

Original

## La Lista de Verificación del Trastorno de Estrés Postraumático (PCL) en víctimas del terrorismo: análisis comparativo de las propiedades psicométricas de su aplicación telefónica frente a presencial.

Beatriz Cobos Redondo<sup>1,2</sup>, Roberto Navarro<sup>2</sup>, Noelia Morán<sup>2</sup>, Pedro Altungy<sup>2</sup>, Clara Gesteira<sup>2</sup>, Rocío Fausor<sup>2</sup>, Belén Reguera<sup>2</sup>, María Paz García-Vera<sup>2</sup> y Jesús Sanz<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Asociación Víctimas del Terrorismo

<sup>2</sup>Universidad Complutense de Madrid

### INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

#### Historia del artículo:

Recibido el 28 de septiembre de 2020

Aceptado el 30 de abril de 2021

Online el 18 de octubre de 2021

#### Palabras clave:

Modo de aplicación

Fiabilidad

Validez

Trastorno de estrés postraumático

### R E S U M E N

**Introducción y objetivos.** En muchas situaciones tales como las de confinamiento provocadas por la pandemia de la COVID-19, es imposible aplicar los instrumentos psicológicos presencialmente, como originalmente se concibieron. Sin embargo, el modo de aplicación puede afectar a las propiedades psicométricas de las medidas de un instrumento. La Lista de Verificación del Trastorno de Estrés Postraumático (del inglés PTSD Checklist; en adelante PCL) es uno de los instrumentos más utilizados para evaluar presencialmente la sintomatología del trastorno de estrés postraumático (TEPT). Este es el primer estudio que analiza y compara la estructura factorial, consistencia interna y validez diagnóstica, nomológica y de grupos contrastados de las medidas de la PCL aplicada presencial y telefónicamente.

**Material y métodos.** Se administró la PCL en ambos formatos a una muestra de 634 personas víctimas del terrorismo junto con una entrevista diagnóstica estructurada y medidas de depresión y ansiedad.

**Resultados.** Las puntuaciones de ambas formas de aplicación de la PCL presentan una misma estructura unifactorial, índices excelentes de consistencia interna ( $\alpha > .90$ ) e índices muy buenos de validez diagnóstica para identificar el TEPT ( $AUC > .90$ ); ambas discriminan significativamente y con tamaños del efecto grandes ( $d = 0.88-2.84$ ) entre víctimas con TEPT, con trastornos depresivos o de ansiedad y sin trastornos, y ambas presentan correlaciones significativas y grandes con medidas de otros constructos con los que el TEPT guarda una estrecha relación: depresión y ansiedad.

**Conclusiones.** Los resultados sugieren que la PCL se puede aplicar telefónicamente con las mismas garantías psicométricas que presencialmente.

## The PTSD Checklist (PCL) in victims of terrorism: Comparative analysis of the psychometric properties of its administration by telephone vs. in person

### A B S T R A C T

**Introduction and objectives.** In many situations, such as confinement situations caused by the COVID-19 pandemic, it is not possible to administer psychological instruments in person, as originally contemplated in their development. However, the mode of administration can affect the psychometric properties of instrument scores. The PTSD Checklist (PCL) is one of the most widely used instruments for assessing the symptoms of posttraumatic stress disorder (PTSD) in person. This study is the first research that has analyzed and compared the factorial structure, the internal consistency, the validity of contrasted groups, the diagnostic validity, and the nomological validity of scores on the PCL administered in person and by telephone.

#### Keywords:

Administration mode

Reliability

Validity

PTSD

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [jsanz@psi.ucm.es](mailto:jsanz@psi.ucm.es) (Jesús Sanz).

**Material and methods.** The PCL was administered in both application modes to a sample of 634 victims of terrorism along with a structured diagnostic interview and measures of depression and anxiety.

**Results.** Scores on both administration modes of the PCL have the same unifactorial structure, excellent indexes of internal consistency ( $\alpha > .90$ ) and very good indexes of diagnostic validity to identify the PTSD ( $AUC > .90$ ), discriminate significantly and with large effect sizes ( $d = 0.88-2.84$ ) between victims with PTSD, with depressive or anxiety disorders and without disorders, and present significant and large correlations with measures of other constructs with which PTSD is closely related, namely depression and anxiety.

**Conclusions.** The results suggest that the PCL can be administered over the telephone with the same psychometric guarantees as in person.

