305.448, *df*: 1067, RMSEA: 0.048, CFI: 0.899 y para Interceptos: CMIN: 2498.012, *df*: 1096, RMSEA: 0.051, CFI: 0.89.

Las diferencias proporcionadas por Sass et.al. (2014) señalan que para que se conserve la invarianza en dos grupos, las diferencias en los índices de bondad de ajuste respecto del modelo nulo deben ser para el indicador WLSMV:  $\Delta CFI < 0.0001$ ,  $\Delta RMSEA \leq 0.001$ . Por lo cual se considera que no se conserva la invarianza métrica para el modelo en ambas muestras.

<sup>5</sup> La base de datos fue proporcionada por la editorial. Se reconoce la propiedad intelectual de todos los involucrados en la misma. Para consultar mayor información sobre la misma referirse al manual de la prueba, editado por Tea Ediciones S.A.U.

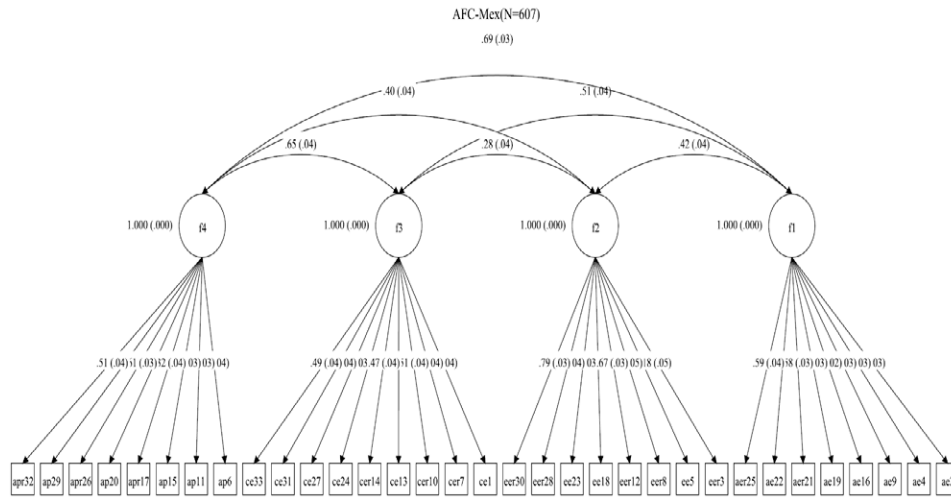


Figura 1. a

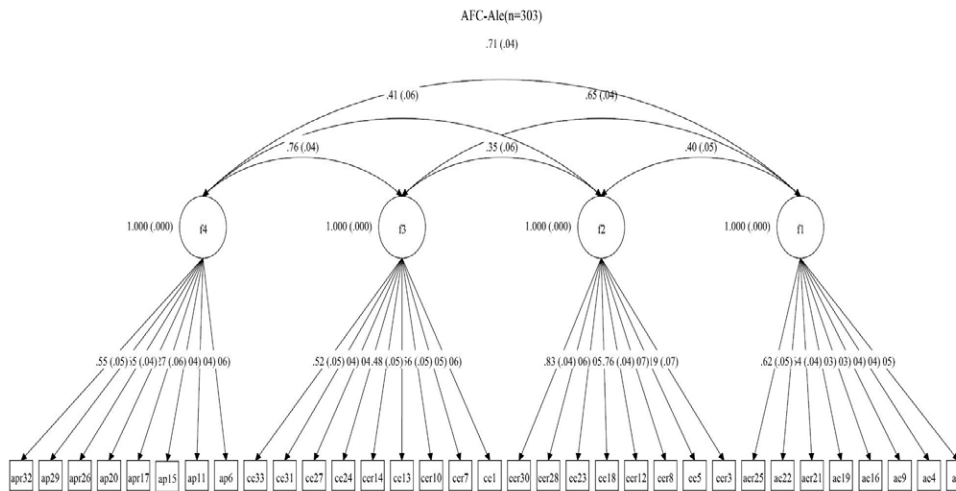


Figura 1. b

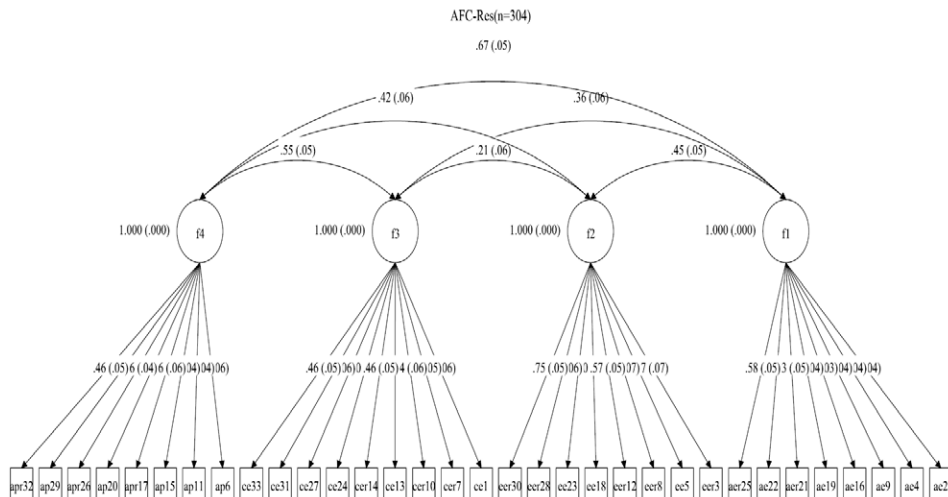


Figura 1. c

Figura 1. Tres modelos de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). La figura 1.a muestra el AFC-Mex; la figura 1.b muestra el AFC-Ale; y la figura 1.c muestra el AFC-Res.



