

Validación de la lista de chequeo del trastorno por estrés postraumático (PCL-5) en adolescentes colombianos víctimas de adversidad¹

Validation of the Post-Traumatic Stress Disorder Checklist (PCL-5) in Colombian Adolescent Victims of Adversity

<https://doi.org/10.15332/22563067.10709>

Artículos

Edgar G. Alejo²

Universidad San Buenaventura
edgar.alejo161@tau.usbmed.edu.co
<https://orcid.org/0000-0002-7007-2435>

Jorge Mauricio Cuartas Arias³

Universidad EAFIT, Colombia
jmcartasa@eafit.edu.co
<https://orcid.org/0000-0001-9007-713X>

Recibido: 4 de enero de 2024

Revisado: 7 de abril de 2024

Aceptado: 12 de junio de 2024

Citar como:

Alejo, E. G., & Cuartas Arias, J. M. (2024). Validación de la lista de chequeo del trastorno por estrés postraumático (PCL-5) en adolescentes colombianos víctimas de adversidad. *Diversitas*, 20(2), 39-62. <https://doi.org/10.15332/22563067.10709>



Resumen

La lista de chequeo del trastorno por estrés postraumático (PCL) es el cuestionario más utilizado para detectar síntomas de TEPT en contextos clínicos y de investigación. La PCL-5 ha mostrado formulaciones multidimensionales que incluyen modelos de 2, 6, y 7 factores, alternativos al modelo de 4 factores del DSM-5. El presente estudio tuvo como objetivo realizar un análisis factorial confirmatorio (AFC) para evaluar la parsimonia de cinco modelos de la PCL-5. En una muestra de 278 adolescentes colombianos con historial de adversidad, se aplicaron la PCL-5, la escala de experiencias traumáticas ETISF-SR y el reporte para adolescentes de síntomas clínicos YSR/11-18. Se evaluaron cinco modelos de TEPT (de 1, 4, 6 y 7 factores) mediante AFC. Aunque todos los modelos presentaron índices de ajuste moderados y buenos, el modelo híbrido mostró el mejor desempeño (RMSEA=0,0499; CFI=0,984; TLI=0,978; GFI=0,994). Las consistencias internas (alfa ordinal y omega) fueron buenas en todos los modelos ($\alpha_{ord_G}=0,93$ y $\alpha_{ord_F}=0,62-0,83$). La PCL-5 mostró altas correlaciones con la ETISF-SR, siendo el abuso emocional la dimensión más correlacionada ($\rho=0,599$). En el caso del YSR, todas las dimensiones clínicas correlacionaron positivamente con la PCL-5, excepto la subescala “conductas delictivas”, que presentó una correlación moderada ($\rho=0,397$) con el factor de conductas externalizantes de la PCL-5.

Palabras clave: TEPT, PCL-5, multidimensionalidad, análisis factorial confirmatorio, Colombia, adolescentes, experiencias traumáticas tempranas.

¹ Artículo de investigación.

² Facultad de Psicología, Universidad San Buenaventura, Seccional Medellín, Medellín, Colombia, email: edgar.alejo161@tau.usbmed.edu.co

³ Programa de Psicología, Escuela de Artes y Humanidades. Universidad EAFIT, Medellín, Colombia, email: jmcartasa@eafit.edu.co

Abstract

The Posttraumatic Stress Disorder Checklist (PCL) is the most widely used questionnaire for detecting PTSD symptoms in clinical and research settings. The PCL-5 has multidimensional formulations with 2, 6, and 7 factor models as alternatives to the DSM-5 four-factor model. This study aimed to perform a confirmatory factor analysis (CFA) to evaluate the parsimony of five models of the PCL-5. In a sample of 278 Colombian adolescents who were victims of adversity, the PCL-5, the ETISF-SR traumatic experiences scale, and the YSR/11-18 clinical symptom report for adolescents were applied to analyze five PTSD models with 1, 4, 6, and 7 factors through CFA. Although all models showed moderate to good fit indices, the hybrid model demonstrated the best performance (RMSEA=0,0499; CFI=0,984; TLI=0,978; GFI=0,994). All models had good general and factor-specific internal consistencies for ordinal alpha and omega ($\alpha_{ord_G}=0,93$ and $\alpha_{ord_F}=0,62-0,83$). The PCL-5 exhibited high correlations with the ETISF-SR, particularly with the Emotional Abuse dimension ($\rho=0,599$). Regarding the YSR, all clinical dimensions correlated positively with the PCL-5, except for the “criminal behaviors” subscale, which had a moderate correlation with the PCL-5 externalizing behaviors factor ($\rho=0,397$).

Key words: PTSD, PCL-5, multidimensional, confirmatory factor analysis, Colombia, adolescents, early traumatic experiences.

Introducción

Colombia es un país marcado por la exposición de niños y adolescentes a diversas formas de violencia y adversidad. En el país, el 99,2 % de los adolescentes ha experimentado al menos un tipo de adversidad en su vida, y el 94,6 % ha enfrentado tres o más experiencias adversas (Ministerio de Salud y Protección Social, CDC, OIM y USAID, 2019). Según el Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses (2024), entre enero y diciembre de 2023 se registraron en Colombia 14 033 homicidios y 3145 suicidios, de los cuales el 4,33 % y el 8,9 %, respectivamente, correspondieron a menores de 17 años. Durante el mismo periodo, se reportaron 89 668 casos de violencia interpersonal y 63 982 de violencia intrafamiliar con lesiones no fatales; de estos, el 9,36 % y el 11,17 %, respectivamente, involucraron a menores de 17 años.

La adversidad, entendida como la exposición a experiencias traumáticas, maltrato físico y emocional, abuso sexual y violencia comunitaria, entre otras, está estrechamente vinculada al desarrollo de diversos trastornos mentales (Lee, Kim y Terry, 2020; Wamser-Nanney, Walker y Howell, 2023). En Colombia, se han reportado múltiples efectos psicológicos asociados a la adversidad en la adolescencia (Ramírez, 2006), tales como alteraciones en el neurodesarrollo y la cognición social (Moncaleano y León-Rodríguez, 2023), trastornos psiquiátricos como depresión, ansiedad y trastornos psicóticos (Campo-Arias, Oviedo y Herazo, 2014), trastornos de personalidad (González, Montoya, Cadavid, Gaviria, Vilella y Gutiérrez-Zotes, 2023), trastornos internalizantes y externalizantes (Hewitt, Gantiva, Vera, Cuervo, Nelly, Juárez y Parada, 2014) y trastorno por estrés postraumático (TEPT) (Vásquez, Ticona, Lins-Kusterer y Quarantini, 2021; Richards, Ospina-Duque, Barrera-Valencia, Escobar-Rincón, Ardila-Gutiérrez, Metzler y Marmar, 2011; Alejo, Rueda, Ortega y Orozco, 2007).

El trastorno por estrés postraumático (TEPT) es la principal consecuencia clínica de la adversidad y la violencia experimentadas por adolescentes (Stupar, Stevanovic, Vostanis, Atilola, Moreira, Dodig-Curkovic, Franic, Doric, Davidovic, Avicenna, et al., 2021). Su relevancia radica en que actúa como un precursor importante de numerosas condiciones clínicas comórbidas (Noriega, Trejos-Castillo, Chae, Calderon-Delgado, Barrera-Valencia, Al-

Khalil y O'Boyle, 2021) y representa una interfaz crucial entre los espectros internalizante y externalizante (Forbes, Elhai y Creamer, 2010).

Inicialmente, el TEPT fue clasificado en las ediciones tercera y cuarta del *Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales* (DSM-3-R, 1987; DSM-4, 1994) como un trastorno de ansiedad caracterizado por tres clústeres sintomáticos principales: reexperimentación (B), evitación (C) e hiperactivación (D). Estos clústeres estaban compuestos por 17 síntomas cardinales asociados con la experiencia peritraumática de un evento que produjera miedo intenso, indefensión y proximidad a la muerte (criterio A).

A partir de esta clasificación, se desarrollaron varios instrumentos para el diagnóstico de TEPT basados en la estructura de tres factores del DSM-3-R y DSM-4. Entre ellos destacan el SCID-NP-PTSD (Spitzer, Williams, Gibbon y First, 1992), el SI-PTSD (Davidson, Smith y Kudler, 1989), la *Mississippi Scale* (Keane, Caddell y Taylor, 1988) y el CAPS-1, junto con su versión para niños y adolescentes CAPS-CA (Blake, Weathers, Nagy, Kaloupek, Gusman y Keane, 1995). También surgieron otros instrumentos diseñados específicamente para el cribado de síntomas, como el PSS y el *PSS for Children and Adolescents* (Foa, Riggs, Dancu y Rothbaum, 1993), así como el *PTSD Checklist* (PCL), desarrollado por Weathers, Litz, Herman, Huska y Keane (1993).

La lista de chequeo del trastorno por estrés postraumático (PCL) ha sido el cuestionario más utilizado para detectar síntomas de TEPT en contextos clínicos y de investigación (Elhai, Gray, Kashdan y Franklin, 2005). La versión original de 17 ítems del PCL evalúa los tres clústeres sintomáticos B, C y D basados en el DSM-4 (Weathers, Litz, Herman, Huska y Keane, 1993). Existen tres versiones del cuestionario: PCL-C (civil), PCL-M (militar) y PCL-S (trauma específico), todas con excelentes niveles de validez y confiabilidad en diversas poblaciones expuestas a trauma (Wilkins, Lang y Norman, 2011).

El modelo de TEPT basado en tres factores ha sido objeto de numerosas revisiones a la luz de diversos estudios de validación, lo que ha dado lugar a la propuesta de modelos alternativos de dos y cuatro factores basados en evidencia empírica. Por ejemplo, Taylor, Koch, Kuch, Crockett y Passey (1998) lograron establecer un mejor ajuste utilizando un modelo factorial jerárquico con dos factores principales: intrusión-evitación e hiperactivación-embotamiento, subordinados a un factor de orden superior. Este modelo fue inicialmente plausible según análisis confirmatorios posteriores (Buckley, Blanchard y Hickling, 1998).

Una de las principales dificultades en la evaluación del TEPT durante los últimos 20 años ha sido la definición precisa de su composición factorial (Miller, Wolf y Keane, 2014; Armour, Mullerová y Elhai, 2016). Este problema ya era evidente en el modelo de tres factores del DSM-4, donde varios estudios identificaron que los clústeres de evitación-embotamiento e hiperactivación no cargaban adecuadamente como factores independientes. Además, se encontró que un factor de "disforia" explicaba mejor la mayor parte de los síntomas de los clústeres C y E, dando lugar a un modelo de cuatro factores compuestos por reexperimentación, evitación, disforia e hiperactivación (Yufik y Simms, 2010). Por otro lado, otros estudios sugirieron la subdivisión del clúster C en dos componentes (evitación y embotamiento) y del clúster E en activación disfórica y activación ansiosa, resultando en un modelo de cinco factores (Schinka, Brown, Borenstein y Mortimer, 2007; Pietrzak, Tsai, Harpaz-Rotem, Whealin y Southwick, 2012). Este modelo fue confirmado en amplias muestras utilizando múltiples instrumentos y cambiando el orden de los reactivos (Witte, Domino y Weathers, 2015).

Un metaanálisis sobre estudios de análisis factorial exploratorio (AFE), análisis factorial confirmatorio (AFC) y modelos de ecuaciones estructurales (SEM) revisó 40 estudios con el objetivo de determinar el modelo de TEPT con mejor ajuste, comparando modelos de 1, 2 y 4 factores. De estos, 18 estudios (45 %) utilizaron el PCL como medida de TEPT, encontrando que este instrumento presentaba los mejores índices de ajuste en comparación con otras pruebas. Además, el modelo de cuatro factores compuesto por intrusión, evitación, disforia e hiperactivación (Simms, Watson y Doebbeling, 2002) demostró ser el que ofrecía los mejores índices de ajuste (Yufik y Simms, 2010).

Así, una de las principales modificaciones introducidas por el DSM-5 fue, casualmente, retirarlo del espectro de trastornos de ansiedad-miedo y clasificarlo como un trastorno principal. Esto permitió diferenciarlo, a su vez, de los trastornos internalizantes y crear una nueva familia de trastornos bajo el rótulo de “Trastornos relacionados con trauma y factores de estrés”(Asociación Americana de Psiquiatría, 2014).

