

Original

Desarrollo de una versión breve de la PTSD Checklist (PCL) basada en la definición de trastorno de estrés postraumático de la CIE-11

Belén Reguera^a, Pedro Altungy^a, Beatriz Cobos Redondo^{a,b}, Roberto Navarro^a, Clara Gesteira^a, Rocío Fausor^a, Noelia Morán^a, María Paz García-Vera^a y Jesús Sanz^a

^a Universidad Complutense de Madrid

^b Asociación Víctimas del Terrorismo

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 28 de septiembre de 2020

Aceptado el 16 de junio de 2020

Online el 21 de junio de 2021

Palabras clave:

Trastorno de estrés postraumático

Fiabilidad

Validez

Versiones breves de test

R E S U M E N

Introducción y objetivos: El objetivo principal del presente estudio fue desarrollar, a partir de la Lista de Verificación del Trastorno de Estrés Postraumático (PCL), una medida de autoinforme de la sintomatología de estrés postraumático basada en los criterios sintomáticos de la CIE-11 para el trastorno de estrés postraumático (TEPT).

Material y métodos: Se seleccionaron siete ítems de la PCL para formar la PCL-CIE-11 y se analizaron sus propiedades psicométricas en una muestra de 634 víctimas del terrorismo a las que se aplicó la versión específica de la PCL (PCL-S) junto con una entrevista diagnóstica estructurada y medidas de depresión y ansiedad.

Resultados: La PCL-CIE-11 muestra una estructura unifactorial con buenos índices de ajuste que se replica en dos submuestras de víctimas creadas aleatoriamente a partir de la muestra global, y presenta índices excelentes o muy buenos de consistencia interna ($\alpha > .85$) y de validez diagnóstica para identificar el TEPT ($AUC > .90$ y $kappa \geq .75$). La escala también discrimina significativamente y con tamaños del efecto grandes ($d = 0.88 - 2.32$) entre víctimas con TEPT, víctimas con trastornos depresivos o de ansiedad y víctimas sin trastornos, presenta correlaciones significativas y grandes con medidas de depresión y ansiedad, dos constructos con los que el TEPT guarda una estrecha relación, y muestra una correlación muy elevada, de .95, con la PCL-S completa.

Conclusiones: La PCL-CIE-11 es una versión breve de la PCL-S que presenta buenas propiedades psicométricas y puede ser útil para evaluar la presencia y gravedad de la sintomatología del TEPT tanto desde la perspectiva del DSM como de la CIE-11.

Development of a short version of the PTSD (PCL) based on the ICD-11 definitions of posttraumatic stress disorder

A B S T R A C T

Introduction and objectives: The main objective of the present study was to develop, from the PTSD Checklist (PCL), a self-report measure of posttraumatic stress symptoms based on the ICD-11 symptomatic criteria for posttraumatic stress disorder (PTSD).

Material and methods: Seven PCL items were selected to develop the PCL-ICD-11, and its psychometric properties were analyzed in a sample of 634 victims of terrorism who completed the specific version of the PCL (PCL-S) along with a structured diagnostic interview and measures of depression and anxiety.

Results: The results indicate that the PCL-ICD-11 shows a unifactorial structure with good fit indices that is replicated in two subsamples of victims created randomly from the global sample. The PCL-ICD-11 shows excellent indices of internal consistency ($\alpha > .85$) and very good indices of diagnostic validity to identify PTSD ($AUC > .90$ and $kappa \geq .75$), discriminates significantly and with large effect sizes ($d = 0.88$

Keywords:

PSTD

Reliability

Validity

Short test forms

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: jsanz@psi.ucm.es (J. Sanz).

– 2.32) between victims with PTSD, victims with depressive or anxiety disorders and victims without disorders, presents significant and large correlations with measures of depression and anxiety, two constructs with which PTSD it is closely related, and shows a very high correlation of .95 with the complete PCL-S.

Conclusions: The PCL-ICD-11 is a short version of the PCL-S that has good psychometric properties and can be useful to assess the presence and severity of PTSD symptoms from both the DSM and ICD-11 perspectives..

Introducción

Una de las novedades más importantes que ha traído la reciente publicación de la undécima revisión de la *Clasificación internacional de enfermedades* (CIE-11) de la Organización Mundial de la Salud (OMS) en relación con los trastornos mentales, del comportamiento y del neurodesarrollo (OMS, 2018), ha sido la novedosa definición que propone del trastorno de estrés postraumático (TEPT) en comparación no solo con la anterior revisión de la CIE, la CIE-10 (OMS, 1994), sino, sobre todo, en comparación con la edición actual, la quinta, del *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales* de la *Asociación Americana de Psiquiatría* (APA) o *DSM-5* (APA, 2014) y con su edición inmediatamente anterior, la cuarta o *DSM-IV* (APA, 1995). Al contrario que el *DSM-5*, en el que se han aumentado los criterios sintomáticos del TEPT respecto al *DSM-IV* o la CIE-10, en la CIE-11 se ha reducido el número de criterios sintomáticos del TEPT respecto a la CIE-10 y, sobre todo, respecto al *DSM-5* y el *DSM-IV*.

En el *DSM-5*, los criterios sintomáticos han pasado de los 17 *DSM-IV* (cinco síntomas de reexperimentación, siete de evitación/embotamiento y cinco de hiperactivación) a 20 con la adición de los siguientes síntomas: estado emocional negativo persistente; percepción distorsionada persistente de culpa; comportamiento imprudente o autodestructivo, y creencias o expectativas negativas persistentes y exageradas sobre uno mismo, los demás y el mundo (estas últimas creencias y expectativas han sustituido a la sensación de un futuro desolador del *DSM-IV*) (APA, 2014).

En cambio, en la CIE-11 los criterios sintomáticos se han reducido a solo seis: 1) recuerdos vívidos intrusivos o *flashbacks* que hacen que la persona vuelva a experimentar el acontecimiento traumático en el presente y que suelen ir acompañados de emociones fuertes o abrumadoras, en particular, miedo u horror, y sensaciones físicas fuertes; 2) pesadillas sobre el acontecimiento traumático que suelen ir acompañadas de emociones fuertes o abrumadoras, en particular, miedo u horror, y sensaciones físicas fuertes; 3) evitación de pensamientos y recuerdos del acontecimiento traumático; 4) evitación de actividades, situaciones o personas que recuerden al acontecimiento traumático; 5) percepción persistente de una amenaza actual en forma de hipervigilancia, y 6) percepción persistente de una amenaza actual en forma de reacciones de sobresalto aumentadas ante estímulos como ruidos inesperados (OMS, 2018). Estos seis síntomas clave representan una estructura de tres factores del TEPT: reexperimentación (síntomas 1 y 2), evitación (síntomas 3 y 4) y percepción de amenaza (síntomas 5 y 6), de manera que, para el diagnóstico del TEPT, la CIE-11 propone que la persona debe presentar al menos un síntoma de cada uno de los tres factores.

Aunque los criterios diagnósticos de investigación de la CIE-10 para el TEPT proponían solo ocho criterios sintomáticos (reexperimentación, evitación, amnesia, dificultades para dormir, irritabilidad o ataques de ira, dificultades de concentración, hipervigilancia y respuesta de sobresalto exagerada; OMS, 1994) y, por tanto, la reducción en los criterios sintomáticos es mucho menor que en comparación al *DSM-IV* o el *DSM-5*, sus implicaciones pueden ser muy importantes para la investigación y la práctica clínica sea cual sea el sistema diagnóstico que se esté utilizando en estos dos ámbitos.

Los argumentos teóricos y empíricos que justifican este cambio copernicano en la concepción del TEPT por parte de la CIE-11 han

sido expuestos de forma detallada en varios trabajos previos (p. ej., Brewin et al., 2017; Maercker et al., 2013), pero cabría mencionar algunos de los argumentos que tienen que ver con el excesivo número de síntomas que definen el TEPT en el *DSM-IV* y en el *DSM-5* y la complejidad del algoritmo diagnóstico basado en dichos síntomas, ya que, por un lado, dificultan la labor diagnóstica de los clínicos y, por otro lado, pueden elevar de manera espuria la comorbilidad y la heterogeneidad de las personas que pueden sufrir el trastorno. Por ejemplo, teniendo en cuenta los 17 síntomas del *DSM-IV* y su algoritmo diagnóstico (la persona debe presentar 1 síntoma de los 5 síntomas de reexperimentación, 3 de los 7 síntomas de evitación/embotamiento y 2 de los 5 síntomas de hiperactivación), las personas pueden presentar 31 combinaciones posibles de los síntomas de reexperimentación, 99 de los síntomas de evitación/embotamiento y 26 de los síntomas de hiperactivación, resultando un total de 79 794 presentaciones distintas (Galatzer-Levy y Bryant, 2013). Lógicamente, la situación es mucho peor para el *DSM-5* y su algoritmo diagnóstico basado en 20 síntomas: 31 combinaciones posibles de los síntomas de reexperimentación, 3 de los síntomas de evitación, 120 de los síntomas cognitivos/emocionales y 57 de los síntomas de hiperactivación, resultando un total de 636 120 presentaciones distintas.