## Introducción

El 11 de marzo de 2020, la Organización Mundial de la Salud declaró que el brote de la COVID-19 ocurrido en China debía considerarse una pandemia (World Health Organization, 2020). Tras esta declaración, muchos países decretaron el confinamiento de su población o parte de ella. En consecuencia, los numerosos estudios realizados para evaluar el impacto psicológico de la pandemia así como los abundantes servicios puestos en marcha para afrontar ese impacto y que ofrecían atención psicológica por teléfono, videoconferencia o internet tuvieron que prescindir de la aplicación presencial de instrumentos de evaluación psicológica y aplicarlos por esos otros medios (Baenas et al., 2020; Ribeiro et al., 2020).

Una cuestión que afecta a esos servicios e investigaciones es en qué medida el cambio en el formato de aplicación de los instrumentos influye en sus propiedades psicométricas. Por ejemplo, al comparar la aplicación presencial y telefónica de cuestionarios, las personas podrían responder de manera diferente en función de si sus instrucciones e ítems se presentan visualmente (aplicación presencial) o auditivamente (aplicación telefónica), ya que varios estudios demuestran la existencia de diferencias en los efectos de primacía y recencia en función de si los ítems se presentan visual o auditivamente (Dillman et al., 2009; Groves et al., 2004). También cabría esperar que la participación continua de un evaluador en la aplicación telefónica de un cuestionario pudiera producir respuestas más afectadas por la deseabilidad social y la aquiescencia (Dillman et al., 2009; Groves et al., 2009). En resumen, parece importante analizar si las medidas de los instrumentos originalmente creados para su aplicación presencial muestran las mismas propiedades psicométricas cuando se aplican por teléfono, internet o videoconferencia.

Es más, en un contexto como el de la pandemia de la COVID-19, sería también importante examinar, aunque no sea uno de los objetivos del presente estudio, cómo el hecho de que la población general sufriera un estado emocional alterado podría haber afectado a las características psicométricas de los instrumentos que se utilizaron para evaluar dicho estado. Cabría especular, por ejemplo, que ese estado emocional general alterado podría suponer que la variabilidad medida por los instrumentos psicopatológicos fuera mayor y que esta resultara en distribuciones más normales de las puntuaciones, coeficientes de fiabilidad o validez convergente más elevados o soluciones factoriales ligeramente diferentes.

Dadas las dimensiones trágicas de la pandemia de la COVID-19 en cuanto al número de fallecimientos y de personas gravemente enfermas ingresadas en las UCI, una de las consecuencias psicológicas negativas que más se ha investigado y tratado es la presencia de síntomas de estrés postraumático (Cooke et al., 2020). Más allá de la pandemia, estos síntomas son relativamente frecuentes en la población dado que, en el mundo, el 70% de las personas han vivido un acontecimiento traumático en algún momento de su vida (Kessler et al., 2017), entendiendo como tal los acontecimientos caracterizados por muertes o amenazas a la integridad física de las personas

como, por ejemplo, accidentes de tráfico, tortura, violación, agresiones físicas, atentados terroristas, secuestros, guerras, catástrofes naturales, etc. La mayoría de las personas que han sufrido estos acontecimientos se recuperarán de los mismos sin desarrollar ningún tipo de trastorno psicológico como, por ejemplo, un trastorno de estrés postraumático (TEPT) (Kessler et al., 2017). Sin embargo, dependiendo del tipo de trauma, del grado de exposición al mismo y de otros factores ambientales, sociales o psicológicos, un importante porcentaje de personas desarrollarán TEPT u otros trastornos. Por ejemplo, el 19% de las personas que han sufrido una violación y el 33-39% de las víctimas directas de un atentado terrorista pueden desarrollar TEPT (García-Vera et al., 2016; Kessler et al., 2017).

Debido al número considerable de personas que potencialmente pueden desarrollar TEPT después de un evento traumático, parece necesario desarrollar instrumentos con buenas propiedades psicométricas que, de forma sencilla, permitan evaluar la sintomatología de TEPT basándose en criterios válidos para su diagnóstico. En este sentido, la Lista de Verificación del Trastorno de Estrés Postraumático (del inglés *PTSD Checklist*, en adelante PCL; Weathers et al., 1993) es uno de los instrumentos más utilizados internacionalmente para ese propósito (McDonald y Calhoun, 2010).