Este cambio implicó una reconceptualización de la estructura de síntomas que lo componen, lo cual ya había sido señalado en estudios previos que cuestionaban la idoneidad del modelo de tres factores del DSM-4. En su lugar. Se propuso un modelo de cuatro factores con mejor ajuste (Asmundson, Frombach, McQuaid, Pedrelli, Lenox y Stein, 2000; Simms, Watson y Doebbeling, 2002; Yufik y Simms, 2010), lo que llevó a considerar un modelo que evidenciara que el núcleo de la expresión del trauma “no siempre es un componente ansioso, sino que también puede incluir síntomas anhedónicos y disfóricos, frecuentemente exteriorizados como síntomas de enfado y hostilidad” (Asociación Americana de Psiquiatría, 2014).

De este modo, el DSM-5 apostó por ampliar la definición e incluir síntomas cardinales adicionales que reflejaran estas estructuras latentes. Sin embargo, esto no estuvo exento de observaciones previas sobre la posibilidad de aumentar la comorbilidad con otros trastornos, como depresión, ansiedad y trastornos externalizantes (Brewin, Lanius, Novac, Schnyder y Galea, 2009). Para muchos clínicos, esta definición más amplia resultó conveniente (Friedman, 2013), ya que permitió una mejor comprensión de la fenomenología del trauma y su lugar entre los trastornos internalizantes y externalizantes (Forbes, Elhai y Creamer, 2010; Cox, Keith, Resnick y Kilpatrick, 2014).

Según el DSM-5 (American Psychiatric Association, 2014), el TEPT se compone de una estructura de cuatro clústeres organizados en 20 síntomas cardinales. Los clústeres sintomáticos son los siguientes: intrusiones (INT) (síntomas B1-B5); evitación (EV) (síntomas C1 y C2); alteraciones negativas cognitivas del estado de ánimo (ANCA) (síntomas D1-D7, siendo este un nuevo clúster en esta versión); y alteraciones de la alerta y reactividad (AAR) (síntomas E1-E6).

La inclusión de nuevos síntomas en el DSM-5 amplía el abanico de interpretaciones sobre la composición factorial de la evaluación del TEPT. Múltiples estudios se han dedicado a identificar la mejor estructura para los instrumentos que miden este trastorno (Contractor, Caldas, Dolan, Lagdon y Armour, 2018; Lee, Bovin, Weathers, Palmieri, Schnurr, Sloan, Keane y Marx, 2019; Laurel Franklin, Raines y Hurlocker, 2019; Fresno, Arias, Núñez, Spencer, Ramos, Espinoza, Bravo, Arriagada y Brunet, 2020; Carvalho, da Motta y Pinto-Gouveia, 2020; van Praag, Fardzadeh, Covic, Maas y von Steinbüchel, 2020). Como consecuencia de este cambio, se han desarrollado diversos instrumentos para el diagnóstico y tamizaje de los síntomas de TEPT, ajustados a la estructura de cuatro factores del DSM-5. El

CAPS-5 se considera el principal *gold standard*, mientras que el PLC-5 es el instrumento más utilizado para el cribado e investigación.

Con el PCL-5, varios modelos de mejor ajuste han sido propuestos como alternativa al modelo de cuatro factores del DSM-5. Inicialmente, se presentó un modelo de seis factores conocido como el Modelo de Activación Disfórica, que incluye: intrusiones (B1-B5), evitación (C1 y C2), afecto negativo (D1-D4), anhedonia (D5-D7), activación disfórica (E1, E2, E5, E6) y activación ansiosa (E3 y E4) Liu, P., Wang, L., Cao, C., Wang, R., Zhang, J., Zhang, B., ... & Elhai, J. D. (2014). Posteriormente, se desarrolló otro modelo conocido como el Modelo Externalizante, basado en la agrupación de los síntomas 15 y 16 (E1 y E2) en un factor independiente, formando también seis factores: reexperimentación (B1-B5), evitación (C1 y C2), alteraciones negativas (D1-D7), conducta externalizante (E1 y E2), activación ansiosa (E3 y E4) y activación disfórica (E5 y E6).

Finalmente, se propuso un modelo compuesto por siete factores, denominado Modelo Híbrido, que combina elementos del Modelo Externalizante y el Modelo de Activación Disfórica. Este modelo incluye: reexperimentación (B1-B5), evitación (C1 y C2), afecto negativo (D1-D4), anhedonia (D5-D7), conducta externalizante (E1 y E2), activación ansiosa (E3 y E4) y activación disfórica (E5 y E6) (Armour, Tsai, Durham, Charak, Biehn, Elhai y Pietrzak, 2015; Pietrzak, Tsai, Armour, Mota, Harpaz-Rotem y Southwick, 2015) Este modelo ha demostrado un ajuste adecuado a los datos en diversas poblaciones.

Tabla 1
Mapeo de ítems de cinco modelos de estructura factorial de TEPT

síntomas DSM 5		Modelo TEPT	Modelo DSM 5	Modelo Actv. Disforica	Modelo Externalizante	Modelo Híbrido
B1	Pensamientos intrusivos	T	I	I	R	R
B2	Pesadillas	T	I	I	R	R
B3	Flashbacks	T	I	I	R	R
B4	Reactividad emocional a señales	T	I	I	R	R
B5	Reactividad fisiologica a señales	T	I	I	R	R
C1	Evitacion de pensamientos	T	EV	EV	EV	EV
C2	Evitacion de recuerdos	T	EV	EV	EV	EV
D1	Amnesia relacionada con trauma	T	ANCA	AN	AN	AN
D2	Pensamientos Negativos	T	ANCA	AN	AN	AN
D3	Culpa o recriminacion de causas	T	ANCA	AN	AN	AN
D4	Estadio Emocional Negativo	T	ANCA	AN	AN	AN
D5	Perdida interes	T	ANCA	AH	AN	AH
D6	desapego con los demas	T	ANCA	AH	AN	AH
D7	Incapacidad expe emocion positiva	T	ANCA	AH	AN	AH
E1	Irritabilidad/Enojo	T	AAR	AD	CE	CE
E2	Conducta autodestructiva/ imprudente	T	AAR	AD	CE	CE
E3	hipervigilancia	T	AAR	AA	AA	AA
E4	Sobresalto exagerado	T	AAR	AA	AA	AA
E5	falta concentracion	T	AAR	AD	AD	AD
E6	Alteraciones de sueño	T	AAR	AD	AD	AD

Nota: T= TEPT, I=intrusiones, R=reexperimentación, EV= evitación, ANCA= Alteraciones Negativas Cogniciones y Estado animo, AAR= Alteraciones en Activación y Reactividad, AN= Afecto Negativo, AH= Anhedonia, AD= Activacion Disfórica, CE=Conducta Externalizante, AA= Activación Ansiosa

Sin embargo, aún persisten dudas sobre la pertinencia de esta aproximación multidimensional del TEPT utilizando el PCL-5. Desde un punto de vista psicométrico, se han señalado críticas importantes, como la existencia de factores con solo dos o tres indicadores, lo que podría violar supuestos clave del análisis y dificultar la estabilidad de los modelos. Además, la posible presencia de indicadores dobles simétricos podría inflar la correlación entre ellos, sobreestimando la carga factorial de ciertos factores y aislando indicadores menos correlacionados que, posiblemente, deberían formar parte del mismo constructo medido (Rasmussen, Verkuilen, Jayawickreme, Wu y McCluskey, 2019; Steinberg y Vujanovic, 2024).

Asimismo, se han planteado preocupaciones sobre la violación de los requisitos necesarios para un análisis factorial confirmatorio (AFC), como la relación adecuada entre el número de participantes y el número de parámetros a estimar, así como el tipo de estimador empleado. Esto depende de los supuestos de normalidad, normalidad multivariante y el nivel de medición de las variables utilizadas en estudios con formulaciones multidimensionales (Rasmussen, Verkuilen, Jayawickreme, Wu y McCluskey, 2019).

A pesar de las críticas, varios análisis comparativos para evaluar modelos multidimensionales del PCL-5 mediante Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) en población adolescente han mostrado un buen desempeño en los índices de bondad de ajuste para todos los modelos, con una ligera preferencia por los modelos unidimensionales (Fresno, Arias, Núñez, Spencer, Ramos, Espinoza, Bravo, Arriagada y Brunet, 2020). De hecho, un estudio reciente empleó métodos de Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) para evaluar la multidimensionalidad del PCL-5, encontrando evidencia que respalda la naturaleza unidimensional del constructo (Steinberg y Vujanovic, 2024). Sin embargo, como puede observarse, la discusión sobre la pertinencia de modelos multidimensionales o unidimensionales continúa abierta.

El presente estudio tiene como objetivo realizar un análisis factorial confirmatorio para evaluar la parsimonia de los cinco principales modelos del PLC-5 reportados:

1. El modelo unifactorial del TEPT.
2. El modelo de cuatro factores del DSM-5.
3. El modelo de Activación Disfórica, compuesto por seis factores.
4. El modelo Externalizante, también compuesto por seis factores.
5. El modelo Híbrido, integrado por siete factores.

Se empleará la versión para civiles del PCL-5 en una muestra de adolescentes colombianos expuestos a diversos tipos de adversidad.

Método

Participantes

Para el estudio, se seleccionaron por conveniencia 278 adolescentes varones con edades entre 14 y 17 años ($M=15,8$; $DE=0,72$) con alta exposición a adversidad. Los participantes provenían de dos instituciones del área metropolitana de Medellín, Colombia: 147 (52,88 %) de una institución para menores infractores y 131 (47,12 %) de una escuela pública.

En términos de escolaridad, todos cursaban entre 4.º y 11.º grado de secundaria, siendo el 52 % estudiantes de grado 10.º. La muestra, en general, pertenecía a estratos socioeconómicos medio y bajo: el 59,3 % de los participantes pertenecía a los estratos 1 y 2, mientras que el 32 % correspondía al estrato 3.

Para ser considerados elegibles en este estudio, los representantes legales de los participantes recibieron y comprendieron, en una explicación cara a cara, un formato de

consentimiento informado. Asimismo, se aseguró que cada participante completara y firmara el consentimiento de manera adecuada.

Dado que esta población presenta una alta prevalencia de adversidad, así como dificultades cognitivas y de lectoescritura, todos los participantes fueron evaluados en su nivel de desempeño mediante pruebas cognitivas. Los adolescente con puntuaciones de CI estimado mayores o iguales a 80 fueron incluidos en el estudio, mientras que aquellos con puntuaciones iguales o inferiores a 70 fueron excluidos. Los participantes con puntuaciones límite (entre 71 y 79) fueron retenidos para un análisis posterior, ya que su exclusión afectaría negativamente el tamaño de la muestra. Finalmente, se obtuvieron puntuaciones de CI entre 71 y 135 ($M=90,71$; $DE=14,6$).

Para abordar las dificultades de lectoescritura, las evaluaciones fueron realizadas de manera heteroaplicada y presencial por entrevistadores profesionales en Psicología, quienes contaban con entrenamiento previo en la aplicación de las escalas correspondientes.

Instrumentos

ETISR-SF

El Inventario de Trauma Temprano Autorreporte (ETISR-SF) es la versión corta del ETI-SR (Bremner, Bolus y Mayer, 2007), traducida al español y validada por Plaza, Torres, Martín-Santos, Gelabert, Imaz, Navarro, Bremner, Valdes y García-Esteve, 2011. Ha sido ampliamente utilizada y validada en diferentes idiomas y poblaciones expuestas a trauma (Hyman, García, Kemp, Mazure y Sinha, 2005; Jeon, Lee, Lee, Jeong, Gene, Kim, Lee y Jeon, 2012; Osório, Salum, Donadon, Forni-dos-Santos, Loureiro y Crippa, 2013). En Colombia, fue validada en una muestra de 2080 participantes, obteniendo excelentes resultados tanto en análisis factorial exploratorio (AFE) como en análisis factorial confirmatorio (AFC) (Vallejo-Medina, Pineda-Marín, Soler, Saaverdra-Roa y Ortega, 2021). Los índices reportados incluyen una consistencia interna (alfa ordinal) de 0,89 para la prueba total, un RMSEA de 0,036, un CFI de 0,956 y un TFI de 0,952, basados en el modelo original de cuatro factores.