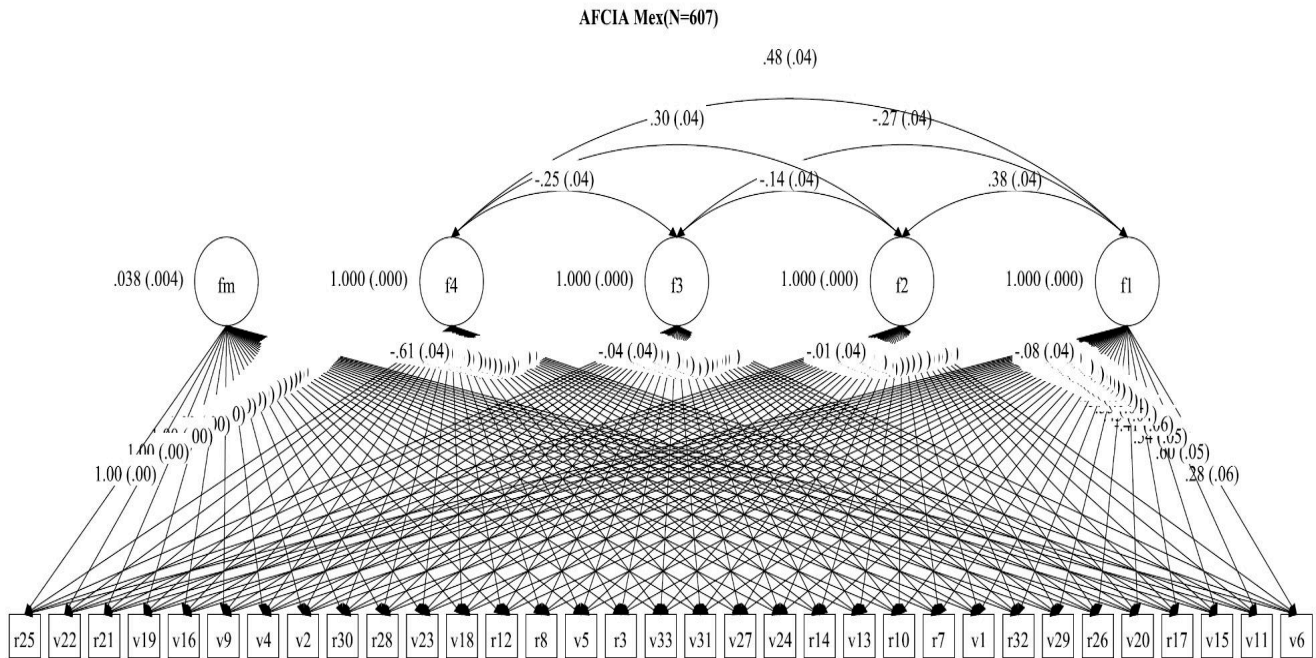


Figura 2. Modelo de Análisis Factorial con Intercepto Aleatorio (AFCIA)