Más allá de esos argumentos teóricos y empíricos, en los últimos años se viene desarrollando una línea de investigación muy fructífera que trata de poner a prueba y comparar esas distintas definiciones diagnósticas del TEPT, especialmente la de la CIE-11 en comparación a las del *DSM-IV* y *DSM-5* (p. ej., Hyland et al., 2018; Wisco et al., 2017). A la espera del veredicto de esas investigaciones y, precisamente, para favorecer su desarrollo y la práctica clínica de sus implicaciones, parece necesario contar con instrumentos que midan los síntomas del TEPT de acuerdo con la definición propuesta por la CIE-11.

A la hora de disponer de esos instrumentos, una opción es crearlos *ex novo*, tal y como han hecho, por ejemplo, Cloitre et al. (2018) al desarrollar el Cuestionario Internacional sobre Estrés Postraumático o ITQ (International Trauma Questionnaire). Sin embargo, sobre la base de las semejanzas de los síntomas concretos de la definición de TEPT de la CIE-11 con los de las definiciones previas de la CIE-10, *DSM-IV* y *DSM-5*, otra opción es partir de alguno de los instrumentos ya creados para evaluar la sintomatología de estrés postraumático según esos sistemas de clasificación y que esté respaldado por una abundante literatura científica sobre su fiabilidad y validez y sobre su utilización con distintos objetivos aplicados y de investigación básica, ya que así se podría aprovechar toda esa literatura científica a la hora de su aplicación en la investigación y práctica clínica desde el prisma de la CIE-11.

Precisamente, esta opción es la que se ha seguido en el presente trabajo, cuyo objetivo principal es desarrollar un instrumento basado en la definición de TEPT de la CIE-11 a partir de la Lista de Verificación del Trastorno de Estrés Postraumático o PCL (PTSD Checklist; Weathers et al., 1993). La elección de este instrumento responde a cuatro razones principales. Primero, la PCL es una escala diseñada para evaluar la sintomatología de estrés postraumático según los criterios del *DSM-IV* para el TEPT y, por tanto, puede apresar los síntomas de la definición de la CIE-11. Segundo, la PCL presenta, en cualquiera de sus versiones (para militares o PCL-M, para civiles o PCL-C y específica o PCL-S), muy buenos índices de fiabilidad y va-

lidez (Blanchard et al., 1996; Keen et al., 2008; Ruggiero, Del Ben et al., 2003; Weathers et al., 1993; Wilkins et al., 2011). Tercero, la PCL es uno de los instrumentos más utilizados internacionalmente para la evaluación de la sintomatología de estrés postraumático y, entre los cuestionarios, escalas e inventarios de autoinforme, quizá el que más (McDonald y Calhoun, 2010). Por ejemplo, en una serie de búsquedas realizadas en la base de datos bibliográfica PsycINFO por Sanz y García-Vera (2018), se encontró que, entre 2000 y 2017, se habían publicado 3.184 estudios que habían utilizado la PCL, casi 400 estudios más que el segundo instrumento de autoinforme más utilizado y casi 2000 estudios más que el tercero. Cuarto, la adaptación española de la PCL, en concreto de su versión específica o PCL-S (Vázquez et al., 2006), presenta buenos índices de fiabilidad y validez (Reguera et al., 2014; Vázquez et al., 2006, 2008).

Por último, cabría señalar que la necesidad de desarrollar un instrumento para evaluar en población española la sintomatología de estrés postraumático de acuerdo con la definición de TEPT de la CIE-11 se ve refrendada por el hecho de que actualmente no se cuenta en España, que se sepa, con ningún instrumento de autoinforme desarrollado específicamente para ese fin, ya que, por ejemplo, la adaptación española del ITQ todavía no está finalizada y publicada (Fernández-Fillol et al., 2020).

En resumen, en el presente estudio se desarrollará una versión de la PCL-S basada en los criterios sintomáticos de la CIE-11, la PCL-CIE-11, y se analizarán sus propiedades psicométricas en cuanto a su estructura factorial, consistencia interna, validez de grupos contrastados, validez diagnóstica y validez nomológica. Para ello, se analizarán los resultados de la aplicación de la PCL-S a una muestra amplia de víctimas españolas del terrorismo y, en la medida que solo 7 de los 17 ítems de la PCL-S parecen medir los criterios sintomáticos de la CIE-11, la PCL-CIE-11 también derivará en una versión breve de la PCL-S que, de mostrar buenas propiedades psicométricas, podrá sustituir a la versión completa en aquellas investigaciones y aplicaciones prácticas que requieran un instrumento breve para evaluar la sintomatología de estrés postraumático desde la perspectiva del DSM-IV, instrumento que tendrá la ventaja adicional de poder también evaluar simultáneamente dicha sintomatología desde la perspectiva de la CIE-11.

Método

Participantes

En este estudio participaron 634 adultos víctimas del terrorismo asociadas a la Asociación Víctimas del Terrorismo (AVT) y residentes en las comunidades autónomas de Extremadura, Murcia, Valencia, La Rioja, Madrid, Castilla-La Mancha y Castilla y León, que habían sido reclutadas como parte de un proyecto de investigación más amplio sobre las consecuencias psicológicas del terrorismo y su tratamiento (Gesteira et al., 2018; Moreno et al., 2019).

En concreto, entre 2011 y 2016, se intentó contactar telefónicamente con una muestra inicial de 1704 personas víctimas del terrorismo que se correspondía con todos los miembros de la AVT residentes en Extremadura, Murcia, Valencia, Galicia y La Rioja y con parte de los residentes en Madrid, a los que se sumaron 17 asociados de Castilla-La Mancha y de Castilla y León que solicitaron ellos mismos participar en esta investigación y recibir ayuda psicológica. De esta muestra inicial, 634 personas realizaron tanto una entrevista telefónica como una posterior entrevista presencial durante la cual un psicólogo les aplicó la PCL-S y una entrevista diagnóstica estructurada, así como otros instrumentos de evaluación psicopatológica. Para los análisis psicométricos que se comentarán más adelante, esta muestra final de 634 víctimas

fue dividida aleatoriamente en dos submuestras de 317 víctimas cada una. Las características clínicas y sociodemográficas más importantes de la muestra final total y de las dos submuestras se recogen en la tabla 1.

Tabla 1.
Características sociodemográficas y clínicas de la muestra de participantes

Característica	Muestra total (N = 634)	Submuestra 1 (n = 317)	Submuestra 2 (n = 317)
Mujeres (%)	54.3	52.7	55.8
Edad media en años (DT)	49.15 (13.69)	49.46 (14.08)	48.83 (13.28)
Rango de edad en años	18 – 86	18 – 86	18 – 83
Estado civil (%)			
Casado/a o conviviendo con pareja	62.3	61.5	63.1
Soltero/a	18.5	18.6	18.3
Viudo/a	13.2	14.2	12.3
Separado/a o divorciado/a	6.0	5.7	6.4
Estudios (%)			
Ninguno	1.9	1.6	2.2
Primarios/EGB	22.6	23.7	21.5
Secundarios/Bachillerato/ESO	28.8	28.5	29.1
Formación Profesional	16.8	18.0	15.5
Universitarios	29.9	28.1	31.6
No trabaja en la actualidad (%)	53.3	52.2	54.4
Vinculación con el atentado (%)*			
Víctima directa	37.1	35.3	38.8
Familiar de fallecido en atentado	37.1	36.9	37.2
Familiar de herido en atentado	30.8	31.5	30.0
Tiempo medio en años desde el atentado (DT)	21.48 (9.92)	21.26 (9.95)	21.71 (9.90)
Rango del tiempo en años desde el atentado	5 – 51	5 – 51	6 – 40
Trastornos emocionales presentes (%)*			
TEPT	23.0	22.4	23.7
Trastorno depresivo	20.5	18.9	22.1
Trastorno de ansiedad	33.0	31.5	34.4
Cualquier trastorno emocional	44.8	41.3	48.3
T. depresivo o ansioso, pero sin TEPT	21.8	18.9	24.6
Ningún trastorno emocional	55.2	58.7	51.7

Nota. *Algunos participantes pueden pertenecer a varias categorías a la vez.