La prueba consta de 27 ítems dicotómicos (sí/no) que evalúan la experiencia traumática en cuatro dimensiones: Trauma General, Abuso Físico, Abuso Emocional y Abuso Sexual. Se administra en un formato de auto aplicación. La suma de las respuestas “sí” (codificadas como 1) proporciona el número de eventos traumáticos experimentados por el participante. En este estudio, el evento traumático más severo fue tomado como criterio A para el análisis.

ASEBA-YSR

El Sistema de Evaluación Empíricamente Basada de Achenbach (ASEBA) es un sistema multireporte desarrollado a partir de investigaciones psicométricas con AFE y AFC (Achenbach y Rescorla, 2001). Este sistema busca construir una taxonomía de la psicopatología infantil coherente con la evidencia clínica y de investigación (Kotov, Kryeger, Watson, Achenbach, Robert, Bagby, Brown, Carpenter, Caspi, Eaton y Zimmerman, 2017).

Entre las herramientas del ASEBA se incluyen:

- Lista de Chequeo de Conducta Infantil (CBCL/6-18): reporte de padres.
- Autorreporte de Jóvenes (YSR/11-18): utilizado en este estudio.
- Reporte de Profesores (TRF/6-18): dirigido a docentes.

En este estudio se utilizó la versión en español del YSR/11-18, diseñada para jóvenes de 11 a 18 años. Esta herramienta evalúa 10 subescalas clínicas mediante 129 preguntas distribuidas de la siguiente manera:

- Una escala de funcionamiento social general (17 ítems).
- Tres subescalas de trastornos internalizantes (31 ítems).
- Dos subescalas de trastornos externalizantes (32 ítems).
- 32 ítems adicionales que evalúan otros trastornos no internalizantes ni externalizantes.
- Una subescala para otros trastornos clínicamente relevantes (17 ítems).

Validaciones en Colombia (Hewitt, Jaimes, Vera y Villa, 2012; Agudelo-Hernández, Vélez-Botero y Guapacha-Montoya, 2023) y otras poblaciones internacionales han demostrado un buen ajuste del modelo con índices de RMSEA entre 0,035 y 0,05, CFI entre 0,753 y 0,913, y TLI entre 0,841 y 0,952 (Ivanova, Achenbach, Rescorla, Dumenci, Almqvist, Bilenberg, Bird, Broberg, et al., 2007).

PCL-5

Para evaluar síntomas de trastorno por estrés postraumático (TEPT), se utilizó la Lista de Chequeo de Trastorno por Estrés Postraumático para el DSM-5 (PCL-5) (Blevins, Weathers, Davis, Witte y Domino, 2015). Esta herramienta consta de 20 reactivos que miden el nivel de molestia generado por cada síntoma en una escala Likert de 0 a 4, donde 0 corresponde a “ninguna molestia” y 4 a “molestia extrema”.

La PCL-5 ha mostrado altos niveles de consistencia interna y validez convergente con el CAPS-5 (Patrick, Ferrie, Petell, Hunter, Franklin y Raines, 2023) y un adecuado ajuste en AFC (Jenkins-Guarnieri, McEuin, Smolenski, Hosey, Macobin y Prins, 2023). Además, ha sido validada en múltiples idiomas y poblaciones (Miller-Graff, Guzman y Hare, 2023; Forkus, Raudales, Rafiuddin, Weiss, Messman y Contractor, 2022).

En este estudio, la PCL-5 fue aplicada de manera individual y heteroaplicada, tomando como referencia el evento más estresante identificado en el ETISR-SF.

Procedimiento

El estudio fue protocolizado y aprobado por el comité ético de la Universidad San Buenaventura de Medellín. Una vez obtenidos los permisos de cada institución, se contactó a los tutores, padres o representantes legales de los menores para presentar el proyecto. Se realizaron 32 reuniones virtuales con padres para obtener el consentimiento informado, el cual fue leído y firmado presencialmente. Los adolescentes también tuvieron la oportunidad de comprender la naturaleza del proyecto y expresar su asentimiento para participar.

La recolección de datos se realizó a través de una plataforma digital para minimizar errores de digitación. Las pruebas se aplicaron presencialmente en las instituciones participantes, con una duración promedio de una hora por cada adolescente. Psicólogos capacitados administraron los instrumentos siguiendo un orden estandarizado: ETISR-SF, PCL-5 y ASEBA-YRS.

Análisis Estadístico

El análisis se llevó a cabo con R y R-Studio (versión 4.3.2) utilizando la paquetería lavaan::cfa (Rosseel, 2012) para el análisis factorial confirmatorio (AFC). Dado que los datos eran ordinales y no cumplían con la normalidad, se utilizó la matriz de correlaciones policóricas para calcular los coeficientes alfa (Olsson, 1979).

Para el AFC, se emplearon los métodos de estimación de mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV, *Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted*) (Muthén, Toit, Du, y Spisic, 1997) y su equivalente, los mínimos cuadrados ponderados diagonales (DWLS, *Diagonal Weighted Least Squares*). Estos métodos son considerados mejores estimadores para variables ordinales con tamaños de muestra pequeños o moderados, ya que no requieren la asunción de normalidad multivariada (Flora y Curran, 2004) y presentan un mejor desempeño en la estimación de índices de bondad de ajuste (Beauducel y Herzberg, 2006; Rhemtulla, Brosseau-Liard y Savalei, 2012; Rojas, 2020).

Con el propósito de determinar la bondad de ajuste del modelo, se calcularon los índices X^2 , TLI, GFI, CFI, RMSEA y SRMR. Debido a la sensibilidad de X^2 al tamaño de la muestra, su valor fue interpretado con precaución (Bentler y Bonett, 1980). Se consideraron como criterios de bondad de ajustes índices absolutos (RMSEA, $SRMR \leq 0,05$) e índices incrementales (TLI, GFI y $CFI \geq 0,90$).

El cálculo de los coeficientes de correlación de Spearman se realizó utilizando el software JASP versión 0.18.3, que permite generar índices de magnitud del efecto e intervalos de confianza relevantes para el presente reporte. Para ser consideradas indicativas de relación, únicamente se incluyeron correlaciones cuya magnitud del efecto fue igual o superior a 0,3, independientemente del valor p de cada coeficiente.

Resultados

En relación con la experimentación traumática, el 88,2 % de los participantes presentó al menos una experiencia traumática ($M=9,19$; $DE=2,8$ eventos por persona). El 95,3 % reportó haber experimentado tres o más eventos, el 3,2 % indicó dos eventos, el 2,9 % uno, y solo el 1,8 % ($n=5$) manifestó no haber tenido experiencias adversas.

En términos de frecuencia de eventos traumáticos, el más reportado en la categoría de Trauma General fue ser testigo de la “muerte o daño físico de un padre” (50,7 %). En el caso de Abuso Físico, el evento más frecuente fue haber sido “golpeado a patadas” (69,8 %), mientras que, en Abuso Emocional, fue ser “tratado con frialdad e indiferencia” (45,3 %). En cuanto a Abuso Sexual, se observó una baja incidencia, siendo la experiencia de ser “tocado en partes íntimas” la más reportada (15,5 %).

Los resultados descriptivos para la PCL-5 se presentan en la tabla 2. La consistencia interna, medida mediante los coeficientes alfa ordinal y omega, fue buena para cada uno de los cuatro factores del modelo original del DSM-5 (0,85; 0,75; 0,85 y 0,82 respectivamente), con un alfa ordinal total de 0,933 y omega de 0,941. El factor *Evitación* (ítems C1 y C2) mostró un coeficiente de consistencia interna alfa ordinal moderado, afectado por el número de ítems ($a_{ord}=0,75$; $w=0,76$). Ningún ítem fue considerado irrelevante para la prueba, ya que las correlaciones ítem-total ($I-T_{cor}$) oscilaron entre 0,59 y 0,80.

Tabla 2

Descriptivos de los ítems PCL-5 según el modelo DSM-5, consistencia interna alfa ordinal y omega

FACTOR	Item	Mean	Std.Dev	Skew	Kurtosis	Shapiro-Wilk	p (Sh-W)	alpha ordinal	omega de McDonald	alpha /del item	omega /del item	r(poly)	r.cor	MSA
INTRUSIONES	PCL_B1	0,96	1,09	0,95	-0,06	0,81	<,001			0,79	0,79	0,77	0,76	0,94
	PCL_B2	0,68	1,03	1,54	1,60	0,70	<,001			0,80	0,80	0,76	0,75	0,93
	PCL_B3	0,64	0,95	1,35	0,75	0,70	<,001	0,84	0,84	0,81	0,81	0,72	0,71	0,95
	PCL_B4	0,92	1,13	1,06	0,11	0,78	<,001			0,80	0,81	0,81	0,80	0,96
	PCL_B5	0,64	1,01	1,47	1,13	0,68	<,001			0,83	0,83	0,74	0,72	0,95
EVITACION	PCL_C1	1,00	1,17	0,95	-0,19	0,80	<,001	0,75	0,76	0,64	NA	0,71	0,70	0,92
	PCL_C2	0,87	1,12	1,10	0,13	0,77	<,001			0,58	NA	0,65	0,63	0,91
ALTERACIONES NEGATIVAS EN COGNICIONES Y ESTADO DE ANIMO (ANCA)	PCL_D1	0,77	1,04	1,28	0,73	0,74	<,001			0,85	0,85	0,61	0,59	0,94
	PCL_D2	1,17	1,20	0,74	-0,52	0,84	<,001			0,82	0,82	0,70	0,68	0,93
	PCL_D3	0,94	1,20	1,15	0,29	0,77	<,001			0,82	0,82	0,76	0,75	0,96
	PCL_D4	0,97	1,14	1,17	0,54	0,79	<,001	0,85	0,85	0,82	0,82	0,76	0,75	0,94
	PCL_D5	1,34	1,28	0,54	-0,96	0,85	<,001			0,82	0,82	0,72	0,71	0,94
	PCL_D6	1,36	1,20	0,57	-0,68	0,87	<,001			0,82	0,82	0,72	0,71	0,94
	PCL_D7	0,84	1,15	1,28	0,61	0,74	<,001			0,83	0,83	0,72	0,71	0,94
ALTERACIONES EN ACTIVACIÓN Y REACTIVIDAD	PCL_E1	0,94	1,19	1,22	0,53	0,76	<,001			0,79	0,80	0,75	0,73	0,96
	PCL_E2	1,00	1,19	0,93	-0,25	0,80	<,001			0,80	0,81	0,68	0,66	0,95
	PCL_E3	1,12	1,25	0,85	-0,46	0,81	<,001	0,82	0,82	0,80	0,80	0,67	0,66	0,90
	PCL_E4	0,83	1,06	1,31	1,02	0,76	<,001			0,78	0,78	0,76	0,75	0,94
	PCL_E5	1,22	1,14	0,74	-0,31	0,86	<,001			0,80	0,81	0,65	0,63	0,93
	PCL_E6	1,32	1,38	0,59	-1,06	0,83	<,001			0,80	0,81	0,67	0,65	0,93
Normalidad Multivariada	HZ/H/E/W	pvalue	MVN											
Henze-Zirkler	3,49	0,00	NO											
Royston	1668,89	0,00	NO											
Doornik-Hansen	569,15	0,00	NO											
Shapiro-W	0,82	0,00	NO											

MVN= Normalidad Multivariada

En cuanto a la distribución de los factores, ninguno presentó ajuste a la normalidad ni se pudo determinar normalidad multivariada. Las matrices de correlaciones Policórica y de Spearman mostraron altos coeficientes de correlación entre los ítems de la prueba. Sin embargo, el ítem C2 (*evitación de recuerdos*, del factor *Evitación*) presentó una baja correlación con los ítems E5 ($r_{spr}=0,209$; $ES_F=0,212$) y E6 ($r_{spr}= 0,224$; $ES_F= 0,228$) del factor *Activación*. Por otro lado, el ítem C1 del factor *Evitación* mostró una correlación moderada con el ítem E5 ($r_{spr}=0,290$; $ES_F=0,299$) del factor *Activación*.