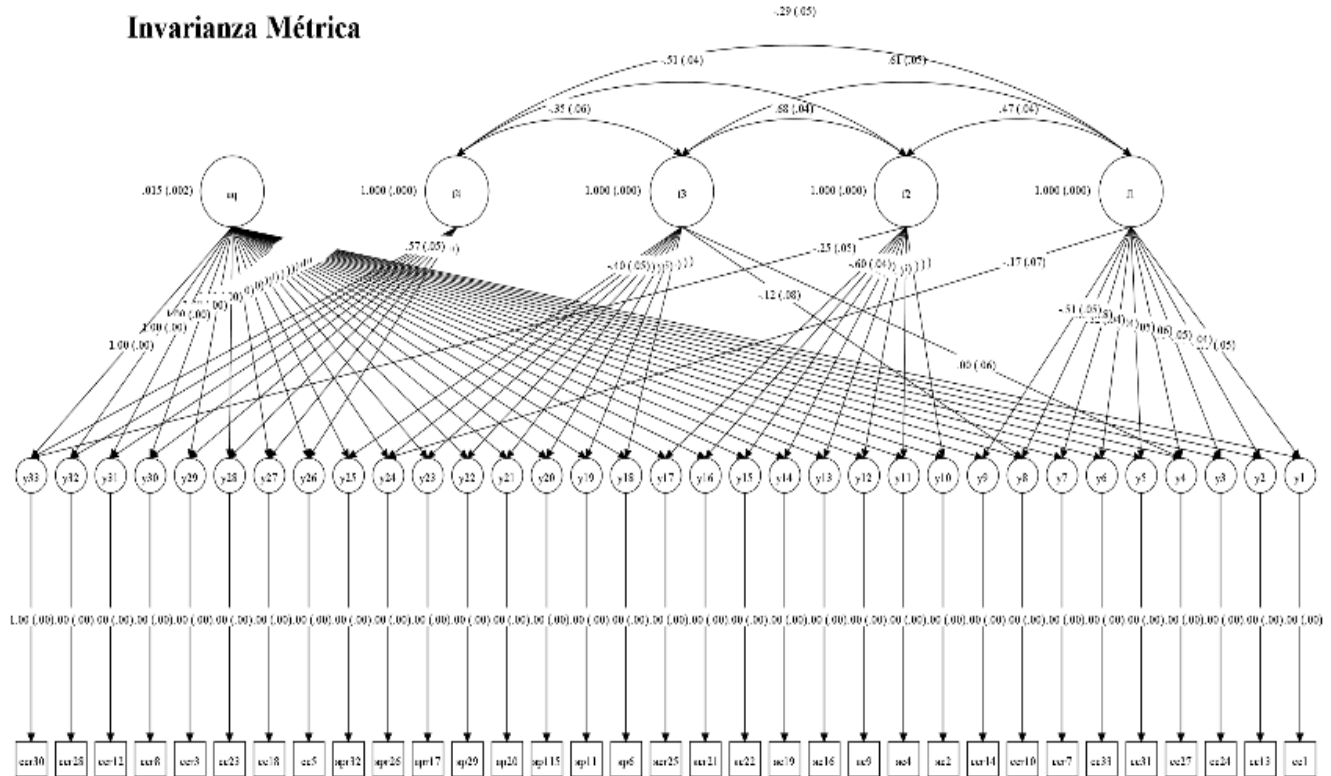


Figura 3. Modelo de Invarianza Métrica (IM) entre países

## Discusión

A partir de los hallazgos encontrados en el presente estudio se considera que la prueba puede usarse para evaluar la empatía en población mexicana, sin embargo, es necesario realizar una adaptación de lenguaje que mejore sus propiedades psicométricas para la población mexicana. Referente a la consistencia interna, los coeficientes Alfas de Cronbach de las escalas se encuentran muy cercanos al límite aceptado por la literatura, aunque el coeficiente general se mantiene aceptable. Las escalas EE y CE presentan una mayor susceptibilidad para los coeficientes de fiabilidad. Esta situación indicaría que algunos de los reactivos no se alinean o discriminan suficientemente con el constructo por lo cual algunos ítems requieren ser adaptados (Ponterotto & Ruckdeschel, 2010). Esta situación pudiera estar relacionada al lenguaje, Cultura y/o los factores lingüísticos. En contraste, el análisis de la matriz de correlaciones, muestra adecuadas asociaciones entre los reactivos y sus escalas, lo que implica que todos los ítems de las escalas se encuentran debidamente asociadas con el constructo empatía por lo cual; las variaciones culturales o de lenguaje afecten la composición de las escalas.

Dentro de la exploración de la validez de constructo, el AFE muestra un cambio en la estructura factorial respecto a la original. Por un lado, existe un intercambio de ítems entre las escalas; tanto para la muestra total como para la aleatoria, en donde AE muestra ser la escala más estable. En contraste, las escalas AP, EE y CE presentan muchos más cambios en su estructura. Aunado a ello, algunos ítems muestran pesos factoriales cruzados en más de un factor siendo la escala CE la más afectada. Por