Variabes e instrumentos

Diagnóstico de TEPT y de trastornos de ansiedad y depresivos. Se aplicaron los módulos F (ansiedad y otros trastornos) y A (episodios afectivos) de la Entrevista Clínica Estructurada para los Trastornos del Eje I del DSM-IV, Versión Clínica (*Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I disorders, Clinician Version*, o SCID-I-VC; First, et al., 1997), en su traducción española (First et al., 1999).

Sintomatología de estrés postraumático. Se administró la PCL-S (Weathers et al., 1983) en su adaptación española (Vázquez et al., 2006) y con las instrucciones modificadas para evaluar los efectos de los atentados terroristas experimentados por las víctimas del presente estudio. La PCL-S está formada por 17 ítems creados para evaluar la presencia y gravedad de síntomas de estrés postraumático.

co y que cubren los síntomas de los criterios diagnósticos B (reexperimentación), C (evitación y embotamiento) y D (activación) del TEPT según el DSM-IV. Las instrucciones de la PCL-S piden a la persona evaluada que en cada uno de sus 17 ítems valore mediante escalas de tipo Likert de 5 puntos el grado en que tales síntomas le han afectado en el último mes, desde “nada en absoluto” (1) a “extremadamente” (5), de manera que la PCL-S proporciona una puntuación total en sintomatología de estrés postraumático de entre 17 y 85. Existe una abundante literatura empírica que indica que la PCL-S tiene índices adecuados de fiabilidad y validez en un amplio rango de poblaciones (Blanchard et al., 1996; Keen et al., 2008; Ruggiero et al., 2003; Weathers et al., 1993; Wilkins et al., 2011).

Sintomatología depresiva. Se aplicó el Inventario de Depresión de Beck-II (BDI-II; Beck et al., 1996), en su adaptación española (Beck et al., 2011). El BDI-II está formado por 21 grupos de afirmaciones o ítems creados para evaluar la presencia y gravedad de síntomas depresivos según el DSM-IV. Para cada ítem, la persona evaluada debe escoger la afirmación que mejor refleja su estado en las últimas dos semanas y que son valoradas de 0 a 3 según la gravedad que representan, de manera que el BDI-II proporciona una puntuación total en depresión con un rango de 0 a 63. Existe una abundante literatura empírica que indica que el BDI-II tiene índices adecuados de fiabilidad y validez en un amplio rango de poblaciones (Beck et al., 2011). La adaptación española ha mostrado también índices de fiabilidad y validez adecuados en muestras españolas de la población general y de pacientes con trastornos psicológicos (p. ej., $\alpha = .87 - .91$; Sanz y García-Vera, 2013). En la presente muestra de víctimas del terrorismo, el BDI-II obtuvo un coeficiente alfa de .94.

Tabla 2.

Ítems de la PCL-S que corresponden con los seis criterios sintomáticos del TEPT propuestos por la CIE-11 y que forman la PCL-CIE-11

Ítem de la PCL-S	Criterio sintomático del TEPT en la CIE-11
1. ¿Ha tenido recuerdos, pensamientos o imágenes dolorosas de esa experiencia?	1) Recuerdos vívidos intrusivos o <i>flashbacks</i>
2. ¿Ha tenido pesadillas repetidas de lo sucedido?	2) Pesadillas sobre el acontecimiento traumático
3. ¿Ha actuado o se ha sentido repentinamente como si la experiencia pasada estuviese ocurriendo de nuevo?	1) Recuerdos vívidos intrusivos o <i>flashbacks</i>
6. ¿Ha evitado pensar o hablar del atentado o ha evitado sentimientos relacionados con lo sucedido?	3) Evitación de pensamientos y recuerdos del acontecimiento traumático
7. ¿Ha evitado hacer ciertas actividades o estar en situaciones que le recordasen lo sucedido?	4) Evitación de actividades, situaciones o personas que recuerden al acontecimiento traumático
16. ¿Se ha sentido superalerta o en un estado de permanecer en guardia?	5) Percepción persistente de una amenaza actual en forma de hipervigilancia
17. ¿Se ha sentido inquieto o fácilmente sobresaltable?	6) Percepción persistente de una amenaza actual en forma de reacciones de sobresalto aumentadas

Sintomatología de ansiedad. Se utilizó el Inventario de Ansiedad de Beck (BAI; Beck et al., 1988), en su adaptación española (Beck y Steer, 2011). El BAI está formado por 21 ítems creados para evaluar la presencia y gravedad de síntomas de ansiedad. En cada uno de los 21 ítems la persona evaluada debe valorar en escalas de tipo Likert de 4 puntos, el grado en que tales síntomas le han molestado en la última semana, desde nada (0) a grave (3), de manera que el BAI proporciona una puntuación total en ansiedad entre 0

y 63. Existe una abundante literatura empírica que indica que el BAI tiene índices adecuados de fiabilidad y validez en un amplio rango de poblaciones (Beck y Steer, 2011). La adaptación española ha mostrado también índices de fiabilidad y validez adecuados en muestras españolas de la población general y de pacientes con trastornos psicológicos (p. ej., $\alpha = .88 - .92$; Sanz et al., 2012). En la presente muestra de víctimas del terrorismo, el BAI obtuvo un coeficiente alfa de .95.

Procedimiento

Durante la entrevista presencial, todos los participantes fueron evaluados de forma individual por psicólogos debidamente entrenados en la realización de evaluaciones y tratamientos psicológicos con víctimas de terrorismo mediante la impartición de un diploma de formación continua, la observación de entrevistas y la realización de sesiones clínicas semanales.

Tras obtener su consentimiento informado por escrito, durante esa sesión presencial de evaluación individual se administró a todos los participantes los siguientes instrumentos en el orden aquí citado: una entrevista semiestructurada creada *ad hoc* para recoger datos sobre las características sociodemográficas y clínicas de las víctimas y sobre las características de los atentados y sus consecuencias, la SCID-I-VC, el BDI-II, el BAI y la PCL-S.

Análisis estadísticos

Para el desarrollo de la PCL-CIE-11 se analizaron los datos de los ítems de la PCL-S que parecen medir los criterios sintomáticos del TEPT en la CIE-11. En concreto, la correspondencia entre los ítems de la PCL-S y dichos criterios sería la que se recoge en la tabla 2.

Salvo que se indique lo contrario, todos los análisis estadísticos se realizaron con el programa SPSS, v. 25. Para el análisis de las propiedades psicométricas de la PCL-CIE-11, se realizó, en primer lugar, un análisis factorial sobre las puntuaciones en sus ítems de una primera submuestra obtenida aleatoriamente mediante el SPSS del 50% de los casos de la muestra total, quedando una segunda submuestra con los casos restantes para la validación cruzada. Este análisis factorial siguió las recomendaciones propuestas por Lloret-Segura et al. (2014) y Martínez Arias et al. (2014). Así, puesto que 5 de los 7 ítems de la PCL-CIE-11 (71.4% de sus ítems) presentaban, en esta primera submuestra, valores de curtosis, de asimetría o de ambos estadísticos mayores en valor absoluto del rango de valores que se consideran indicativos de una distribución normal de las puntuaciones (± 1), el análisis factorial se realizó sobre la matriz de correlaciones policóricas en lugar de sobre la matriz de correlaciones de Pearson, ya que la primera reproduce mejor el modelo de medida que la segunda cuando un porcentaje elevado de ítems incumplen el supuesto de normalidad (Lloret-Segura et al., 2014).

Este análisis factorial sobre la matriz de correlaciones policóricas se realizó con el programa FACTOR, v. 10.10.03 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006), tras calcular previamente, con dicho programa, el test de esfericidad de Barlett y el test de Kaiser-Meyer-Olkin (test KMO) para analizar la adecuación de los datos a dicho análisis.

Para identificar el número de factores a retener se utilizaron los resultados de los siguientes índices o métodos: el *scree test* o gráfico de sedimentación de Cattell, el método de Hull (Lorenzo-Seva et al., 2011), el test de la correlación parcial media mínima o MAP de Velicer (1976), el análisis paralelo clásico de Horn (1965) y el análisis paralelo óptimo de Timmerman y Lorenzo-Seva (2011).