La PCL es una escala diseñada para evaluar la sintomatología de estrés postraumático según los criterios del DSM-IV para el TEPT y cuenta con tres versiones que difieren en el tipo de experiencias traumáticas al que se refieren sus instrucciones. En la versión militar (PCL-M), las instrucciones preguntan por problemas y síntomas “en respuesta a experiencias militares estresantes”; en la versión civil (PCL-C), aluden a “experiencias estresantes de la vida”, y, en la versión específica (PCL-S), se refieren al acontecimiento traumático específico de la población a la que se aplica.

Las medidas de la PCL original presentan, para cualquiera de sus versiones, muy buenos índices de fiabilidad y validez (Wilkins et al., 2011). Pero, aunque existen varios estudios en los que la PCL se ha aplicado telefónicamente (Barret et al., 2002; Pöder et al., 2008), muy pocos han evaluado sus características psicométricas cuando se administra así (Pietrzak et al., 2012) y, salvo el estudio de Parker-Guilbert et al. (2014), ninguno las ha comparado cuando se aplica presencial y telefónicamente en una misma muestra de personas. Además, en el estudio de Parker-Guilbert et al. (2014), tan solo se evaluó la validez diagnóstica, pero no la fiabilidad ni ningún otro tipo de validez.

En España, Vázquez et al. (2006) tradujeron al español la PCL para investigar las consecuencias psicopatológicas de los atentados del 11-M (PCL-S), y examinaron su consistencia interna en la población general española y su capacidad para distinguir las personas expuestas o no a los atentados (Vázquez et al., 2006, 2008), mientras que Reguera et al. (2014) examinaron, en una muestra española de 415 personas víctimas del terrorismo, otras propiedades psicométricas. Sin embargo, en estos estudios, la PCL-S se aplicó de forma presencial, por lo que no se conocen cuáles serían sus propiedades psicométricas si se aplicara por teléfono y si estas son similares a cuando se aplica presencialmente.

El objetivo principal del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la PCL-S cuando se aplica telefónicamente y compararlas con las que se obtienen cuando se aplica presencialmente en una misma muestra de víctimas españolas del terrorismo. Esta muestra era una ampliación de la que participó en Reguera et al. (2014), por lo que un objetivo secundario del presente estudio fue presentar datos más sólidos sobre las propiedades psicométricas de las puntuaciones de la adaptación española de la PCL-S.

## Método

### Participantes

Entre 2011 y 2016, se intentó contactar telefónicamente con 1704 personas víctimas del terrorismo como parte de una investigación más amplia, realizada en colaboración con la Asociación Víctimas del Terrorismo (AVT), y que tenía dos objetivos: conocer la prevalencia de los trastornos emocionales en esa población y valorar la efectividad de la terapia psicológica para dichos trastornos. Esa muestra inicial se correspondía con todos los miembros de la AVT residentes en Extremadura, Murcia, Valencia, Galicia y La Rioja y 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 la investigación. De esta muestra inicial de conveniencia, 634 personas realizaron tanto una entrevista psicológica telefónica como una presencial, con un intervalo medio entre ambas de 117.7 días (mediana = 63; rango = 0-577). Las características clínicas y sociodemográficas más importantes de la muestra final se recogen en la tabla 1.

### Variables e instrumentos

**Características sociodemográficas y clínicas de las víctimas y características de los atentados y sus consecuencias.** En la entrevista presencial, se aplicó una entrevista semiestructurada creada *ad hoc* (Gutiérrez Camacho, 2016).

**Diagnóstico de TEPT y de trastornos de ansiedad y depresivos.** En la entrevista presencial, se administraron 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.** Durante las entrevistas telefónica y presencial, se aplicó la PCL en su adaptación española (PCL-S; Vázquez et al., 2006). Las instrucciones de la PCL piden a la persona evaluada que en cada uno de sus 17 ítems valore, mediante escalas Likert de 5 puntos (1-5), el grado en que los síntomas del TEPT le han afectado en el último mes, de manera que la PCL proporciona una puntuación total en estrés postraumático entre 17 y 85. Las medidas de la adaptación española de la PCL-S han mostrado índices de fiabilidad y validez adecuados en muestras españolas de personas afectadas por atentados terroristas (p. ej., alfa = .94 y .89; Reguera et al., 2014; Vázquez et al., 2006).