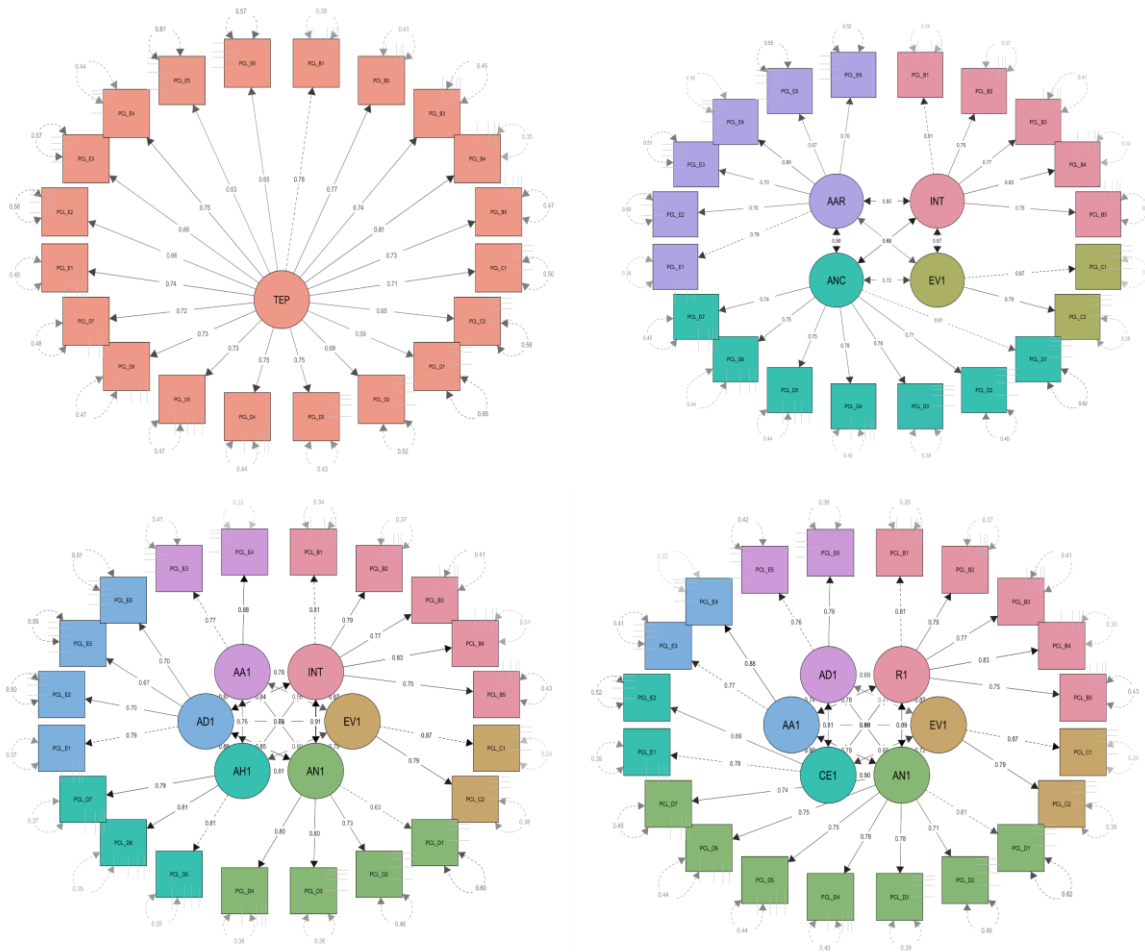
Análisis Factorial Confirmatorio

Con el propósito de evaluar el ajuste de cada uno de los cinco modelos planteados en el presente estudio, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) empleando como estimador los mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV) y, como matriz de correlación de entrada, la matriz de correlación policórica.

La figura 1 presenta los cuatro AFC iniciales: a) modelo TEPT unifactorial, b) modelo DSM-5 de cuatro factores, c) modelo de Activación Disfórica de seis factores, y d) modelo Externalizante de seis factores. En la tabla 3 se exponen los resultados correspondientes a los modelos TEPT unifactorial, DSM-5 y Activación Disfórica. En esta tabla se detallan los estimadores estandarizados de las cargas factoriales de cada ítem por cada factor, sus estadísticos de prueba, las medidas de consistencia interna de cada factor y los índices de bondad de ajuste de cada modelo.

Figura 1

Modelos conceptuales de AFC: a) TEPT unifactorial, b) DSM-5, c) Activación Disfórica, d) Externalizante



En el caso del modelo TEPT unifactorial, todos los ítems mostraron cargas moderadas y altas, siendo las más bajas las correspondientes a los ítems D1 (*amnesia relacionada con el trauma*, 0,594) y C2 (*evitación de recuerdos*, 0,649). Para el modelo DSM-5 de cuatro factores (ver figura 1 y tabla 3), todos los ítems presentaron cargas altas, excepto el ítem D1 (*amnesia relacionada con el trauma*), que tuvo una carga de 0,614.

El modelo de Activación Disfórica, compuesto por seis factores —a) Intrusiones (B1 a B5), b) Evitación (C1 y C2), c) Afecto Negativo (D1 a D4), d) Anhedonia (D5 a D7), e) Activación Disfórica (E1, E2, E5 y E6) y f) Activación Ansiosa (E3 y E4)— mostró en el AFC cargas factoriales moderadas y altas para todos los ítems en cada factor (ver tabla 3). No obstante, se observaron cargas ligeramente bajas en los ítems E5 (*falta de concentración*, 0,67) del factor Activación Disfórica y D1 (*amnesia relacionada con el trauma*, 0,63) del factor Afecto Negativo. En relación con los índices de consistencia interna por factor, el modelo obtuvo puntuaciones alfa ordinal y omega adecuados (entre 0,75 y 0,83).

Tabla 3
Estimadores estandarizados de cargas factoriales de cada ítem para los modelos TEPT unifactorial, DSM-5 y Activación Disfórica

Indicador	Modelo TEPT (1)						Modelo DSM-5 (4)						Modelo AC Disforico (6)													
	Factor	Estimate	z	p	alfa	or	ω	R²	Factor	Estimate	z	p	alfa	or	ω	R²	Factor	Estimate	z	p	alfa	or	ω	R²		
PCL_B1		0,784	27,25	0,000				0,61		0,810	28,72	0,000				0,66		0,810	28,71	0,000				0,66		
PCL_B2		0,768	23,81	0,000				0,59		0,792	24,89	0,000				0,63		0,793	24,92	0,000				0,63		
PCL_B3		0,742	22,03	0,000				0,55	INT	0,766	22,77	0,000	0,839	0,83		0,59	INT	0,766	22,74	0,000	0,839	0,83		0,59		
PCL_B4		0,805	31,44	0,000				0,65		0,834	32,48	0,000				0,70		0,833	32,53	0,000				0,69		
PCL_B5		0,728	19,15	0,000				0,53		0,753	19,13	0,000				0,57		0,754	19,22	0,000				0,57		
PCL_C1		0,71	20,60	0,000				0,51		0,872	26,59	0,000	0,754	0,76		0,76	EV	0,872	26,64	0,000	0,754	0,76		0,76		
PCL_C2		0,649	16,30	0,000				0,42		0,787	21,49	0,000				0,62		0,787	21,50	0,000				0,62		
PCL_D1		0,594	13,67	0,000				0,35		0,614	13,29	0,000				0,38		0,631	13,18	0,000				0,40		
PCL_D2		0,691	19,10	0,000				0,48		0,713	20,14	0,000				0,51	AN	0,734	20,96	0,000	0,757	0,76		0,54		
PCL_D3	TEPT	0,754	22,97	0,000	0,933	0,94		0,57		0,782	23,67	0,000				0,61		0,802	24,69	0,000				0,64		
PCL_D4			0,749	22,43			0,000		ANCA	0,56		0,776	23,20	0,000	0,845	0,85		0,60		0,798	24,13	0,000				0,64
PCL_D5			0,729	23,95			0,000			0,53		0,752	25,21	0,000				0,57		0,806	29,29	0,000				0,65
PCL_D6			0,726	23,24			0,000			0,53		0,749	24,00	0,000				0,56	AH	0,808	27,69	0,000	0,787	0,8		0,65
PCL_D7			0,718	19,52			0,000			0,52		0,742	20,07	0,000				0,55		0,795	22,04	0,000				0,63
PCL_E1			0,74	22,80			0,000			0,55		0,790	23,48	0,000				0,62		0,792	23,16	0,000				
PCL_E2		0,66	17,10	0,000			0,44		0,704	18,31	0,000				0,50		0,705	17,67	0,000					0,50		
PCL_E3		0,657	17,03	0,000			0,43		0,699	17,72	0,000	0,824	0,82		0,49	AD	0,672	16,69	0,000	0,75	0,75			0,45		
PCL_E4		0,748	22,65	0,000			0,56		0,801	24,15	0,000				0,64		0,697	18,05	0,000					0,49		
PCL_E5		0,628	15,78	0,000			0,39		0,671	16,25	0,000				0,45		AA	0,766	20,47	0,000	0,748	0,75		0,59		
PCL_E6		0,654	16,86	0,000			0,43		0,696	17,44	0,000				0,48		0,883	26,00	0,000					0,78		
<i>Modelo TEPT (1)</i>						<i>Modelo DSM-5 (4)</i>						<i>Modelo AC Disforico (6)</i>														
<i>chisq</i> 404,350						<i>chisq</i> 251,009						<i>chisq</i> 184,730														
<i>df</i> 170						<i>df</i> 164						<i>df</i> 155														
<i>p(chisq)</i> 0,000						<i>p(chisq)</i> 0,000						<i>pvalue(chis)</i> 0,052														
<i>RMSEA</i> 0,087						<i>RMSEA</i> 0,066						<i>RMSEA</i> 0,057														
<i>Li</i> 0,078						<i>Li</i> 0,057						<i>Li</i> 0,047														
<i>Ls</i> 0,095						<i>Ls</i> 0,076						<i>Ls</i> 0,067														
<i>p value</i> 0,000						<i>p value</i> 0,002						<i>p value</i> 0,115														
<i>SRMR</i> 0,069						<i>SRMR</i> 0,056						<i>SRMR</i> 0,049														
<i>CFI</i> 0,945						<i>CFI</i> 0,969						<i>CFI</i> 0,978														
<i>TLI</i> 0,939						<i>TLI</i> 0,964						<i>TLI</i> 0,973														
<i>GFI</i> 0,985						<i>GFI</i> 0,991						<i>GFI</i> 0,993														
<i>α total</i> 0,94						<i>α total</i> 0,94						<i>α total</i> 0,94														

Nota: SRMR= standardized root mean residual, GFI= goodness-fit index; RMSEA =Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; df = Degrees of freedom; Estimator=DWLS

El modelo Externalizante, también compuesto por seis factores —a) Reexperimentación (B1 a B5), b) Evitación (C1 y C2), c) Afecto Negativo (D1 a D7), d) Conducta Externalizante (E1 y E2), e) Activación Ansiosa (E3 y E4) y f) Activación Disfórica (E5 y E6)— presentó cargas factoriales moderadas y altas (ver tabla 4). Nuevamente, el ítem D1 del factor Afecto Negativo mostró la carga más baja (0,613; ver figura 1 y tabla 4).