Dado que estos métodos recomendaban de manera unánime la extracción de un único factor, se extrajo dicho factor con el método

de extracción de factores de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), ya que el mismo no asume el supuesto de distribución normal multivariante de los datos y, como se ha comentado antes, las distribuciones de las puntuaciones del 71.4% de los ítems de la PCL-CIE-11 en la primera submuestra no se ajustaban a una distribución normal.

Para examinar el ajuste de los datos a la solución unifactorial, se calcularon, con el programa FACTOR, los nueve índices que se enumeran a continuación (con los correspondientes criterios para considerar un ajuste adecuado) (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2018; Hooper et al., 2008; West et al., 2012): 1) cociente de chi-cuadrado por grados de libertad o χ^2/df (≤ 5); 2) índice de bondad de ajuste o GFI ($\geq .95$); 3) índice de ajuste comparativo de Bentler o CFI ($\geq .95$); 4) índice de ajuste no normalizado o NNFI o TLI ($\geq .95$); 5) raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación o RMSEA ($\leq .08$); 6) raíz media cuadrática residual ponderada o WRMR ($< .90$); el índice de congruencia unidimensional o UniCo ($> .95$); el porcentaje de varianza común explicada o ECV ($> .85$), y la media de las saturaciones absolutas residuales de los ítems o MIREAL ($< .30$).

La estructura factorial de la PCL-CIE-11 fue validada mediante un análisis factorial realizado sobre la submuestra de replicación (submuestra 2) con los mismos procedimientos y criterios que el anterior, y, para cuantificar el grado de convergencia entre las soluciones factoriales obtenidas en las dos submuestras, se calcularon dos índices: el coeficiente de congruencia factorial *C* de Tucker y el coeficiente de correlación de Pearson. El rango de valores de *C* varía entre -1 y 1, indicando el valor cero la falta de acuerdo. Lorenzo-Seva y ten Berge (2006), han propuesto que valores de *C* entre .85 y .94 indicarían una semejanza razonable y valores iguales o mayores de .95 indicarían que las dos soluciones factoriales son virtualmente idénticas. Para el coeficiente de correlación, Cliff (1966) propuso una correlación mínima de .75 para afirmar que dos factores tienen una interpretación similar.

Para examinar la consistencia interna de la PCL-CIE-11, se calculó, en cada submuestra, el coeficiente alfa de Cronbach de la escala y los intervalos de confianza al 95% de dichos coeficientes para así poder compararlos entre ellos y con el coeficiente alfa obtenida con la versión completa de la PCL-S. Además, se calcularon los índices de fiabilidad de los ítems de la PCL-CIE-11 obteniendo en cada muestra las correlaciones corregidas ítem-total.

Finalmente, para la muestra total, se calcularon, en primer lugar, estadísticos de tendencia central (media, mediana y moda), de dispersión (desviación típica) y de distribución (asimetría y curtosis) de las puntuaciones totales de la PCL-CIE-11.

En segundo lugar, para examinar si la escala podía discriminar entre víctimas con TEPT, víctimas con otros trastornos emocionales (trastornos depresivos o de ansiedad) y víctimas sin ningún trastorno (validez de grupos contrastados), se realizaron análisis de covarianza (ANCOVA) sobre la puntuación total en la PCL-CIE-11 y en los que se incluyó, como covariables a controlar, el sexo y la edad, y, como factor intersujetos, el grupo clínico con tres niveles: TEPT ($n = 146$), otros trastornos emocionales ($n = 138$) y ningún trastorno ($n = 350$). En el caso de que el grupo clínico mostrase un efecto estadísticamente significativo, se realizaron posteriormente pruebas de Bonferroni para comparar dos a dos los tres grupos clínicos.

En tercer lugar, para examinar la validez diagnóstica de la PCL-CIE-11 se llevó a cabo un análisis de su curva ROC para identificar a las víctimas que tenían un diagnóstico de TEPT ($n = 146$) frente a las que no tenían ningún diagnóstico de trastorno emocional ($n = 350$). Una medida útil del rendimiento diagnóstico de un instrumento es el área bajo la curva ROC o AUC (Streiner y Cairney, 2007; Swets, 1988), que varía desde .5 para un rendimiento al azar que representaría una curva ROC coincidente con la diagonal, hasta 1 para una curva ROC con una precisión diagnóstica perfecta. Para comparar

el rendimiento de la PCL-CIE-11 frente a la versión completa de la PCL-S, se calcularon las AUC de ambas versiones y, para su comparación, se calcularon sus intervalos de confianza al 95%. Las AUC obtenidas fueron valoradas según los criterios convencionales: .50 - .70 indicaría una precisión diagnóstica baja; .70 - .90, moderada, y mayor de .90, alta (Streiner y Cairney, 2007; Swets, 1988).

Finalmente, para examinar la validez nomológica de la PCL-CIE-11, se calcularon las correlaciones de sus puntuaciones totales las puntuaciones totales del BDI-II y del BAI, ya que, dada la relación que existe entre los constructos de TEPT, depresión y ansiedad, se esperarían correlaciones estadísticamente significativas y grandes ($> .50$, según los criterios convencionales de Cohen, 1988).

Resultados

Estructura factorial

Tanto con los datos de la submuestra 1 como con los de la submuestra 2, los resultados tanto del test de esfericidad de Bartlett (1864.3 y 1814.3, respectivamente, ambos con $p < .0001$) como del test KMO (.887 y .823, respectivamente, ambos considerados buenos según los criterios convencionales) indicaban que ambas matrices de correlaciones policóricas eran adecuadas para ser sometidas a un análisis factorial.

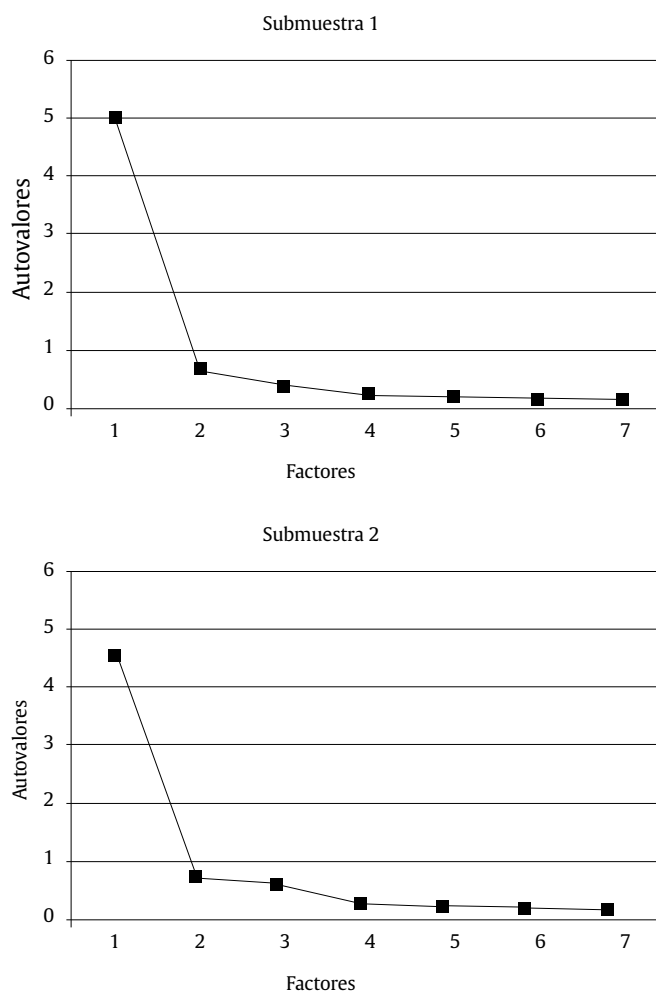


Figura 1. Gráficos de sedimentación de la PCL-CIE-11 en las dos submuestras de víctimas del terrorismo.

Los resultados de los gráficos de sedimentación (figura 1) así como los resultados de los otros cuatro procedimientos utilizados para determinar el número de factores a extraer (tabla 3) señalaban de manera unánime que, para las matrices de correlaciones policóricas de ambas submuestras, la mejor solución era una solución unifactorial, la cual explicaba un 72.1% de varianza en la submuestra 1 y un 68% de varianza en la submuestra 2.

Tabla 3.