**Sintomatología depresiva.** Se aplicó el Inventario de Depresión de Beck-II (del inglés *Beck Depression Inventory*, en adelante BDI-II; Beck et al., 1996), en su adaptación española (Beck et al., 2011), durante la entrevista presencial, mientras que se aplicó una versión breve del BDI-II durante la entrevista telefónica (BDI-II-Breve; Sanz et al., 2005). El BDI-II está formado por 21 ítems o grupos de afirmaciones creados para evaluar la presencia y gravedad de síntomas depresivos según el DSM-IV, de manera que sus puntuaciones osci-

lan entre 0 y 63. Existe una abundante literatura empírica que indica que las medidas del BDI-II tienen índices adecuados de fiabilidad y validez en un amplio rango de poblaciones (Beck et al., 2011). Las medidas de la adaptación española han mostrado también índices de fiabilidad y validez adecuados en muestras españolas de la población general y de pacientes con trastornos psicológicos (p. ej., alfa = .87-.91; Beck et al., 2011). El BDI-II-Breve consta de 11 ítems que cubren los 11 criterios diagnósticos sintomáticos de los trastornos depresivos según el DSM-IV, de manera que sus puntuaciones oscilan entre 0 y 33 y han mostrado también índices de fiabilidad y validez adecuados en muestras españolas (p. ej., alfa = .79-.83; Sanz et al., 2005). En la presente muestra de personas víctimas del terrorismo, las puntuaciones del BDI-II obtuvieron un coeficiente alfa de .945 y las del BDI-II-Breve de .886.

**Tabla 1.**

Características sociodemográficas y clínicas de la muestra de participantes

Característica	Frecuencia*
Mujeres	54.3
Edad media en años (DT)	49.15 (13.69)
Rango de edad en años	18 - 68
Estado civil	
Casado/a o conviviendo con pareja	62.3
Soltero/a	18.5
Viudo/a	13.2
Separado/a o divorciado/a	6.0
Estudios	
Ninguno	1.9
Primarios/EGB	22.6
Secundarios/Bachillerato/ESO	28.8
Formación Profesional	16.8
Universitarios	29.9
No trabaja en la actualidad	53.3
Vinculación con el atentado**	
Víctima directa	37.1
Familiar de persona fallecida en atentado	37.1
Familiar de persona herida en atentado	30.8
Tiempo medio en años desde el atentado (DT)	21.48 (9.92)
Banda terrorista que cometió el atentado	
ETA	62.8
Yihadista (atentados del 11-M)	25.7
GRAPO	4.1
Otros	7.4
Trastornos emocionales presentes**	
TEPT	23.0
Trastorno del estado de ánimo	20.5
Trastorno de ansiedad	33.0
Algún tipo de trastorno emocional	44.8
Ningún trastorno emocional	55.2

*Nota.* \*Salvo que se indique lo contrario, todos los datos que se presentan son porcentajes. \*\*Algunos participantes pueden pertenecer a varias categorías a la vez.

**Sintomatología de ansiedad.** Durante la entrevista presencial, se administró el BAI (Beck et al., 1988), en su adaptación española (Beck y Steer, 2011), mientras que, durante la entrevista telefónica, se aplicó su versión breve para atención primaria (*Beck Anxiety Inventory Primary Care* o BAI-PC; Beck et al., 1997), en su adaptación española (Sanz y García-Vera, 2012). El BAI está formado por 21 ítems creados para evaluar la presencia y gravedad de síntomas de ansiedad, de manera que el BAI proporciona una puntuación

total en ansiedad entre 0 y 63. Existe una abundante literatura empírica que indica que las medidas del BAI tienen índices de fiabilidad y validez adecuados en un rango amplio de poblaciones (Beck y Steer, 2011). Las puntuaciones de la adaptación española también han mostrado índices de fiabilidad y validez adecuados en muestras españolas de la población general y de pacientes con trastornos psicológicos (p. ej.,  $\alpha = .88-.92$ ; Beck y Steer, 2011). El BAI-PC consta de solo 7 ítems, ya que excluye los ítems que miden síntomas somáticos y conductuales atribuibles a problemas biológicos, médicos o de abuso de sustancias, de manera que las puntuaciones del BAI-PC oscilan entre 0 y 21. Las medidas del BAI-PC han mostrado índices de fiabilidad y validez adecuados tanto en su versión original (p. ej.,  $\alpha = .90$ ; Beck et al., 1997) como en su adaptación española (p. ej.,  $\alpha = .80-.86$ ; Sanz y García-Vera, 2012). En la presente muestra de participantes, el BAI obtuvo un coeficiente alfa de .947 y el BAI-PC de .835.