Tabla 4

Estimadores estandarizados de cargas factoriales de cada ítem para cada factor de los modelos Externalizante y Modelo Híbrido

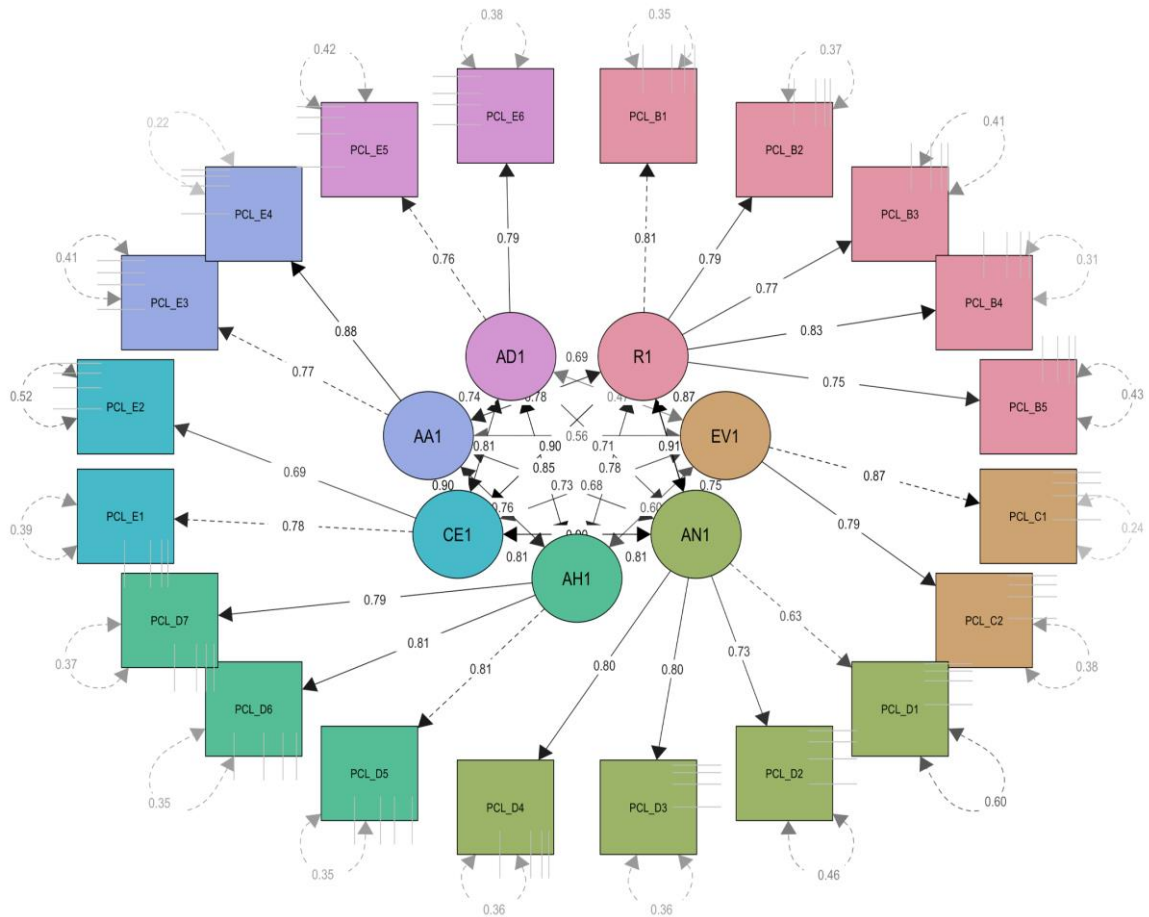
Indicator	Modelo Externalizante (6)						Modelo Híbrido (7)						
	Estimate	z	p	alfa ord	ω	R ²	Estimate	z	p	alfa ord	ω	R ²	
PCL_B1	0,809	28,78	0,000			0,66	INT	0,809	28,78	0,000		0,66	
PCL_B2	0,792	24,89	0,000			0,63		0,792	24,97	0,000		0,63	
PCL_B3	0,767	22,76	0,000	0,839	0,833	0,59		0,767	22,73	0,000	0,839	0,844	0,59
PCL_B4	0,834	32,50	0,000			0,70		0,833	32,48	0,000			0,69
PCL_B5	0,753	19,18	0,000			0,57		0,753	19,25	0,000			0,57
PCL_C1	0,872	26,61	0,000	0,754	0,759	0,76	EV	0,871	26,66	0,000	0,754	0,756	0,76
PCL_C2	0,788	21,54	0,000			0,62		0,788	21,55	0,000			0,62
PCL_D1	0,613	13,28	0,000			0,38	AN	0,632	13,18	0,000			0,40
PCL_D2	0,713	20,18	0,000			0,51		0,733	20,96	0,000	0,757	0,793	0,54
PCL_D3	0,782	23,66	0,000			0,61		0,802	24,72	0,000			0,64
PCL_D4	0,776	23,21	0,000	0,845	0,846	0,60		0,798	24,14	0,000			0,64
PCL_D5	0,752	25,23	0,000			0,57	AH	0,806	29,43	0,000			0,65
PCL_D6	0,750	23,98	0,000			0,56		0,808	27,74	0,000	0,787	0,796	0,65
PCL_D7	0,742	20,12	0,000			0,55		0,795	22,09	0,000			0,63
PCL_E1	0,780	19,35	0,000	0,62	0,624	0,61	CE	0,780	19,37	0,000	0,62	0,624	0,61
PCL_E2	0,695	16,27	0,000			0,48		0,695	16,27	0,000			0,48
PCL_E3	0,765	20,41	0,000	0,748	0,748	0,59	AA	0,765	20,44	0,000	0,748	0,748	0,59
PCL_E4	0,883	26,00	0,000			0,78		0,884	25,99	0,000			0,78
PCL_E5	0,765	20,22	0,000	0,702	0,712	0,59	AD	0,765	20,26	0,000	0,702	0,709	0,59
PCL_E6	0,791	21,66	0,000			0,63		0,790	21,74	0,000			0,63
<i>Modelo Externalizante (6)</i>						α total	ω total	<i>Modelo Híbrido (7)</i>				α total	ω total
<i>Fit Measures</i>	<i>chisq</i>	211,721		0,933	0,941	<i>chisq</i>	146,541		0,933	0,941			
	<i>df</i>	155				<i>df</i>	149						
	<i>pvalue(chisq)</i>	0,002				<i>pvalue(chis)</i>	0,542						
	<i>RMSEA</i>	0,063				<i>RMSEA</i>	0,050						
	<i>Li</i>	0,054				<i>Li</i>	0,039						
	<i>Ls</i>	0,073				<i>Ls</i>	0,060						
	<i>p value</i>	0,012				<i>p value</i>	0,494						
	<i>SRMR</i>	0,052				<i>SRMR</i>	0,045						
	<i>CFI</i>	0,973				<i>CFI</i>	0,984						
	<i>TLI</i>	0,967				<i>TLI</i>	0,980						
	<i>GFI</i>	0,992				<i>GFI</i>	0,995						

Nota: SRMR= standardized root mean residual, GFI= goodness-fit index; RMSEA =Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; df = Degrees of freedom; Estimador=DWLS

Por último, el modelo Híbrido, compuesto por siete factores: a) Reexperimentación (B1 a B5), b) Evitación (C1 y C2), c) Afecto Negativo (D1 a D4), d) Anhedonia (D5, D6 y D7), e) Comportamiento Externalizante (E1 y E2), f) Activación Ansiosa (E3 y E4) y g) Activación Disfórica (E5 y E6), presentó la mejor integración de los modelos precedentes, con cargas factoriales altas y moderadas, manteniéndose la carga más baja en el ítem D1, correspondiente, en este modelo, al factor Afecto Negativo (0,632). Igualmente, la consistencia interna en cada factor fue buena, estableciéndose el alfa ordinal entre 0,62 y 0,83 (ver figura 2 y tabla 4).

Figura 2

Modelo conceptual AFC para el modelo Híbrido



Evaluación de índices de ajuste

Con el propósito de identificar el modelo más parsimonioso de TEPT según PCL-5, se evaluaron varios índices de ajuste con base en el estimador WLSMV. En el caso de RMSEA, el modelo Híbrido obtuvo 0,0499 (IC 0,03-0,06), estando dentro del parámetro de valor aceptado, mientras que los demás modelos obtuvieron valores superiores a 0,05. En cuanto a los índices CFI, TLI y GFI, todos los modelos obtuvieron valores superiores a 0,9, destacando nuevamente el modelo Híbrido con los mejores índices de ajuste (0,984; 0,978 y 0,994, respectivamente) (ver tablas 3 y 4).

El análisis de bondad de ajuste del modelo mostró que solo dos modelos permitieron asumir la igualdad de las matrices de covarianzas: el modelo Disfórico ($p\text{-value}_{\chi^2}=0,051$) y el modelo Híbrido ($p\text{-value}_{\chi^2}=0,5416$). Sin embargo, a pesar de que ambos resultados presentaron $p\text{-values}_{\chi^2}>0,05$, el modelo Híbrido presentó un mejor valor de estimación más ajustado a la prueba de hipótesis. Los demás modelos obtuvieron χ^2 significativas ($p\text{-value}_{\chi^2}<0,05$), aceptándose la hipótesis alternativa (H_A) y, por tanto, no lográndose suponer ajuste de estos modelos al modelo teórico en cada caso.

Tabla 5

Análisis comparativo de modelos tomando como patrón de comparación el modelo DSM-5

modelo	chisq dif	df dif	pvalue
<i>Modelo TEPT (1)</i>	153,3408	6,0000	0,0000
<i>Modelo DSM-5 (4)</i>	NA	NA	NA
<i>Modelo AC Disforico (6)</i>	66,2794	9,0000	0,0000
<i>Modelo Externalizante (6)</i>	39,2880	9,0000	0,0000
<i>Modelo Hibrido (7)</i>	104,4683	15,0000	0,0000

Nota: Nodo= Modelo DSM 5 (4), chisq_dif= diferencia entre chisq Modelo y chisq Nodo, df_dif= diferencia grados de libertad Modelo y grados de libertad Nodo.

Como puede observarse en la tabla 5, se pudieron identificar diferencias significativas entre todos los modelos y el modelo de cuatro factores del DSM-5, siendo el modelo TEPT unifactorial el que presentó las diferencias más grandes ($X^2_{dif}=153,34$; $g_{dif}=6$), seguido del modelo Híbrido ($X^2_{dif}=104,47$; $g_{dif}=15$). Estos resultados permiten concluir que los modelos difieren de manera significativa del modelo DSM-5, y que, dados los índices de ajuste obtenidos, la recomendación es optar por el modelo Híbrido como estructura factorial teórica de TEPT.

Relaciones con otras medidas

De esta manera, y tomando como base la estructura factorial de mejor ajuste de siete factores (Modelo Híbrido), se procedió a analizar su asociación con cada uno de los factores que componen la escala ETISF-SR de experiencias traumáticas (ver tabla 6) y la escala ASEBA-YSR de trastornos clínicos en la adolescencia (ver tabla 7).

En relación con el ETISF-SR, las puntuaciones totales de la prueba correlacionaron positivamente y de manera significativa con cada uno de los factores del Modelo Híbrido de PCL-5 (PCL-5_{MH}). En el caso de las puntuaciones totales de PLC-5_{MH}, solo correlacionaron los factores Trauma general (ETI_G) y Abuso emocional (ETI_AE), siendo este último el único que mostró correlaciones con todos los factores de PCL-5_{MH}. Esto sugiere que, en esta población, el abuso emocional es un factor de riesgo clave para el desarrollo de TEPT.

Tabla 6

Correlación entre factores del Modelo Híbrido (PCL-5) y factores ETISF-SR

Spearman's Correlations						
Variable	Estat	ETI G	ETI AF	ETI AE	ETI ASX	ETI TTAL
Descriptivos	Mean	3.237	2.835	2.119	0,406	8.597
	Std. Deviation	2.101	1.586	1.763	0,982	4.702
	ETI Shapiro-Wilk	0,955	0,91	0,884	0,478	0,979
	P-Shapiro-Wilk	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
PCL_INT	Spearman's rho	0,366 ***	0,318 ***	0,518 ***	0,191 **	0,513 ***
	p-value	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
	Upper 95% CI	0,464	0,420	0,599	0,302	0,594
	Lower 95% CI	0,260	0,208	0,426	0,075	0,420
	Effect size (Fishe	0,384	0,329	0,574	0,194	0,566
PCL_EV	Spearman's rho	0,347 ***	0,260 ***	0,439 ***	0,113	0,430 ***
	p-value	0,000	0,000	0,000	0,060	0,000
	Upper 95% CI	0,447	0,366	0,530	0,228	0,521
	Lower 95% CI	0,239	0,147	0,339	-0,005	0,329
	Effect size (Fishe	0,362	0,266	0,471	0,114	0,460
PCL_AN	Spearman's rho	0,323 ***	0,337 ***	0,559 ***	0,250 ***	0,529 ***
	p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Upper 95% CI	0,425	0,437	0,635	0,358	0,609
	Lower 95% CI	0,214	0,229	0,473	0,137	0,438
	Effect size (Fishe	0,335	0,351	0,632	0,256	0,588
PCL_AH	Spearman's rho	0,342 ***	0,268 ***	0,474 ***	0,149 *	0,457 ***
	p-value	0,000	0,000	0,000	0,013	0,000
	Upper 95% CI	0,442	0,374	0,561	0,262	0,545
	Lower 95% CI	0,234	0,156	0,378	0,032	0,358
	Effect size (Fishe	0,356	0,275	0,516	0,150	0,493
PCL_CE	Spearman's rho	0,383 ***	0,345 ***	0,478 ***	0,152 *	0,505 ***
	p-value	0,000	0,000	0,000	0,011	0,000
	Upper 95% CI	0,479	0,445	0,564	0,265	0,588
	Lower 95% CI	0,278	0,237	0,382	0,035	0,412
	Effect size (Fishe	0,403	0,360	0,521	0,153	0,556
PCL_AA	Spearman's rho	0,305 ***	0,265 ***	0,378 ***	0,101	0,401 ***
	p-value	0,000	0,000	0,000	0,094	0,000
	Upper 95% CI	0,408	0,371	0,475	0,216	0,495
	Lower 95% CI	0,195	0,152	0,273	-0,017	0,297
	Effect size (Fishe	0,315	0,271	0,398	0,101	0,425
PCL_AD	Spearman's rho	0,270 ***	0,273 ***	0,421 ***	0,127 *	0,405 ***
	p-value	0,000	0,000	0,000	0,034	0,000
	Upper 95% CI	0,375	0,378	0,513	0,241	0,499
	Lower 95% CI	0,157	0,160	0,319	0,010	0,302
	Effect size (Fishe	0,276	0,280	0,448	0,128	0,430
PCL_TTAL	Spearman's rho	0,413 ***	0,363 ***	0,590 ***	0,195 **	0,579 ***
	p-value	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
	Upper 95% CI	0,506	0,461	0,662	0,306	0,652
	Lower 95% CI	0,310	0,256	0,508	0,080	0,495
	Effect size (Fishe	0,439	0,381	0,678	0,198	0,661