Resumen de los resultados de los análisis factoriales sobre la PCL-CIE-11

Resultado	Submuestra 1 n = 317	Submuestra 2 n = 317
Nº de factores a extraer recomendados:		
Gráfico de sedimentación de Cattell	1	1
Análisis paralelo optimizado	1	1
Análisis paralelo clásico de Horn	1	1
Método de Hull	1	1
MAP de Velicer	1	1
% varianza explicada de la solución unifactorial	72.1%	68%
Índices de ajuste de la solución unifactorial:		
χ^2 / grados de libertad	4.98*	6.67
Índice de bondad de ajuste: GFI (IC al 95%)	.993* (.988 - .997)	.985* (.975 - .993)
Índice de ajuste comparativo: CFI (IC al 95%)	.982* (.963 - 0.994)	.970* (.945 - .989)
Índice de ajuste no normalizado: NNFI o TLI (IC al 95%)	.972* (.945 - .991)	.955* (.917 - .983)
Error de aproximación cuadrático medio: RMSEA (IC al 95%)	0.112 (0.0499 - 0.1478)	0.134 (0.0882 - .1700)
Raíz media cuadrática residual ponderada: WRMR (IC al 95%)	0.089* (0.057 - 0.117)	0.130* (0.089 - 0.161)
Congruencia unidimensional: UniCo (IC al 95%)	.987* (.970 - .995)	.991* (.988 - .996)
Varianza común explicada: ECV (IC al 95%)	.903* (.876 - .933)	.882* (.855 - .921)
Media de las saturaciones absolutas residuales de los ítems: MIREAL (IC al 95%)	0.231* (0.182 - 0.261)	0.289* (0.240 - 0.346)

Nota. MAP = test de la correlación parcial media mínima. IC = intervalo de confianza. Análisis factorial realizado con el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS). *Índices aceptables o buenos según los criterios convencionales: χ^2 / gl < 5; GFI, CFI y NNFI > .95; RMSEA ≤ .80; WRMR < .90; UniCo > .95; ECV > .85; MIREAL < .30.

De hecho, tanto en la submuestra 1 como en la submuestra 2, cinco de los seis índices de bondad de ajuste de la solución unifactorial (GFI, CFI, NNFI, WRMR y χ^2 /gl, aunque este último solo en la submuestra 1) y los tres índices de unidimensionalidad (UniCo, ECV y MIREAL) obtuvieron todos ellos valores que indicaban que la solución unifactorial mostraba un ajuste aceptable o bueno (tabla 3).

Tabla 4.

Matriz de pesos factoriales en la solución unifactorial de la PCL-CIE-11

Ítem	Submuestra 1 n = 317	Submuestra 2 n = 317
1. Pensamientos intrusivos	0.812	0.786
2. Pesadillas	0.834	0.825
3. Reviviscencia	0.823	0.803
6. Evitación de pensamientos	0.709	0.691
7. Evitación de recordatorios	0.847	0.804
16. Hipervigilancia	0.860	0.797
17. Respuesta exagerada de sobresalto	0.856	0.833

De forma consistente, y tal y como puede observarse en la tabla 4, la matriz de pesos factoriales de los ítems de la PCL-CIE-11 en la solución unifactorial obtenida en la submuestra 1 revelaba que todos los ítems mostraban pesos o saturaciones factoriales en el rango de .70 - .80. De manera similar, la matriz de pesos factoriales de los ítems de la PCL-CIE-11 en la solución unifactorial obtenida en la submuestra 2 también revelaba que prácticamente todos sus ítems mostraban saturaciones factoriales en el rango de .70 - .80, con la excepción del ítem 6 que, no obstante, mostraba una saturación muy elevada de .691 (tabla 4).

En resumen, los resultados de los análisis factoriales indicaban que la estructura factorial de la PCL-CIE-11 tanto en la submuestra 1 como en la submuestra 2 es unifactorial y prácticamente la misma, ya que, además, tanto el valor del coeficientes de congruencia entre las dos soluciones factoriales (C de Tucker = .999) como el coeficiente de correlación entre las dos matrices de pesos factoriales ($r = .937$) superaron en todos los casos los estándares de .95 y .75, respectivamente, que indican que las dos soluciones factoriales son virtualmente idénticas.

Consistencia interna

El hallazgo de una estructura factorial de un solo factor en ambas submuestras confirma la propuesta de la PCL-CIE-11 de ofrecer una puntuación total de sintomatología de estrés postraumático y fundamenta la necesidad de examinar la fiabilidad de dicha puntuación total. Los análisis de consistencia interna revelaron un coeficiente alfa de .893 (IC al 95% = .874 - .910) para la submuestra 1 y de .875 (IC al 95% = .853 - .895) para la submuestra 2, valores que, según los criterios convencionales, indican que la consistencia interna de las puntuaciones de la PCL-CIE-11 es excelente ($\geq .85$; Prieto y Muñiz, 2000). Además, dado que los intervalos de confianza de ambos coeficientes alfa se solapaban, se podría concluir que la consistencia interna fue similar en las dos submuestras, de manera que ambas submuestras se combinaron para calcular un coeficiente alfa de .884 (IC al 95% = .870 - .897) para la PCL-CIE-11 en la muestra total, el cual se comparó con el coeficiente alfa para la versión completa de la PCL-S en esa misma muestra total: .923 (IC al 95% = .914 - .932). Como puede deducirse del no solapamiento de los intervalos de confianza, la versión breve de la PCL-S, la PCL-CIE-11, muestra una consistencia interna significativamente menor que la versión completa (.884 vs. .923), aunque la diferencia es de solo cuatro centésimas y, en cualquier caso, el coeficiente alfa de la PCL-CIE-11 supera el valor de .85.

Consistentemente, los índices de fiabilidad de los ítems de la PCL-CIE-11 eran elevados y parecidos en las dos submuestras, ya que, como puede observarse en la tabla 5, las correlaciones corregidas ítem-total se encontraban entre .62 y .75 para la submuestra 1 y entre .59 y .73 para la submuestra 2, todos ellos superiores a .5.

Tabla 5.Medias (M), desviaciones típicas (DT) y correlaciones corregidas ítem-total (r_{tot}) de los ítems de la PCL-CIE-11

Ítem	Submuestra 1			Submuestra 2		
	M	DT	r_{tot}	M	DT	r_{tot}
1. Pensamientos intrusivos	2.10	1.18	0.69	2.03	1.14	0.67
2. Pesadillas	1.44	0.95	0.66	1.44	0.93	0.63
3. Reviviscencia	1.48	0.96	0.67	1.47	0.91	0.64
6. Evitación de pensamientos	2.10	1.38	0.62	2.13	1.41	0.59
7. Evitación de recordatorios	1.77	1.28	0.74	1.85	1.27	0.70
16. Hipervigilancia	1.85	1.21	0.75	1.95	1.28	0.68
17. Respuesta exagerada de sobresalto	1.92	1.21	0.75	1.98	1.24	0.73

Distribución de las puntuaciones

Las puntuaciones totales de la PCL-CIE11 oscilaron entre 7 y 32 en la submuestra 1 y entre 7 y 35 en la submuestra 2, con una media de 12.65, una moda de 7, una mediana de 10 y una desviación típica de 6.42 en la submuestra 1 y estadísticos prácticamente iguales en la submuestra 2: media = 12.84, moda = 7, mediana = 11 y $DT = 6.26$.

Las distribuciones de las puntuaciones totales de la PCL-CIE-11 en ambas submuestras de víctimas del terrorismo no se ajustaban del todo a una distribución normal, pero la desviación era muy ligera, ya que los índices de curtosis estaban por debajo de 1 en las dos submuestras (0.66 y 0.97) y los índices de simetría solo superaban ligeramente el valor de 1 también en las dos submuestras (1.25 y 1.26). Esas desviaciones indicaban que había un cierto apuntamiento de las curvas en los valores más bajos y un cierto desplazamiento de las curvas hacia los valores más altos. Aunque se ha sugerido que, en una curva normal, los índices de curtosis y asimetría deberían estar en el rango entre -1 y +1, otros expertos consideran aceptables valores que estén en el rango entre -2 y +2.