su parte, los ítems tres, seis, ocho y once no alcanzan la carga factorial mínima para permanecer en ninguna de las dimensiones, lo que sugiere la necesidad de una revisión por parte de la editorial, con la finalidad de probar si deben modificarse o eliminarse los ítems dentro de la escala. De manera general, el hecho de que estos ítems no se ubiquen conforme a lo esperado, puede deberse a que presentan una doble negación en su redacción; esta situación ha sido encontrado en estudios similares; derivado que genera confusión en el sentido de la

respuesta (Herrero, 2010; Mora-Ríos et al., 2013). Al parecer esto se ve más remarcado para la población mexicana y española, ya que, otros estudios han encontrado situaciones similares (Grajales, 2000). Estos cambios en la estructura factorial, sugieren la existencia de problemas en la construcción de las escalas no del constructo en sí; posiblemente asociado a sesgos en la respuesta por parte de los participantes (Perez et al., 2000).

Dentro de la validez de constructo, el AFC muestra que los índices de bondad de ajuste del modelo teórico original son marginales para la población mexicana. Posiblemente relacionado, con lo reportado en el AFE. El ajuste de las estructuras factoriales de *Mex*, *Ale*, y *Res* muestran similares indicadores de bondad de ajuste, lo que indica que los perfiles de respuesta de los participantes son constantes. Este hallazgo refuerza la necesidad de una revisión para mejora las propiedades psicométricas de la prueba. Es por lo cual, se consideró implementar adicionalmente otras metodologías de análisis más precisas. A pesar de que algunos autores, argumentan que no hay suficiente evidencia para la implementación del método WLSMV (Muthen & Asparouhov, 2002; Sass et al., 2014) se consideró como la mejor opción.