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

Por otra parte, al considerar la posible asociación entre dimensiones psicopatológicas en adolescentes evaluadas con el YSR y el PCL-5 (ver tabla 7), se evidenció que todas las dimensiones del YSR correlacionaron positivamente y de forma significativa con la puntuación total de PLC-5_{MH}, excepto la dimensión Conductas delictivas (YSR-7), que mostró una correlación moderada únicamente con el factor Conductas externalizantes (PCL-EC) ($Rho_{\text{sperman}}=0,397$). De hecho, las correlaciones de la dimensión Conductas delictivas (YSR-7) con el resto de los factores de PCL-5_{MH} fueron bajas.

Asimismo, el factor Evitación (PCL-EV) de PCL-5_{MH} presentó correlaciones bajas con todas las dimensiones del YSR, aunque mostró correlaciones moderadas con las dimensiones Quejas somáticas (YSR-3) ($Rho_{\text{sperman}}=0,343$) y Problemas de pensamiento (YSR-5) ($Rho_{\text{sperman}}=0,357$).

La existencia de correlaciones altas entre PCL-5_{MH} y las dimensiones Internalizantes ($Rho_{\text{spearman}}=0,629$) y Externalizantes ($Rho_{\text{spearman}}=0,470$) del YSR refuerza la evidencia de una alta comorbilidad entre TEPT y estos tipos de trastornos. Esto subraya la complejidad de delimitar el TEPT como una interfaz clínica que involucra tanto trastornos del espectro internalizante como externalizante.

Tabla 7
Correlaciones entre los factores del Modelo Híbrido (PCL-5) y factores YSR-ASEBA

Variable	Mean	SD	Sh-W	P	Spearman's Correlations								
					PCL INT	PCL EV	PCL AN	PCL AH	PCL CE	PCL AA	PCL AD	PCL TTAL	
ANSIEDAD/ DEPRESION	6,48	4,58	0,94	0,000	Spearman's rho	0,445 ***	0,278 ***	0,490 ***	0,425 ***	0,396 ***	0,435 ***	0,423 ***	0,516 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,478	0,285	0,536	0,453	0,419	0,466	0,451	0,571
AISLAMIENTO	6,04	3,24	0,98	0,000	Spearman's rho	0,407 ***	0,267 ***	0,456 ***	0,514 ***	0,388 ***	0,411 ***	0,534 ***	0,545 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,432	0,274	0,492	0,569	0,409	0,437	0,596	0,612
QUEJAS SOMATICAS	3,98	3,47	0,88	0,000	Spearman's rho	0,455 ***	0,343 ***	0,457 ***	0,442 ***	0,426 ***	0,411 ***	0,502 ***	0,552 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,491	0,357	0,494	0,475	0,455	0,437	0,552	0,621
PROBLEMAS SOCIALES	5,56	3,26	0,96	0,000	Spearman's rho	0,396 ***	0,226 ***	0,476 ***	0,432 ***	0,444 ***	0,401 ***	0,461 ***	0,515 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,419	0,230	0,518	0,463	0,477	0,425	0,498	0,570
PROBLEMAS PENSAMIENTO	7,05	4,32	0,96	0,000	Spearman's rho	0,468 ***	0,357 ***	0,502 ***	0,455 ***	0,479 ***	0,436 ***	0,498 ***	0,582 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,507	0,373	0,551	0,491	0,522	0,467	0,546	0,665
PROBLEMAS DE ATENCION	6,64	3,37	0,98	0,000	Spearman's rho	0,330 ***	0,189 **	0,377 ***	0,334 ***	0,334 ***	0,381 ***	0,506 ***	0,445 ***
					p-value	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,343	0,191	0,397	0,348	0,348	0,401	0,557	0,479
CONDUCTAS DELICTIVAS	8,58	5,36	0,95	0,000	Spearman's rho	0,298 ***	0,222 ***	0,264 ***	0,229 ***	0,397 ***	0,336 ***	0,264 ***	0,349 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,307	0,226	0,270	0,233	0,420	0,349	0,271	0,364
CONDUCTAS AGRESION	9,72	5,31	0,96	0,000	Spearman's rho	0,425 ***	0,279 ***	0,413 ***	0,340 ***	0,536 ***	0,411 ***	0,403 ***	0,508 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,454	0,287	0,439	0,354	0,598	0,437	0,428	0,560
YSR INTERNAL	16,50	9,45	0,96	0,000	Spearman's rho	0,505 ***	0,336 ***	0,547 ***	0,535 ***	0,470 ***	0,497 ***	0,577 ***	0,629 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,556	0,350	0,614	0,597	0,510	0,545	0,658	0,740
YSR EXTERNAL	18,30	9,79	0,96	0,000	Spearman's rho	0,400 ***	0,275 ***	0,369 ***	0,312 ***	0,513 ***	0,411 ***	0,364 ***	0,470 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,423	0,282	0,388	0,322	0,566	0,437	0,381	0,510
YSR_TOTAL	59,07	26,33	0,97	0,000	Spearman's rho	0,519 ***	0,346 ***	0,560 ***	0,512 ***	0,560 ***	0,535 ***	0,577 ***	0,653 ***
					p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
					Effect size (F)	0,575	0,361	0,633	0,566	0,633	0,598	0,657	0,780

*p < .05, **p < .01, ***p < .001

Discusión

Numerosos estudios han destacado la parsimonia del Modelo Híbrido de siete factores como la estructura factorial más adecuada para el PCL-5 (Armour, Tsai, Durham, Charak, Biehn, Elhai y Pietrzak, 2015; Pietrzak, Tsai, Armour, Mota, Harpaz-Rotem y Southwick, 2015) respaldan este modelo. Sin embargo, otros trabajos, como los de Blevins, Weathers, Davis, Witte y Domino (2015), han señalado que el modelo de Activación Disfórica podría tener mejor ajuste. En el presente estudio, se evidenció que el Modelo Híbrido no solo presentó los mejores índices de ajuste, sino también mayor parsimonia en comparación con las alternativas propuestas.

Una crítica recurrente en la literatura se centra en la dificultad de abordar la multidimensionalidad del PCL-5 (Steinberg y Vujanovic, 2024; Rasmussen, Verkuilen, Jayawickreme, Wu y McCluskey, 2019). Sin embargo, los hallazgos de este estudio sugieren que dichas discrepancias pueden estar más relacionadas con factores metodológicos que con la naturaleza intrínseca del constructo evaluado.

En relación con las consideraciones metodológicas y las limitaciones de los estimadores utilizados en escalas como el PCL-5, la mayoría de las investigaciones en análisis factorial confirmatorio (AFC) emplean estimadores de Máxima Verosimilitud (ML) o

Mínimos Cuadrados Ponderados (WLS). Sin embargo, estos métodos presentan varias limitaciones:

1. Exigencias de normalidad: ambos estimadores requieren normalidad univariada y multivariada en los datos, una condición que suele no cumplirse en escalas tipo Likert.
2. Sensibilidad a la naturaleza de los datos: estos métodos son altamente influenciados por el tamaño de la muestra y la distribución de las puntuaciones, lo que puede generar resultados inestables (Flora y Curran, 2004; Rhemtulla, Brosseau-Liard y Savalei, 2012).

El PCL-5 es una escala Likert de cinco niveles diseñada para diagnóstico clínico, lo que introduce desafíos particulares:

En población general: las respuestas tienden a sesgarse hacia puntuaciones bajas, lo que rompe con los supuestos de normalidad.

En muestras clínicas: es común encontrar valores extremos, que obligan a los investigadores a decidir entre incluir o excluir estos datos. Esta decisión tiene un impacto significativo en la estabilidad de los modelos estadísticos.

Incluso métodos más robustos, como el estimador MLR (Máxima Verosimilitud Robusta), son sensibles a valores extremos y distribuciones asimétricas, lo que puede introducir sesgos en la estimación de parámetros. En consecuencia, se optó por utilizar correlaciones policóricas y el estimado de Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos (WLSMV). Este enfoque es particularmente adecuado para: escalas con datos ordinales, como el PCL-5; situaciones donde los datos presentan asimetría o valores extremos; muestras del tamaño pequeño o moderado (entre 100 y 200 participantes) (Elhai y Palmieri, 2011).

El uso de estas técnicas permitió ajustar de manera más precisa los análisis a la naturaleza de los datos, superando las limitaciones asociadas a métodos tradicionales como ML o WLS. Esto refuerza la validez de los resultados obtenidos, destacando la relevancia del Modelo Híbrido en el análisis del TEPT.

En el presente estudio, el síntoma D1 mostró bajas cargas factoriales y varianzas explicadas en todos los modelos analizados. Esto podría deberse a que el síntoma “dificultad para recordar partes importantes de la experiencia estresante” sea poco prevalente en esta población y a que es una manifestación poco común del TEPT. Sin embargo, investigaciones previas han relacionado los trastornos de memoria con el TEPT (Moradi, Abdi, Fathi-Ashtiani, Dalgleish y Jobson, 2012). Se ha evidenciado que la sobregeneralización de memoria anecdótica es frecuente en víctimas de trauma con TEPT, pero no aquellas sin TEPT (Lorenzoni, Silva, Poletto, Kristensen y Gauer, 2014). Esto sugiere que la manifestación clínica de los síntomas no sigue un patrón lineal en el espectro traumático, especialmente en casos con puntuaciones subclínicas en el PCL-5.

La literatura indica que, en personas con TEPT, la pérdida parcial de memoria anecdótica puede ser una estrategia de evitación y disociación frente al malestar psicológico generado por el recuerdo traumático. Este síntoma parece estar más asociado con puntuaciones altas en reexperimentación-intrusión que con niveles bajos o moderados de este factor. Futuros

estudios deberían explorar la pertinencia del reactivo D1 o la incorporación de ítems que reflejen con mayor precisión esta fenomenología clínica.

Otro punto relevante es la diferenciación en la expresión de síntomas de TEPT entre adolescentes y adultos (Ferreira, Castro y Ferreira, 2022). Estudios en niños han destacado conceptos como la resiliencia y el TEPT de inicio demorado, mientras que investigaciones en adolescentes más jóvenes que nuestra muestra han identificado el modelo disfórico de cinco factores como el de mejor ajuste con el PCL (Armour, Mullerová y Elhai, 2016). En contraste, los resultados de este estudio muestran que los síntomas de TEPT se agrupan de manera similar en adolescentes mayores y en adultos, sin diferencias significativas en los patrones factoriales.

La alta correlación positiva del PCL-5 con trastornos internalizantes y externalizantes tiene implicaciones importantes para la validez discriminante de la prueba. Varios estudios han documentado la comorbilidad entre estos trastornos y el TEPT (Flood, Boyle, Calhoun, Dennis, Barefoot, Moore y Beckham, 2010; Brewin, Lanius, Novac, Schnyder y Galea, 2009). La multidimensionalidad aparente del PCL-5 podría ser una consecuencia de la inclusión de reactivos compartidos con estos trastornos (Steinberg y Vujanovic, 2024), o de la coexistencia de patologías duales relacionadas con la traumatización.