Validez de grupos contrastados

Las medias y desviaciones típicas en la PCL-CIE-11 para los tres grupos clínicos de víctimas formados (con TEPT, con otros trastornos emocionales y sin trastornos) se recogen en la [tabla 6](#). Los resultados de los ANCOVA revelaron que, controlando el sexo y la edad, el grupo clínico mostró un efecto estadísticamente significativo sobre las puntuaciones en la PCL-CIE-11, $F(2, 629) = 324.19$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .508$. Las posteriores comparaciones entre pares de grupos con pruebas de Bonferroni revelaron que, tal y como cabría esperar, el grupo de víctimas con TEPT mostró puntuaciones significativamente más altas en la PCL-CIE-11 que las víctimas con otros trastornos emocionales y que las víctimas sin trastorno, con diferencias de tamaño del efecto (d de Cohen = 1.32 y 2.32, respectivamente) grandes según los criterios convencionales de [Cohen \(1988\)](#), y, así mismo, el grupo de víctimas con trastornos emocionales mostró puntuaciones significativamente más altas que las víctimas sin trastornos y con una diferencia de tamaño del efecto también grande (d de Cohen = 0.88).

Validez diagnóstica

En la [figura 2](#) se muestran las curvas ROC de la PCL-CIE-11 y de la versión completa de la PCL-S a la hora de distinguir entre víctimas con un diagnóstico de TEPT y víctimas sin ningún diagnóstico de trastorno emocional. El AUC de la PCL-CIE-11 fue .952, con una significación asintótica de $p < .001$ y un intervalo de confianza asintótico al 95% entre .931 y .972, lo que indica, según los valores convencionales para interpretar las AUC, que la PCL-CIE-11 mostraba un rendimiento diagnóstico alto ($> .90$) para detectar personas con TEPT entre las víctimas del terrorismo.

Tabla 6.

Medias y desviaciones típicas (DT) de las puntuaciones totales en la PCL-CIE-11 de los grupos de víctimas con TEPT, con otros trastornos emocionales (depresivos o de ansiedad) y sin trastornos emocionales

Grupo de víctimas	<i>n</i>	Media	<i>DT</i>
Con TEPT	146	20.57 ^a	6.09
Con otros trastornos emocionales	138	13.11 ^b	5.12
Sin ningún trastorno emocional	350	9.34 ^c	3.14

Nota. Las medias que muestran superíndices distintos difieren de forma estadísticamente significativa (pruebas de Bonferroni) con $p < .001$.

Como puede apreciarse en la [figura 2](#), la curva ROC de la PCL-CIE-11 estaba muy cerca de la curva ROC de la PCL-S completa y, de hecho, el intervalo de confianza de la AUC de la PCL-S (AUC = .972, con un IC al 95% de .957 - .988) se solapaba con el IC de la AUC de la PCL-CIE-11, por lo que se puede concluir que ambas AUC no diferían de forma estadísticamente significativa, es decir, que el rendimiento diagnóstico de la PCL-CIE-11 era similar al de la PCL-S completa.

La puntuación de la PCL-CIE-11 que ofrecía el mejor rendimiento diagnóstico era 12, de forma que una puntuación mayor de 12 fue capaz de identificar correctamente el 91.1% de víctimas con TEPT (sensibilidad) y el 88%, de las víctimas sin trastornos emocionales (especificidad), lo que suponía un índice de eficiencia diagnóstica global del 88.9% y un índice de concordancia ($kappa$) de .75 con el criterio diagnóstico del psicólogo basado en la entrevista diagnóstica estructurada, concordancia que se considera excelente según los estándares convencionales ($\geq .75$; [Cicchetti, 1994](#)).

Validez convergente y nomológica

Como cabría esperar, la correlación entre la PCL-CIE-11 y la versión completa de la PCL-S fue estadísticamente significativa y muy elevada, superando el valor de .90 ($r = .95$), de forma que la relación entre las puntuaciones totales de ambos instrumentos se podía expresar a través de la siguiente ecuación de regresión que predice la puntuación total en la PCL-S a partir de la puntuación total en la PCL-CIE-11: $PCL-S = 2.614 + (2.264 * PCL-CIE-11)$.

Tal y como igualmente cabría esperar, las correlaciones de la puntuación total de la PCL-CIE-11 con la medida de síntomas depresivos (BDI-II) y con la medida de ansiedad (BAI) fueron ambas estadísticamente significativas y grandes ($> .50$), en concreto, .707 y .771, respectivamente.

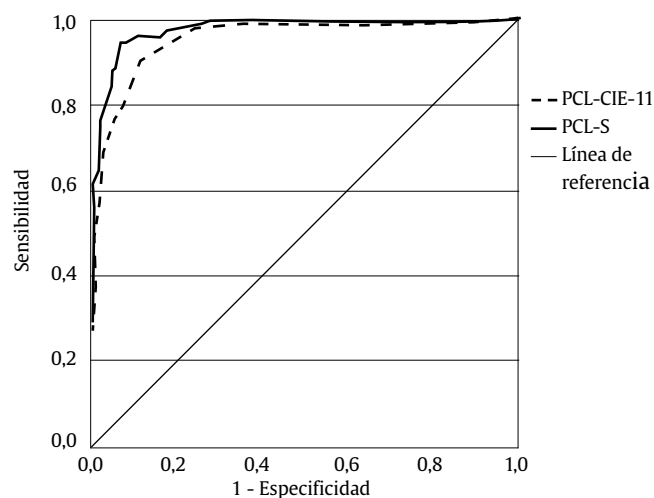


Figura 2. Curvas ROC de la PCL-CIE-11 y de la PCL-S para el diagnóstico del TEPT.

Discusión

El objetivo principal del presente estudio fue desarrollar, a partir de la PCL-S, una medida de autoinforme de la presencia y gravedad de la sintomatología de TEPT basada en los criterios sintomáticos de la CIE-11 para ese trastorno. La escala resultante, la PCL-CIE-11, está formada por siete ítems de la PCL-S cuyo contenido cubre razonablemente dichos criterios sintomáticos, y presenta en una muestra amplia de víctimas españolas del terrorismo muy buenas propieda-

des psicométricas: a) una estructura unifactorial con buenos índices de ajuste que se replica en dos submuestras de víctimas creadas aleatoriamente a partir de la muestra global y que sustenta la validez factorial de la puntuación global de la PCL-CIE-11; b) unos índices de consistencia interna de dicha puntuación global que pueden considerarse excelentes ($\alpha \geq .85$) y que también se replican en las dos submuestras, al igual que unos buenos índices de consistencia interna de cada uno de sus ítems que también se replican en las dos submuestras; c) una distribución de las puntuaciones globales muy similar en ambas muestras y aproximadamente normal; d) una buena capacidad para discriminar significativamente y con tamaños del efecto grandes (rango de las d de Cohen = 0.88 -2.32) entre víctimas con TEPT y víctimas con trastornos depresivos o de ansiedad y entre estos dos grupos de víctimas con trastornos emocionales y víctimas sin trastornos (validez de grupos contrastados); e) unos índices de validez diagnóstica para identificar el TEPT que pueden considerarse muy buenos o excelentes (p. ej., AUC > .90 y $kappa \geq .75$), y f) una correlación muy elevada, de .95, con la puntuación total de la PCL-S (validez convergente) y unas correlaciones significativas y grandes con medidas de otros constructos con los que el TEPT guarda una estrecha relación, a saber, la depresión y la ansiedad.

La PCL-CIE-11 se constituye, pues, en una versión breve de la PCL-S con buenas propiedades psicométricas que, además, permite medir la sintomatología del TEPT tanto desde la perspectiva del DSM-IV que está en el origen de la PCL-S como desde la perspectiva de la CIE-11, ya que cubre, con un ítem cada uno, los seis criterios sintomáticos de la CIE-11 para el TEPT, excepto el criterio sintomático de recuerdos vívidos intrusivos o *flashbacks*, que se mide a través de dos ítems (tabla 2): “¿Ha tenido recuerdos, pensamientos o imágenes dolorosas de esa experiencia?” (el ítem 1 tanto de la PCL-S como de la PCL-CIE-11) y “¿Ha actuado o se ha sentido repentinamente como si la experiencia pasada estuviese ocurriendo de nuevo?” (el ítem 3 tanto de la PCL-S como de la PCL-CIE-11).