Con lo que respecta al AFCIA se logra un adecuado ajuste tanto para la estructura original lo que considera la posibilidad de diferentes perfiles de respuesta y refuerza la hipótesis de la necesidad de revisión de estos factores. A pesar de esta revisión, el modelado de ecuación estructural asegura que la prueba puede ser usada en la población mexicana. Es importante considerar que a pesar de que las metodologías aplicadas en el presente estudio son recientes, cuentan con evidencias que sustentan adecuadamente su aplicación teórica y práctica, e incluso muestran ser las mejores opciones dada la naturaleza ordinal de la escala Likert (Marsh et al., 2014b; Pérez & Medrano, 2010; Schmitt, 2011). Finalmente, con respecto de la invarianza métrica, el hecho de que no se alcanza con respecto de la muestra es original, es esperable considerando diferencias culturales que se han encontrado incluso en otros estudios (Stevanovic et al., 2021); A pesar de que no se comprobó la invarianza, se lograron adecuados ajustes para algunos

modelos, no se realizaron modificaciones a la estructura de la prueba por el acuerdo que se tiene con la editorial.

## Conclusiones

Es necesario considerar un proceso de adaptación/actualización para evaluar si los ítems identificados en el AFE requieren una adaptación (e. eliminación, reasignación y/o reestructuración); así también, una evaluación del uso del lenguaje que permita identificar si alguna de las variaciones tiene un efecto en el entendimiento de la afirmación y por ende en los resultados. Así como, los posibles factores lingüísticos que pudieran influir en el entendimiento de los ítems de la prueba. Considerando que la base de datos se audito para casos atípicos, la aleatorización de las respuestas y los casos duplicados. Y que, se realizaron análisis de varianza entre los grupos (Hombre, Mujer y entre profesiones), sin encontrar información significativa. Los resultados en la evaluación de la consistencia interna sugieren que una revisión en las escalas, permitirá robustecer la estructura factorial de la prueba como se ha realizado una adaptación para menores con similares resultados (Gorostiaga et al., 2012).

Una limitante del presente estudio, es que existen pocos estudios similares que permitan hacer una comparación del instrumento en diferentes contextos, limitando la capacidad de generabilidad en los resultados. Aunado a ello en la mayoría de ellos no se reportan el detalle de la confiabilidad de cada escala, ni la estructura factorial (Izquierdo et al., 2014). Así también, futuras investigaciones podrían considerar un muestreo en población mexicana mucho más homogéneo.

## Financiamiento

El presente trabajo fue apoyado en su totalidad por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) con la Beca Doctoral y Mixta internacional y es considerado como uno de los productos de una estancia doctoral en la adscripción de la autora principal de la prueba.

## Declaración de conflicto de intereses

La presente investigación se realizó bajo un acuerdo de confidencialidad con la editorial española TEA ediciones S.A.U. quien tiene los derechos de la prueba y respetando este se omitió toda información sobre los ítems de la prueba. Se declara que el autores no recibieron ninguna compensación económica por parte de la editorial y que en el acuerdo de confidencialidad se autoriza a que los datos recabados podrán ser utilizados para el desarrollo de producción científica.

## Agradecimientos

Se agradece al Dra. Belén López Pérez, por su valiosas observaciones y comentarios que ayudaron a enriquecer la presente investigación, al Dr. Francisco Javier Abad por la asesoría para el empleo del análisis Factorial con intercepto aleatorio y la Dra. Norma Alicia Ruvalcaba Romero por los valiosos comentarios al presente trabajo.

## Referencias

- Alcalá, V., Camacho, M., Romero, S. L., & Blanco, N. (2013). La falta de empatía: ¿Un sintoma específico de la esquizofrenia? *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 18(1), 73–80.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Multiple-Group Factor Analysis Alignment. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(4), 495–508. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.919210>
- Bailey, P. E., Henry, J. D., & Von Hippel, W. (2008). Empathy and social functioning in late adulthood. *Aging & Mental Health*, 12(4), 499–503. <https://doi.org/10.1080/13607860802224243>
- 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(2), 163–175. <https://doi.org/10.1023/B:JADD.0000022607.19833.00>
- Batson, C. D. (2010). *Altruism in Humans*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195341065.001.0001>
- Calderón Garrido, D., Gustems Carnicer, J., & Calderón Garrido, C. (2015). Las competencias personales y sociales en las colonias musicales. *Revista Electrónica*