Asimismo, el formato de aplicación del instrumento puede influir en su desempeño. Mientras que la aplicación autoaplicada del PCL-5 puede generar diferencias en comparación con entrevistas diagnósticas como el CAPS-5 (Kramer, Whiteman, Petri, Spitzer y Weathers, 2023), en este estudio se utilizó un formato heteroaplicado, debido a las dificultades de lectoescritura de la muestra. Críticas previas al PCL-5 se centran en su uso inadecuado como herramienta diagnóstica (Bovin y Marx, 2023). Es fundamental distinguir entre el propósito de cribado y el de diagnóstico:

- Un instrumento de cribado, como el PCL-5, tiene alta sensibilidad y puede sobrestimar la presencia de TEPT, aumentando los falsos positivos.
- Los instrumentos diagnósticos presentan mayor especificidad, pero tienden a subestimar casos, incrementando los falsos negativos y la minimización de entidades comórbidas también.

Por lo tanto, se recomienda combinar instrumentos de cribado y diagnóstico en un proceso secuencial para minimizar los errores en la clasificación de casos. El propósito de este enfoque es distinguir verdaderos positivos de negativos. Para lograr un diagnóstico adecuado, es necesario aplicar primero un instrumento de cribado y, posteriormente, un instrumento diagnóstico solo a los casos positivos identificados en la primera etapa. De esta manera, se reduce la probabilidad de falsos positivos, tras haber filtrado previamente los falsos negativos.

El PCL-5, por su diseño, cumple la función clínica de un instrumento de cribado y no debe ser empleado como la única herramienta diagnóstica. Esta consideración destaca el significado del TEPT en relación con otros trastornos internalizantes y externalizantes, ya sea como condición previa en trayectorias psicopatológicas o como consecuencia de psicopatologías subclínicas que facilitan su aparición. No está claro aún si la comorbilidad identificada en diversos estudios es únicamente un artefacto metodológico o si refleja una relación más compleja entre estos trastornos.

Futuros estudios deberían abordar la función etiológica de las trayectorias de trauma en el desarrollo de trastornos internalizantes y externalizantes. También es relevante explorar

cómo estos trastornos subclínicos podrían incrementar la vulnerabilidad para la aparición de TEPT en individuos que experimentan adversidad.

Referencias

- Achenbach, T. M. y Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA School-Age Forms & Profiles*. University of Vermont, Research Center for Children, Youth, and Families.
- Agudelo-Hernández, F., Vélez-Botero, H. y Guapacha-Montoya, M. (2023). Propiedades psicométricas del Child Behavior Checklist 4-18 (CBCL/4-18) en una muestra semiurbana y rural de Caldas en el 2021. *Revista Médicas UIS*, 36(3), 145–162. <https://doi.org/10.18273/revmed.v36n3-2023014>
- Alejo E. G., Rueda, G., Ortega, M. y Orozco, L. C. (2007). Estudio epidemiológico del trastorno por estrés posttraumático en población desplazada por la violencia política en Colombia. *Universitas Psychologica*, 6(3), 623–635.
- Armour, C., Mullerová, J. y Elhai, J. D. (2016). A systematic literature review of PTSD's latent structure in the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: DSM-IV to DSM-5. *Clinical Psychology Review*, 44, 60–74. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2015.12.003>.
- Armour, C., Tsai, J., Durham, T. A., Charak, R., Biehn, T. L., Elhai, J. D. y Pietrzak, R. H. (2015). Dimensional structure of DSM-5 posttraumatic stress symptoms: Support for a hybrid anhedonia and externalizing behaviors model. *Journal of Psychiatric Research*, 61, 106–113. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2014.10.012>.
- Asmundson, G. J. G., Frombach, I., McQuaid, J., Pedrelli, P., Lenox, R. y Stein, M. B. (2000). Dimensionality of posttraumatic stress symptoms: A confirmatory factor analysis of DSM-IV symptom clusters and other symptom models. *Behaviour Research and Therapy*, 38(2), 203–214. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(99\)00061-3](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(99)00061-3).
- Asociación Americana de Psiquiatría. (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales: DSM-5* (5.a ed.). Asociación Americana de Psiquiatría.
- Beauducel, A. y Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling*, 13(2), 186–203. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1302_2.
- Bentler, P. M. y Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>.
- Blake, D. D., Weathers, F. W., Nagy, L. M., Kaloupek, D. G., Gusman, F. D. y Keane, T. M. (1995). The development of a clinician-administered PTSD Scale. *Journal of Traumatic Stress*, 8(1), 75–90. <https://doi.org/10.1007/BF02105408>.
- Blevins, C., Weathers, F. W., Davis, M. T., Witte, T. K. y Domino, J. L. (2015). The Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Development and Initial Psychometric Evaluation. *Journal Of Traumatic Stress*, 28(3), 489–498. <https://doi.org/10.1002/jts.22059>.
- Bovin, M. J. y Marx, B. P. (2023). The Problem With Overreliance on the PCL-5 as a Measure of PTSD Diagnostic Status. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 30(1), 122–125. <https://doi.org/10.1037/cps0000119>.
- Bremner, J. D., Bolus, R. y Mayer, E. A. (2007). Psychometric properties of the early trauma inventory-self report. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 195(3), 211–218. <https://doi.org/10.1097/01.nmd.0000243824.84651.6c>.
- Brewin, C. R., Lanius, R. A., Novac, A., Schnyder, U. y Galea, S. (2009). Reformulating PTSD for DSM-V: Life After Criterion A. *Journal Of Traumatic Stress*, 22(5), 366–373. <https://doi.org/10.1002/jts.20443>.
- Buckley, T. C., Blanchard, E. B. y Hickling, E. J. (1998). A confirmatory factor analysis of posttraumatic stress symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 36(11), 1091–1099. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(98\)00076-X](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(98)00076-X).
- Campo-Arias, A., Oviedo, H. C. y Herazo, E. (2014). Prevalencia de síntomas, posibles casos y trastornos mentales en víctimas del conflicto armado interno en situación de desplazamiento en Colombia: una revisión sistemática. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 43(4), 177–185. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2014.07.003>.
- Carvalho, T., da Motta, C. y Pinto-Gouveia, J. (2020). Portuguese version of the Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Comparison of latent models and other psychometric analyses. *Journal of Clinical Psychology*, 76(7), 1267–1282. <https://doi.org/10.1002/jclp.22930>.
- Contractor, A. A., Caldas, S. V., Dolan, M., Lagdon, S. y Armour, C. (2018). PTSD's factor structure and measurement invariance across subgroups with differing count of trauma types. *Psychiatry Research*,

- 264, 76–84. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.03.065>.
- Cox, K. S., Resnick, H. S. y Kilpatrick, D. G. (2014). Prevalence and correlates of posttrauma distorted beliefs: Evaluating DSM-5 PTSD expanded cognitive symptoms in a national sample. *Journal of Traumatic Stress*, 27(3), 299–306. <https://doi.org/10.1002/jts.21925>.
- Davidson, J., Smith, R. y Kudler, H. (1989). Validity and reliability of the DSM-III criteria for posttraumatic stress disorder. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 177(6), 336–341. <https://doi.org/10.1097/00005053-198906000-00003>.
- Elhai, J. D., Gray, M. J., Kashdan, T. B. y Franklin, C. L. (2005). Which instruments are most commonly used to assess traumatic event exposure and posttraumatic effects?: A survey of traumatic stress professionals. *Journal of Traumatic Stress*, 18(5), 541–545. <https://doi.org/10.1002/jts.20062>.
- Elhai, J. D. y Palmieri, P. A. (2011). The factor structure of posttraumatic stress disorder: A literature update, critique of methodology, and agenda for future research. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(6), 849–854. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2011.04.007>.
- Ferreira, F., Castro, D. y Ferreira, T. B. (2022). The modular structure of posttraumatic stress disorder in adolescents. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02538-1>.
- Flood, A. M., Boyle, S. H., Calhoun, P. S., Dennis, M. F., Barefoot, J. C., Moore, S. D. y Beckham, J. C. (2010). Prospective study of externalizing and internalizing subtypes of posttraumatic stress disorder and their relationship to mortality among Vietnam veterans. *Comprehensive Psychiatry*, 51(3), 236–242. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2009.08.002>.
- Flora, D. B. y Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466–491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>.
- Foa, E. B., Riggs, D. S., Dancu, C. V. y Rothbaum, B. O. (1993). Reliability and validity of a child-specific cross-cultural instrument for assessing posttraumatic stress disorder. *Journal of Traumatic Stress*, 6(4), 459–473. <https://doi.org/10.1007/BF00974317>.
- Forbes, D., Elhai, J. D. y Creamer, M. (2010). Internalizing and externalizing classes in posttraumatic stress disorder: A latent class analysis. *Journal of Traumatic Stress*, 23(3), 340–349. <https://doi.org/10.1002/jts.20526>.
- Forkus, S. R., Raudales, A. M., Rafiuddin, H. S., Weiss, N. H., Messman, B. A. y Contractor, A. A. (2022). The Posttraumatic Stress Disorder (PTSD) Checklist for DSM-5: A systematic review of existing psychometric evidence. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 30(1), 110–121. <https://doi.org/10.1037/cps0000111>.
- Fresno, A., Arias, V., Núñez, D., Spencer, R., Ramos, N., Espinoza, C., Bravo, P., Arriagada, J. y Brunet, A. (2020). Using exploratory structural equation modeling (ESEM) to examine the internal structure of posttraumatic stress disorder symptoms. *Spanish Journal of Psychology*, 23, 1–12. <https://doi.org/10.1017/SJP.2020.46>.
- Friedman, M. J. (2013). Finalizing PTSD in DSM-5: Getting here from there and where to go next. *Journal of Traumatic Stress*, 26, 548–556. <https://doi.org/10.1002/jts.21840>.
- González Marín, E. M., Montoya Otálvaro, J. A., Cadavid Buitrago, M. A., Gaviria Gómez, A. M., Vilella, E. y Gutiérrez-Zotes, A. (2023). Trastorno límite de la personalidad (TLP), experiencias adversas tempranas y sesgos cognitivos: una revisión sistemática. *Revista de Investigación e Innovación en Ciencias de La Salud*, 5(1), 273–293. <https://doi.org/10.46634/riics.174>.
- Hewitt, N., Jaimes, S., Vera, L. A. y Villa, M. C. (2012). Características psicométricas del cuestionario de comportamientos infantiles CBCL en niños y adolescentes colombianos. (*Trabajo de grado*). Facultad de Psicología, Universidad de San Buenaventura, Bogotá, Colombia.
- Hewitt Ramírez, N., Gantiva Díaz, C. A., Vera Maldonado, A., Cuervo Rodríguez, M. P., Nelly Liliam, H. O., Juárez, F. y Parada Baños, A. J. (2014). Afectaciones psicológicas de niños y adolescentes expuestos al conflicto armado en una zona rural de Colombia. *Acta Colombiana de Psicología*, 17(1), 79–89. <https://doi.org/10.14718/ACP.2014.17.1.9>.
- Hyman, S. M., Garcia, M., Kemp, K., Mazure, C. M. y Sinha, R. (2005). A gender specific psychometric analysis of the early trauma inventory short form in cocaine dependent adults. *Addictive Behaviors*, 30(4), 847–852. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2004.08.009>.
- Ivanova, M. Y., Achenbach, T. M., Rescorla, L. A., Dumenci, L., Almqvist, F., Bilenberg, N., Bird, H., Broberg, A. G., Dobrea, A., Döpfner, M., Erol, N., Forns, M., Hannedottir, H., Kanbayashi, Y., Lambert, M. C., Leung, P., Minaei, A., Mulatu, M. S., Novik, T., ... Verhulst, F. C. (2007). The generalizability of the youth self-report syndrome structure in 23 societies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75(5), 729–738. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.75.5.729>.
- Jenkins-Guarnieri, M., McEuin, C., Smolenski, D., Hosey, R., Macobin, B. y Prins, A. (2023). Factor structure and psychometric performance of the PCL-5 in a clinical sample of veterans seeking treatment in a VA