Como versión breve de la PCL-S, cabría plantearse hasta qué punto la simplificación de la escala original que implica la PCL-CIE-11 implica una pérdida importante en la obtención de una medida fiable y válida de la sintomatología de estrés postraumático desde la perspectiva del DSM-IV. Los resultados del presente estudio sugieren que, efectivamente, la utilización de la PCL-CIE-11 implica una ligera pérdida en la fiabilidad de la medida en comparación al uso de la PCL-S completa, ya que el coeficiente de consistencia interna de esta es significativamente más elevado que el de la PCL-CIE-11. Sin embargo, la diferencia entre ambos coeficientes es muy pequeña en magnitud, apenas cuatro centésimas (.92 vs. .88), y, a pesar de esa pequeña reducción, el coeficiente alfa de la PCL-CIE-11 sigue estando en niveles que se consideran excelentes ($\geq .85$) según los estándares consensuados (Prieto y Muñiz, 2010). Es más, los resultados de este estudio también sugieren que esa pequeña pérdida en la consistencia interna no parece tener ningún impacto en algunos de los índices de validez del instrumento, ya que, por ejemplo, los índices de validez diagnóstica de ambos instrumentos, la PCL-S y la PCL-CIE-11, que se pueden obtener a partir del análisis de la curva ROC (sus AUC) no difieren significativamente.

Sobre la base de estos datos, el investigador o el clínico deberán valorar, en función del propósito de la evaluación y de su contexto, si esa pequeñísima pérdida de fiabilidad que supone la utilización de la PCL-CIE-11 en lugar de la PCL-S compensa el ahorro de tiempo que implica la PCL-CIE-11, ya que debería completarse en menos de la mitad del tiempo que se tarda en completar la PCL-S, teniendo en cuenta, además, que algunas propiedades psicométricas del instrumento como, por ejemplo, la validez diagnóstica, no se ven muy afectadas, y teniendo también en cuenta que la utilización de la PCL-CIE-11 permite obtener una medida más pura de la sintomatología del TEPT tal y como la entiende la CIE-11.

Yela (1984/2005) también recomendaba que para valorar el coeficiente de fiabilidad de un test habría que tener en cuenta para qué se va a utilizar, de manera que sugería que, aunque un coeficiente alfa $\geq .70$ sería adecuado y suficiente si el test se va a utilizar en investigación (p. ej., para examinar la relación entre los síntomas de TEPT y otras variables psicológicas, ambientales, sociales o biológicas), dicho coeficiente debería ser mayor si se va a utilizar en ámbitos aplicados: $\geq .80$ para pronósticos y clasificaciones colectivas y $\geq .90$ para diagnósticos y pronósticos individuales. En este sentido, cabría sugerir, tentativamente, que para el cribado de la población con el objetivo de identificar posibles casos de TEPT, la consistencia interna de la PCL-CIE-11 podría ser más que suficiente, máxime dado sus excelentes índices de validez diagnóstica, mientras que como ayuda al diagnóstico de TEPT en una persona concreta, especialmente en contextos en los que ese diagnóstico puede tener implicaciones muy importantes (p. ej., en el ámbito de la psicología clínica forense), sería aconsejable utilizar la PCL-S completa para obtener una medida de la presencia y gravedad de la sintomatología de TEPT desde la perspectiva del DSM, medida que no debería sustituir al diagnóstico realizado por el clínico basado, por ejemplo, en una entrevista diagnóstica estructurada, sino que debería complementar a este.

Futuras investigaciones empíricas deberán abordar específicamente la utilización de la PCL-CIE-11 para esos propósitos y contextos, así como algunas de las limitaciones que presenta esta investigación. Por ejemplo, nuevos estudios deberán analizar y replicar las propiedades psicométricas de la PCL-CIE-11 cuando sus ítems se apliquen fuera del contexto de la PCL-S completa, es decir, cuando se apliquen como un instrumento independiente y único, para así controlar cualquier efecto que los restantes ítems de la PCL-S pudieran haber tenido sobre el rendimiento psicométrico de la PCL-CIE-11 en el presente estudio. Esos nuevos estudios también deberían analizar las propiedades psicométricas de validez diagnóstica y validez de grupos contrastados que se han examinado en el presente estudio, pero utilizando como criterio no una entrevista diagnóstica estructurada o un diagnóstico clínico basados en el DSM-IV, sino basados en la CIE-11. Además, futuras investigaciones deberán analizar otras propiedades psicométricas de la PCL-CIE-11 no abordadas en el presente estudio como, por ejemplo, la fiabilidad test-retest o la validez convergente con otros instrumentos de autoinforme o de heteroevaluación que miden el TEPT, y hacerlo en muestras españolas de personas que hayan sufrido otros acontecimientos traumáticos distintos de un atentado terrorista (p. ej., accidentes de tráfico, abusos sexuales, agresiones físicas) o que presenten otras características sociodemográficas distintas (p. ej., adolescentes víctimas del terrorismo).

Estas futuras investigaciones son necesarias, además, dado que, *a priori*, cabría plantear algunas críticas a la PCL-CIE-11 que, por supuesto, deberían sustanciarse mediante el oportuno estudio empírico. Por ejemplo, respecto a su capacidad para medir los criterios sintomáticos para el TEPT de la CIE-11, cabría matizar que dichos criterios subrayan que los recuerdos, pensamientos o imágenes de la experiencia traumática deben ser no solo involuntarios (intrusivos) y dolorosos (es decir, provocar miedo, horror o sensaciones físicas fuertes), tal y como ocurre con los pensamientos e imágenes intrusivas que también pueden aparecer en otros trastornos mentales, sino que también deben ser vívidos, como si el acontecimiento estuviese ocurriendo de nuevo aquí y ahora (Brewin et al., 2017). En este sentido, el ítem 1 de la PCL-CIE-11 que reza “¿Ha tenido recuerdos, pensamientos o imágenes dolorosas de esa experiencia?” podría no estar reflejando adecuadamente el carácter intrusivo y vívido que deben tener los recuerdos, pensamiento o imágenes de la experiencia traumática para indicar realmente la presencia de un síntoma de TEPT según la CIE-11. Por supuesto, las debilidades de este ítem podrían verse compensadas con las fortalezas del ítem 3 de

la PCL-CIE-11 que aborda más directamente la reexperimentación del acontecimiento traumático como sucediendo aquí y ahora (“¿Ha actuado o se ha sentido repentinamente como si la experiencia pasada estuviese ocurriendo de nuevo?”), pero, lógicamente, esta posible compensación debería ser objeto de análisis empírico.

A pesar de estas críticas y de otras posibles, es importante subrayar que la PCL-CIE-11 es el primer instrumento que se conoce que se haya desarrollado específicamente para evaluar en población española la sintomatología de estrés postraumático de acuerdo con la definición de TEPT de la CIE-11 y que, además, se haya analizado psicométricamente en una muestra amplia de personas que han sufrido un acontecimiento traumático, análisis cuyos resultados indican que la PCL-CIE-11 presenta buenos índices de fiabilidad y validez con ese propósito.