- Complutense de Investigación En Educación Musical - RECIEM*, 12. [https://doi.org/10.5209/rev\\_reciem.2015.v12.47157](https://doi.org/10.5209/rev_reciem.2015.v12.47157)
- Carnicer, J. G., & Calderón, C. (2014). Empatía y estrategias de afrontamiento como predictores del bienestar en estudiantes universitarios españoles. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 12(1), 129–146. <https://doi.org/10.14204/ejrep.32.13117>
- Carrillo, F., Paulina, E., & Carrillo, F. (2019). Análisis del desgaste por empatía en estudiantes que realizan prácticas pre-profesionales de la carrera de psicología de la Pontificia Universidad Católica-Ambato. <http://repositorio.pucesa.edu.ec/bitstream/123456789/27171/1/76888.pdf>
- Christov-Moore, L., Simpson, E. A., Coudé, G., Grigaityte, K., Iacoboni, M., & Ferrari, P. F. (2014). Empathy: Gender effects in brain and behavior. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 46, 604–627. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2014.09.001>
- Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44(1), 113–126. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.1.113>
- Díaz Narváez, V., Muñoz Gábaro, G., Duarte Gómez, N., Reyes Martínez, M. C., Elvira Caro, S., Calzadilla Núñez, A., & Alonso Palacio, L. M. (2014). Empatía en estudiantes de enfermería de la Universidad Mayor, sede Temuco, IX región, Chile. *Aquichan*, ISSN 1657-5997, Vol. 14, N° 3, 2014, Págs. 388-402, 14(3), 388–402. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4955946>
- Eisenberg, N., & Lennon, R. (1983). Sex differences in empathy and related capacities. *Psychological Bulletin*, 94(1), 100–131. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.94.1.100>
- Esquerda, M., Yuguero, O., Viñas, J., & Pifarré, J. (2014). La empatía médica, ¿nace o se hace? Evolución de la empatía en estudiantes de medicina. *Atencion Primaria*, 48(1), 8–14. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2014.12.012>
- Fernández-Pinto, I., López-Pérez, B., & Márquez, M. (2008). Empatía : Medidas , teorías y aplicaciones en revisión. *Anales de Psicología*, 24(2), 284-298. ISSN 0212-9728
- Gorostiaga, A., Balluerka, N., & Soroa, G. (2012). Evaluación de la empatía en el ámbito educativo y su relación con la inteligencia emocional. *Revista de Educacion*, 364(364), 12–38. <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2014-364-253>
- Grady, M. D., & Rose, R. A. (2011). The Empathy Index: an evaluation of the psychometric properties of a new empathy measure for sex offenders. *Journal of Interpersonal Violence*, 26(18), 3790–3814. <https://doi.org/10.1177/0886260511403755>
- Grajales, T. (2000). Estudio de la validez factorial de Maslach Burnout Inventory versión Española en una población de profesionales mexicanos Centro de Investigación Educativa. In *academia.edu*. <https://sci-hub.se/http://www.academia.edu/download/32108402/mbivalidez.pdf>
- Hau, K.-T., & Marsh, H. W. (2004). The use of item parcels in structural equation modelling: Non-normal data and small sample sizes. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 57(2), 327–351. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.2004.tb00142.x>
- Henry, J. D., Bailey, P. E., & Rendell, P. G. (2008). Empathy, social functioning and schizotypy. *Psychiatry Research*, 160(1), 15–22. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2007.04.014>
- Herrera Torres, L., Buitrago Bonilla, R. E., & Ávila Moreno, A. K. (2016). Empatía en futuros docentes de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia. *Journal of New Approaches in Educational Research*, 6(1), 30–37. <https://doi.org/10.7821/naer.2016.1.136>
- Herrero, J. (2010). Intervención psicosocial. *Psychosocial Intervention*, 19(3), 289–300. [http://scielo.isciii.es/scielo.php?pid=S1132-05592010000300009&script=sci\\_arttext&tlng=en](http://scielo.isciii.es/scielo.php?pid=S1132-05592010000300009&script=sci_arttext&tlng=en)
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). El análisis factorial exploratorio en estudios de validación: Usos y recomendaciones. *Psicothema*, 26(3), 395–400. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- Kyriazos, T. A. (2018). Applied Psychometrics: Writing-Up a Factor Analysis Construct Validation Study with Examples. *Communications Board Working Group on Journal Article Reporting Stan*, 9, 2503–2530. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.911144>
- López-Pérez, B., Fernández-Pinto, I., & Abad Garcia, F. J. (2008). *TECA Test de Empatía Cognitiva y Afectiva*. Tea ediciones.
- López, M. B., Filippetti, V. A., & Richaud, M. C. (2014). Empatía: Desde la percepción automática hasta los procesos controlados. *Avances En Psicología Latinoamericana*, 32(1), 37–51. <https://doi.org/10.12804/apl32.1.2014.03>
- Marcoux, L. A., Michon, P. E., Lemelin, S., Voisin, J. A., Vachon-Presseau, E., & Jackson, P. L. (2014). Feeling but not caring: Empathic alteration in narcissistic men with high psychopathic traits. *Psychiatry Research - Neuroimaging*, 224(3), 341–348. <https://doi.org/10.1016/j.psychresns.2014.10.002>
- Marsh, H. W., Hau, K.-T., & Wen, Z. (2004). In Search of Golden Rules: Comment on Hypothesis-Testing Approaches to Setting Cutoff Values for Fit Indexes