- PTSD outpatient clinic. *Psychological Assessment*, 35(4), 325–338. <https://doi.org/10.1037/pas0001208>.
- Jeon, J. R., Lee, E. H., Lee, S. W., Jeong, E. G., Kim, J. H., Lee, D., & Jeon, H. J. (2012). The early trauma inventory self report-short form: psychometric properties of the Korean version. *Psychiatry investigation*, 9(3), 229–235. <https://doi.org/10.4306/pi.2012.9.3.229>.
- Keane, T. M., Caddell, J. M. y Taylor, K. L. (1988). Mississippi Scale for Combat-Related Posttraumatic Stress Disorder: Three studies in reliability and validity. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(1), 85–90. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.1.85>
- Kotov, R., Kryeger, R. F., Watson, D., Achenbach, T. M., Robert, A., Bagby, R. M., Brown, T. A., Carpenter, W. T., Caspi, A., Eaton, N. R. y Zimmerman, M. (2017). The hierarchical taxonomy of psychopathology (HiTOP): A dimensional alternative to traditional nosologies. *Journal of Abnormal Psychology*, 126(4), 454–477. <https://doi.org/10.1037/abn0000258>.
- Kramer, L. B., Whiteman, S. E., Petri, J. M., Spitzer, E. G. y Weathers, F. W. (2023). Self-rated versus clinician-rated assessment of posttraumatic stress disorder: An evaluation of discrepancies between the PTSD checklist for DSM-5 and the clinician-administered PTSD scale for DSM-5. *Assessment*, 30(5), 1590–1605. <https://doi.org/10.1177/10731911221113571>.
- Laurel Franklin, C., Raines, A. M. y Hurlocker, M. C. (2019). No trauma, no problem: Symptoms of posttraumatic stress in the absence of a criterion stressor. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 41(1), 107–111. <https://doi.org/10.1007/s10862-018-9692-4>.
- Lee, D. J., Bovin, M. J., Weathers, F. W., Palmieri, P. A., Schnurr, P. P., Sloan, D. M., Keane, T. M. y Marx, B. P. (2019). Latent factor structure of DSM-5 posttraumatic stress disorder: Evaluation of method variance and construct validity of novel symptom clusters. *Psychological Assessment*, 31(1), 46–58. <https://doi.org/10.1037/pas0000642>.
- Lee, H., Kim, Y. y Terry, J. (2020). Adverse childhood experiences (ACEs) on mental disorders in young adulthood: Latent classes and community violence exposure. *Preventive Medicine*, 134. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2020.106039>.
- Liu, P., Wang, L., Cao, C., Wang, R., Zhang, J., Zhang, B., ... & Elhai, J. D. (2014). The underlying dimensions of DSM-5 posttraumatic stress disorder symptoms in an epidemiological sample of Chinese earthquake survivors. *Journal of Anxiety Disorders*, 28(4), 345–351. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2014.03.008>.
- Lorenzoni, P. L., Silva, T. L. G., Poletto, M. P., Kristensen, C. H., y Gauer, G. (2014). Autobiographical memory for stressful events, traumatic memory and posttraumatic stress disorder: A systematic review. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 32(3), 361–376. <https://doi.org/10.12804/apl32.03.2014.08>.
- Miller-Graff, L. E., Guzman, J. C. y Hare, T. (2023). Psychometric properties of the CES-D, PCL-5, and DERS in a Honduran adult sample. *Psychological Test Adaptation and Development*, 4(1), 300–309. <https://doi.org/10.1027/2698-1866/a000055>.
- Miller, M. W., Wolf, E. J. y Keane, T. M. (2014). Posttraumatic stress disorder in DSM-5: New criteria and controversies. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 21(3), 208–220. <https://doi.org/10.1111/cpsp.12070>.
- Ministerio de Salud y Protección Social, CDC, OIM y USAID. (2019). *Encuesta de violencia contra niños, niñas y adolescentes en Colombia 2018*. https://reliefweb.int/sites/reliefweb.int/files/resources/2020-3-17_Colombia-VACS-Final-Report-Spanish.pdf
- Moncaleano, C. y León-Rodríguez, D. A. (2023). Experiencias adversas en la niñez y cognición social en adolescentes de una escuela de Bogotá, Colombia. *Psykhé*, 33(1), 1–20. <https://doi.org/10.7764/psykhe.2020.38787>.
- Moradi, A. R., Abdi, A., Fathi-Ashtiani, A., Dalglish, T. y Jobson, L. (2012). Overgeneral autobiographical memory recollection in Iranian combat veterans with posttraumatic stress disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 50(6), 435–441. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2012.03.009>.
- Muthén, B. O., du Toit, S. H. C y Spisic, D. (1997). *Robust inference using weighted least squares and quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes*. https://www.statmodel.com/download/Article_075.pdf.
- Noriega, I., Trejos-Castillo, E., Chae, Y., Calderon-Delgado, L., Barrera-Valencia, M., Al-Khalil, K. y O'Boyle, M. W. (2021). Emotional memory processing in post-traumatic stress disorder affected Colombian youth. *International Journal of Psychology*, 56(3), 387–393. <https://doi.org/10.1002/ijop.12730>.
- Olsson, U. (1979). Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient. *Psychometrika*, 44(4), 443–460. <https://doi.org/10.1007/BF02296207>.
- Osório, F. L., Salum, G. A., Donadon, M. F., Forni-dos-Santos, L., Loureiro, S. R. y Crippa, J. A. S. (2013). Psychometrics properties of early trauma inventory self report - short form (ETISR-SR) for the Brazilian context. *PLoS ONE*, 8(10), 1–7. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0076337>.
- Patrick, G., Ferrie, M. L., Petell, J., Hunter, L. R., Franklin, C. L. y Raines, A. M. (2023). Psychometric properties of the PTSD checklist for DSM-5 in treatment-seeking Black veterans. *Psychological Trauma:*

- Theory, Research, Practice, and Policy*, 16(3), 400–406. <https://doi.org/10.1037/tra0001564>.
- Pietrzak, R. H., Tsai, J., Armour, C., Mota, N., Harpaz-Rotem, I. y Southwick, S. M. (2015). Functional significance of a novel 7-factor model of DSM-5 PTSD symptoms: Results from the National Health and Resilience in Veterans Study. *Journal of Affective Disorders*, 174, 522–526. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.12.007>.
- Pietrzak, R. H., Tsai, J., Harpaz-Rotem, I., Whealin, J. M. y Southwick, S. M. (2012). Support for a novel five-factor model of posttraumatic stress symptoms in three independent samples of Iraq/Afghanistan veterans: A confirmatory factor analytic study. *Journal of Psychiatric Research*, 46(3), 317–322. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2011.11.013>.
- Plaza, A., Torres, A., Martin-Santos, R., Gelabert, E., Imaz, M. L., Navarro, P., Bremner, J. D., Valdes, M. y Garcia-Esteve, L. (2011). Validation and test-retest reliability of early trauma inventory in Spanish postpartum women. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 199(4), 280–285. <https://doi.org/10.1097/NMD.0b013e31821245b9>.
- Ramírez, C. (2006). El impacto del maltrato en los niños y las niñas en Colombia. *Revista Infancia, Adolescencia y Familia*, 1(1), 281–301.
- Rasmussen, A., Verkuilen, J., Jayawickreme, N., Wu, Z. y McCluskey, S. T. (2019). When did posttraumatic stress disorder get so many factors? Confirmatory factor models since DSM–5. *Clinical Psychological Science*, 7(2), 234–248. <https://doi.org/10.1177/2167702618809370>.
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É. y Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354–373. <https://doi.org/10.1037/a0029315>.
- Richards, A., Ospina-Duque, J., Barrera-Valencia, M., Escobar-Rincón, J., Ardila-Gutiérrez, M., Metzler, T. y Marmar, C. (2011). Posttraumatic stress disorder, anxiety and depression symptoms, and psychosocial treatment needs in colombians internally displaced by armed conflict: A mixed-method evaluation. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 3(4), 384–393. <https://doi.org/10.1037/a0022257>.
- Rojas, L. (2020). Robustness of confirmatory factor analysis fit indices to outliers. *Revista de Matemática: Teoría y Aplicaciones*, 27(2), 383–404. <https://revistas.ucr.ac.cr/index.php/matematica/article/view/33677>.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–93. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>.
- Sattler, J. M. (2010). Guía de recursos evaluación infantil: fundamentos cognitivos Volumen I. (5.a ed.). Manual Moderno.
- Schinka, J. A., Brown, L. M., Borenstein, A. R. y Mortimer, J. A. (2007). Confirmatory factor analysis of the PTSD checklist in the elderly. *Journal of Traumatic Stress*, 20(3), 281–289. <https://doi.org/10.1002/jts.20202>.
- Simms, L. J., Watson, D. y Doebbeling, B. N. (2002). Confirmatory factor analyses of posttraumatic stress symptoms in deployed and nondeployed veterans of the Gulf War. *Journal of Abnormal Psychology*, 111(4), 637–647. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.111.4.637>.
- Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., Gibbon, M. y First, M. B. (1992). The Structured Clinical Interview for DSM-III-R (SCID): I: History, rationale, and description. *Archives of General Psychiatry*, 49(8), 624–629. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1992.01820080032005>.
- Steinberg, L. y Vujanovic, A. A. (2024). The appearance of multidimensionality: Exploring the case for unidimensionality of the PTSD Checklist for DSM-5 using a firefighter sample. *Psychological Assessment*, 36(3), 235–241. <https://doi.org/10.1037/pas0001300>.
- Stupar, D., Stevanovic, D., Vostanis, P., Atilola, O., Moreira, P., Dodig-Curkovic, K., Franic, T., Doric, A., Davidovic, N., Avicenna, M., Multazam, I. N., Nussbaum, L., Thabet, A. A., Ubalde, D., Petrov, P., Deljkovic, A., Monteiro, A. L., Ribas, A., Jovanovic, M., ... Knez, R. (2021). Posttraumatic stress disorder symptoms among trauma-exposed adolescents from low- and middle-income countries. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 15(1), 1–10. <https://doi.org/10.1186/s13034-021-00378-2>.
- Taylor, S., Koch, W. J., Kuch, K., Crockett, D. J. y Passey, G. (1998). The structure of posttraumatic stress symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 107(1), 154–160. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.107.1.154>.
- Vallejo-Medina, P., Pineda-Marín, C., Soler, F., Saaverdra-Roa, A. y Ortega, L. A. (2021). Validation of the Early Trauma Inventory Self Report-Short Form and trauma prevalence in Colombia. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice and Policy*, 13(5), 555–564. <https://doi.org/10.1037/tra0001008>.
- van Praag, D. L. G., Fardzadeh, H. E., Covic, A., Maas, A. I. R. y von Steinbüchel, N. (2020). Preliminary validation of the Dutch version of the posttraumatic stress disorder checklist for DSM-5 (PCL-5) after traumatic brain injury in a civilian population. *PLoS ONE*, 15(4), 1–17.

- <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0231857>
- Vásquez, C. J. A., Ticona, J. P. A., Lins-Kusterer, L. y Quarantini, L. C. (2021). Posttraumatic stress disorder in demobilized ex-combatants from illegal armed groups in Colombia: Cross-sectional study. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 15(2), 265–270. <https://doi.org/10.1037/tra0001168>.
- Wamser-Nanney, R., Walker, H. E. y Howell, K. H. (2023). Types of community violence exposure and clinical outcomes: Evidence of differing associations among emerging adults. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 15, S112–S119. <https://doi.org/10.1037/tra0001449>.
- Weathers, F. W., Litz, B. T., Herman, D. S., Huska, J. A. y Keane, T. M. (1993). The PTSD Checklist (PCL): Reliability, validity, and diagnostic utility. *Paper presented at the Annual Meeting of International Society for Traumatic Stress Studies, San Antonio, TX*.
- Wilkins, K. C., Lang, A. J. y Norman, S. B. (2011). Synthesis of the psychometric properties of the PTSD checklist (PCL) military, civilian, and specific versions. *Depression and Anxiety*, 28(7), 596–606. <https://doi.org/10.1002/da.20837>.
- Witte, T. K., Domino, J. L. y Weathers, F. W. (2015). Item order effects in the evaluation of posttraumatic stress disorder symptom structure. *Psychological Assessment*, 27(3), 852–864. <https://doi.org/10.1037/pas0000089>.
- Yufik, T. y Simms, L. J. (2010). A meta-analytic investigation of the structure of posttraumatic stress disorder symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 119(4), 764–776. <https://doi.org/10.1037/a0020981>.