Referencias

- Asociación Americana de Psiquiatría. (1995). *DSM-IV. Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales* (4.ª ed.). Masson.
- Asociación Americana de Psiquiatría. (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (DSM-5®)* (5.ª ed.). Editorial Médica Panamericana.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., y Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*(6), 893-897. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.893>
- Beck, A. T., y Steer, R. A. (2011). *Manual. BAI. Inventario de Ansiedad de Beck* (J. Sanz, adaptación española). Pearson Educación.
- Beck, A. T., Steer, R. A., y Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A., y Brown, G. K. (2011). *Manual. BDI-II. Inventario de Depresión de Beck-II* (J. Sanz y C. Vázquez, adaptación española). Pearson Educación.
- Bernstein, I. H., y Teng, G. (1989). Factoring items and factoring scales are different: spurious evidence for multidimensionality due to item categorization. *Psychological Bulletin, 105*(3), 467-477. <http://doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.467>
- Blanchard, E. B., Jones Alexander, J., Buckley, T. C., y Forneris, C. A. (1996). Psychometric properties of the PTSD Checklist (PCL). *Behaviour Research and Therapy, 34*(8), 669-673. [http://doi.org/10.1016/0005-7967\(96\)00033-2](http://doi.org/10.1016/0005-7967(96)00033-2)
- Brewin, C. R., Cloitre, M., Hyland, P., Shevlin, M., Maercker, A., Bryant, R. A., Humayun, A., Jones, L. M., Kagee, A., Rousseau, C., Somasundaram, D., Suzuki, Y., Wessely, S., van Ommeren, M., y Reed, G. M. (2017). A review of current evidence regarding the ICD-11 proposals for diagnosing PTSD and complex PTSD. *Clinical Psychology Review, 58*, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.09.001>
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment, 6*(4), 284-290. <http://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284>
- Cliff, J. (1966). Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika, 31*(1), 33-42. <http://doi.org/10.1007/BF02289455>
- Cloitre, M., Shevlin, M., Brewin, C. R., Bisson, J. I., Roberts, N. P., Maercker, A., Karatzias, T., y Hyland, P. (2018). The International Trauma Questionnaire: development of a self-report measure of ICD-11 PTSD and complex PTSD. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 138*(6), 536-546. <https://doi.org/10.1111/acps.12956>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). LEA.
- Fernández-Fillol, C., Hidalgo-Ruzzante, N., Perez-García, M., y Daugherty, J. C. (2020). Translation and adaptation of the Spanish version of the International Trauma Questionnaire (ITQ) following ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests. PsyArXiv. <https://doi.org/10.31234/osf.io/gps7k>
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement, 78*(5), 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M., y Williams, J. B. (1997). *User's guide for the Structured Clinical Interview for DSM-IV axis I disorders SCID-I: Clinician Version*. American Psychiatric Press.
- First, M., Spitzer, R. L., Gibbon, M., y Williams, J. B. W. (1999). *Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV: SCID-I. Versión clínica*. Masson.
- Galatzer-Levy, I. R., y Bryant, R. A. (2013). 636,120 ways to have posttraumatic stress disorder. *Perspectives on Psychological Science, 8*(6), 651-662. <https://doi.org/10.1177/1745691613504115>
- Gesteira, C., García-Vera, M. P., y Sanz, J. (2018). Porque el tiempo no lo cura todo: eficacia de la terapia cognitivo-conductual centrada en el trauma para el estrés postraumático a muy largo plazo en víctimas de terrorismo. *Clinica y Salud, 29*(1), 9-13. <https://doi.org/10.5093/clysa2018a3>
- Hooper, D., Coughlan, J., y Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods, 6*(1), 53-60. <http://www.ejbrm.com/volume6/issue1>
- Horn, J. L. (1965). An empirical comparison of methods for estimating factor scores. *Educational and Psychological Measurement, 25*(2), 313-322. <https://doi.org/10.1177/001316446502500202>
- Hyland, P., Shevlin, M., Fyvie, C., y Karatzias, T. (2018). Posttraumatic stress disorder and complex posttraumatic stress disorder in DSM-5 and ICD-11: clinical and behavioral correlates. *Journal of Traumatic Stress, 31*(2), 174-180. <https://doi.org/10.1002/jts.22272>
- Keen, S. M., Kutter, C. J., Niles, B. L., y Krinsley, K. E. (2008). Psychometric properties of PTSD Checklist in sample of male veterans. *Journal of Rehabilitation Research & Development, 45*(3), 465-474. <https://doi.org/10.1682/jrrd.2007.09.0138>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología, 30*(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lorenzo-Seva, U., y Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers, 38*(1), 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Lorenzo-Seva, U., y ten Berge, J. M. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology, 2*(2), 57-64. <https://doi.org/10.1027/1614-2241.2.2.57>
- Lucoño-Moreno, L., Talavera-Velasco, B., García-Albuérne, Y., y Martín-García, J. (2020). Symptoms of posttraumatic stress, anxiety, depression, levels of resilience and burnout in Spanish health personnel during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 17*(15). <https://doi.org/10.3390/ijerph17155514>
- Maercker, A., Brewin, C. R., Bryant, R. A., Cloitre, M., van Ommeren, M., Jones, L. M., Humayun, A., Kagee, A., Llosa, A. E., Rousseau, C., Somasundaram, D. J., Souza, R., Suzuki, Y., Weissbecker, I., Wessely, S. C., First, M. B., y Reed, G. M. (2013). Diagnosis and classification of disorders specifically associated with stress: proposals for ICD-11. *World Psychiatry, 12*(3), 198-206. <http://doi.org/10.1002/wps.20057>
- Martínez Arias, M. R., Hernández Lloreda, M. J., y Hernández Lloreda, M. V. (2014). *Psicometría*. Alianza.
- Miller, L. A., McIntire, S. A., y Lovler, R. L. (2011). *Foundations of psychological testing. A practical approach* (3.ª ed.). Sage Publications.
- Moreno, N., Sanz, J., García-Vera, M. P., Gesteira, C., Gutiérrez, S., Zapardiel, A., Cobos, B., y Marotta-Walters, S. (2019). Effectiveness of trauma-focused cognitive behavioral therapy for terrorism victims with very long-term emotional disorders. *Psicothema, 31*(4), 400-406. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.165>
- Organización Mundial de la Salud. (1994). *CIE 10. Trastornos mentales y del comportamiento: criterios diagnósticos de investigación*. Medidor.
- Organización Mundial de la Salud. (2018). *CIE-11. Clasificación internacional de enfermedades, 11.ª revisión*. <https://icd.who.int/browse11/l-m/es>
- Prieto, G., y Muñoz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo, 77*, 65-75.
- Reguera, B., Mínguez, A., Barranco, A., Rubert, L., Calle, A., Rodríguez, A., Gutiérrez, Pascual, S., y Sanz, J. (2014, 11-13 de septiembre). *La Lista de Verificación del Trastorno por Estrés Postraumático (PCL): propiedades psicométricas de una versión española en víctimas de terrorismo* [Comunicación oral]. X Congreso Internacional de la Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés (SEAS), Valencia.
- Ruggiero, K. J., Ben, D. K., Scotti, J. R., y Rabalais, A. E. (2003). Psychometric properties of the PTSD Checklist-Civilian Version. *Journal of Traumatic Stress, 16*(5), 495-502. <https://doi.org/10.1023/A:1025714729117>
- Sanz, J., y García-Vera, M. P. (2013). Rendimiento diagnóstico y estructura factorial del Inventario para la Depresión de Beck-Segunda Edición (BDI-II). *Anales de Psicología, 29*(1), 66-75. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.1.130532>
- Sanz, J., y García-Vera, M. P. (2018). *Ficha técnica de la Lista de Verificación del Trastorno de Estrés Postraumático (PCL)*. Departamento de Personalidad, Evaluación y Psicología Clínica, Universidad Complutense de Madrid.
- Sanz, J., García-Vera, M. P., y Fortún, M. (2012). El Inventario de Ansiedad de Beck (BAI): propiedades psicométricas de la versión española en pacientes con trastornos psicológicos. *Behavioral Psychology-Psicología Conductual, 20*(3), 563-583.
- Streiner, D. L., y Cairney, J. (2007). What's under the ROC? An introduction to Receiver Operating Characteristics curves. *The Canadian Journal of Psychiatry, 52*(2), 121-128.
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science, 240*(4857), 1285-1293. <http://doi.org/10.1126/science.3287615>

- Timmerman, M. E., y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Vázquez, C., Pérez-Sales, P., y Matt, G. (2006). Post-traumatic stress reactions following the Madrid March 11, terrorist attacks: a cautionary note about the measurement of psychological trauma. *Spanish Journal of Psychology*, 9(1), 161-174. <http://doi.org/10.1017/S1138741600005989>
- Vázquez, C., Hervás, G., y Pérez-Sales, P. (2008). Chronic thought suppression and posttraumatic symptoms: data from the Madrid March 11, 2004 terrorist attack. *Journal of Anxiety Disorders*, 22(8), 1326-1336. <http://doi.org/10.1016/j.janxdis.2008.01.014>
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321-327. <http://doi.org/10.1007/BF02293557>
- Weathers, F. W., Litz, B. T., Herman, D. S., Huska, J. A., y Keane, T. M. (1993, 24-27 de octubre). *The PTSD Checklist (PCL): reliability, validity, and diagnostic utility* [Comunicación]. 9.ª Conferencia Anual de la International Society for Traumatic Stress Studies, San Antonio, Texas.
- West, S. G., Taylor, A. B., y Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209-231). Guilford Press.
- 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. <http://doi.org/10.1002/da.20837>
- Wisco, B. E., Marx, B. P., Miller, M. W., Wolf, E. J., Krystal, J. H., Southwick, S. M., y Pietrzak, R. H. (2017). A comparison of ICD-11 and DSM criteria for posttraumatic stress disorder in two national samples of U.S. military veterans. *Journal of Affective Disorders*, 223, 17-19. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.07.006>
- Yela, M. (2005). *Psicometría y teoría de los tests*. En *L Aniversario de la creación de la Escuela de Psicología y Psicotecnia de la Universidad de Madrid*. In memoriam Mariano Yela. *Publicaciones del Spanish Journal of Psychology* (CD-ROM). Universidad Complutense de Madrid. (Trabajo original publicado en 1984).