- and Dangers in Overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) Findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320–341. [https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103\\_2](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2)
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014a). Exploratory Structural Equation Modeling: An Integration of the Best Features of Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85–110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014b). Exploratory Structural Equation Modeling: An Integration of the Best Features of Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85–110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Martínez-Otero V. (2011). La Empatía En La Educación: Estudio De Una Muestra De Alumnos Universitarios. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 14(4), 175–190. [www.revistas.unam.mx/index.php/repwww.iztacala.unam.mx/carreras/psicologia/psiclin](http://www.revistas.unam.mx/index.php/repwww.iztacala.unam.mx/carreras/psicologia/psiclin)
- Martínez, J. P., Méndez, I., & García-Sevilla, J. (2015). Burnout y empatía en cuidadores profesionales de personas mayores. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 5(3), 325. <https://doi.org/10.30552/ejihpe.v5i3.135>
- Maydeu-Olivares, A., & Coffman, D. L. (2006). Random intercept item factor analysis. *Psychological Methods*, 11(4), 344–362. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.11.4.344>
- Melchers, M. C., Li, M., Haas, B. W., Reuter, M., Bischoff, L., & Montag, C. (2016). Similar Personality Patterns Are Associated with Empathy in Four Different Countries. *Frontiers in Psychology*, 7, 290. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00290>
- Michalska, K. J., Kinzler, K. D., & Decety, J. (2013). Age-related sex differences in explicit measures of empathy do not predict brain responses across childhood and adolescence. *Developmental Cognitive Neuroscience*, 3(1), 22–32. <https://doi.org/10.1016/j.dcn.2012.08.001>
- Mora-Ríos, J., Bautista-Aguilar, N., Natera, G., & Pederesen, D. (2013). Adaptación cultural de instrumentos de medida sobre estigma y enfermedad mental en la Ciudad de México. *Salud Mental*, 36(1), 9. <https://doi.org/10.17711/sm.0185-3325.2013.002>
- Morales-Vallejo, P. (2011). El Análisis Factorial en la construcción e interpretación de tests, escalas y cuestionarios. *Universidad Pontificia Comillas*, 45. <http://www.upcomillas.es/personal/peter/investigacion/Analisis-Factorial.pdf>
- Muthen, B., & Asparouhov, T. (2002). Latent Variable Analysis With Categorical Outcomes: Multiple-Group And Growth Modeling In Mplus. *Mplus Web Notes: No. 4, 5*, Retrieved from <https://www.statmodel.com/download/>. <https://www.statmodel.com/download/webnotes/CatMGLong.pdf>
- O'Brien, E., Konrath, S. H., Gruhn, D., & Hagen, A. L. (2013). Empathic Concern and Perspective Taking: Linear and Quadratic Effects of Age Across the Adult Life Span. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 68(2), 168–175. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbs055>
- Parra, A. (1990). Revista de psicoterapia. *Revista de Psicoterapia*, ISSN 1130-5142, ISSN-e 2339-7950, Vol. 28, N°. 106, 2017 (Ejemplar Dedicado a: Los Abusos Sexuales En La Infancia), Págs. 149-164, 28(106), 149–164. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6524257>
- Pérez, E. R., & y Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias Del Comportamiento (RACC)*, ISSN-e 1852-4206, Vol. 2, N°. 1, 2010, Págs. 58-66, 2(1), 58–66.
- Perez, J., Chacon, S., & Moreno, R. (2000). Validez de constructo: El uso de analisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(SUPPL. 2), 442–446. <https://sci-hub.se/https://idus.us.es/xmlui/handle/11441/42748>
- Ponce Alzamora, T. (2018). Propiedades psicométricas del test de empatía cognitiva y afectiva en docentes de instituciones educativas estatales de La Esperanza [Universidad César Vallejo]. In *REVISTA CIENTIFI-K* (Vol. 5, Issue 1). <https://doi.org/10.18050/cientifi-k.v5n1a11.2017>
- Ponterotto, J. G., & Ruckdeschel, D. E. (2010). An Overview of Coefficient Alpha and a Reliability Matrix for Estimating Adequacy of Internal Consistency Coefficients with Psychological Research Measures. *Perceptual and Motor Skills*, 105(3), 997–1014. <https://doi.org/10.2466/pms.105.3.997-1014>
- Reise, S., Moore, T., & Maydeu-Olivares, A. (2011). Target rotations and assessing the impact of model violations on the parameters of unidimensional item response theory models. *Educational and Psychological Measurement*, 71(4), 684–711. <https://doi.org/10.1177/0013164410378690>
- Riess, H. (2017). The Science of Empathy. *Journal of Patient Experience*, 4(2), 74–77. <https://doi.org/10.1177/2374373517699267>
- Sass, D. A., Schmitt, T. A., & Marsh, H. W. (2014). Evaluating Model Fit With Ordered Categorical Data Within a Measurement Invariance Framework: A Comparison of Estimators. *Structural Equation Modeling*, 21(2), 167–180. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.882658>

- Schipper, M., & Petermann, F. (2013). Relating empathy and emotion regulation: Do deficits in empathy trigger emotion dysregulation? *Social Neuroscience*, 8(1), 101–107. <https://doi.org/10.1080/17470919.2012.761650>
- Schmitt, T. A. (2011). Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304–321. <https://doi.org/10.1177/0734282911406653>
- Stevanovic, D., Costanzo, F., Fucà, E., Valeri, G., Vicari, S., Robins, D. L., Samms-Vaughan, M., Ozek Erkuran, H., Yaylaci, F., Deshpande, S. N., Deshmukh, V., Arora, N. K., Albores-Gallo, L., García-López, C., Gatica-Bahamonde, G., Gabunia, M., Zirkashvili, M., Machado, F. P., Radan, M., ... Knez, R. (2021). Measurement invariance of the Childhood Autism Rating Scale ( CARS ) across six countries. *Autism Research*, aur.2586. <https://doi.org/10.1002/aur.2586>
- Svetina, D., Rutkowski, L., & Rutkowski, D. (2019). Multiple-Group Invariance with Categorical Outcomes Using Updated Guidelines: An Illustration Using Mplus and the lavaan/semTools Packages. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 1–20. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1602776>
- Vergara, I. A., & Balluerka, N. (2000). Metodología en la investigación transcultural: perspectivas actuales. *Psicothema*, 12(Su2).
- Wu, A. D., Li, Z., & Zumbo, B. D. (2002). *Decoding the Meaning of Factorial Invariance and Updating the Practice of Multi-group Confirmatory Factor Analysis: A Demonstration With TIMSS Data - Practical Assessment, Research & Evaluation*. 12(3). <https://pa-reonline.net/getvn.asp?v=12&n=3>