### Procedimiento

Los participantes fueron informados del proyecto a través de una carta postal y de artículos publicados en la revista trimestral de la AVT (Departamento Psicosocial de la AVT, 2012). Posteriormente, se trató de contactar telefónicamente con los asociados de las comunidades autónomas mencionadas. Durante la entrevista telefónica, y tras recabar el consentimiento informado verbal, se recogieron datos sociodemográficos y se aplicó el BDI-II-Breve, el BAI-PC y la PCL-S.

A todos los participantes que realizaron la entrevista telefónica se les ofreció la posibilidad de realizar una entrevista presencial. Tras obtener su consentimiento informado escrito, durante esta entrevista se aplicaron los siguientes instrumentos: entrevista sobre las características de las víctimas y de los atentados, SCID-I-VC, BDI-II, BAI y PCL-S.

Todas las evaluaciones telefónicas y presenciales fueron realizadas por psicólogos que tenían el título de psicólogo general sanitario, estaban habilitados para la realización de actividades sanitarias o estaban cursando estudios universitarios de posgrado conducentes a ese título o habilitación, y todos ellos fueron entrenados en la realización de las evaluaciones mediante la impartición de un diploma universitario de 54-68 horas de docencia teórica-práctica presencial centrado en la atención psicológica a víctimas de atentados terroristas y mediante la observación de entrevistas, la realización de entrevistas supervisadas y la realización de sesiones clínicas semanales. En la realización de las evaluaciones participaron un total de 42 psicólogos, pero el 85,4% de las evaluaciones telefónicas y el 94% de las presenciales fueron realizadas por 17 psicólogos, de los cuales el 82,3% había cursado o estaba cursando un título propio universitario de máster en psicología clínica, el 76% había cursado o estaba cursando adicionalmente el máster en psicología general sanitaria, el 47% había ejercido o estaba ejerciendo como psicólogo en formación en una clínica universitaria de psicología y el 82,3% terminaron formando parte de la Red Nacional de Psicólogos para la Atención de Víctimas del Terrorismo del Ministerio del Interior y el Consejo General de la Psicología de España.

### Análisis estadísticos

#### Estructura factorial

Se realizaron análisis factoriales sobre las respuestas a los ítems de la PCL-S telefónica y de la PCL-S presencial. Los análisis factoriales se realizaron sobre la matriz de correlaciones policóricas entre ítems, ya que 14 de los 17 ítems (82%) en ambos formatos presentaban valores de curtosis o asimetría fuera del rango que indica una distribución normal de sus puntuaciones ( $-1/+1$ ) y el análisis de Mardia de la curtosis y asimetría multivariada reveló resultados significativos ( $p < .05$ ) en ambos formatos.

Se realizó el test de esfericidad de Barlett y el de Kaiser-Meyer-Olkin (test KMO) para analizar la adecuación de los datos al análisis factorial y se llevaron a cabo cinco procedimientos para determinar el número de factores más adecuado a extraer: gráfico de sedimentación de Cattell, método de Hull, test de la correlación parcial media mínima o MAP de Velicer (1976), análisis paralelo clásico y análisis paralelo óptimo de Timmerman y Lorenzo-Seva (2011). Se extrajeron tantos factores como recomendaban mayoritariamente dichos procedimientos, para lo cual se utilizó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), ya que no asume el supuesto de distribución normal multivariante de los datos.

Se calcularon los siguientes índices de bondad de ajuste de la solución factorial (con los correspondientes criterios para un ajuste adecuado) (West et al., 2012): 1)  $\chi^2/gf$  ( $\leq 5$ ); 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 ( $\leq .08$ ), y 6) raíz media cuadrática residual ponderada o WRMR ( $< .90$ ), y, en el caso de extraer un único factor, se calcularon tres índices de ajuste a una solución unidimensional: índice de congruencia unidimensional (UniCo), porcentaje de varianzas común explicada (ECV) y media de las saturaciones absolutas residuales de los ítems (MIREAL) (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2018).

Todos los análisis estadísticos anteriores se realizaron con FACTOR, v. 10.8.04 (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017), mientras que los que se mencionan a continuación se realizaron con SPSS, v. 25.

Para cuantificar el grado de convergencia entre las soluciones factoriales de los dos tipos de administración se calculó el coeficiente de congruencia factorial  $C$  de Tucker y el de correlación de Pearson, considerándose que valores de  $C$  de .85-.94 indican que las dos soluciones factores son semejantes y  $\geq .95$  que son virtualmente idénticas (Lorenzo-Seva y ten Berge, 2006), y que una correlación de .75 indica que los dos factores tienen una interpretación similar (Cliff, 1966).

#### Consistencia interna

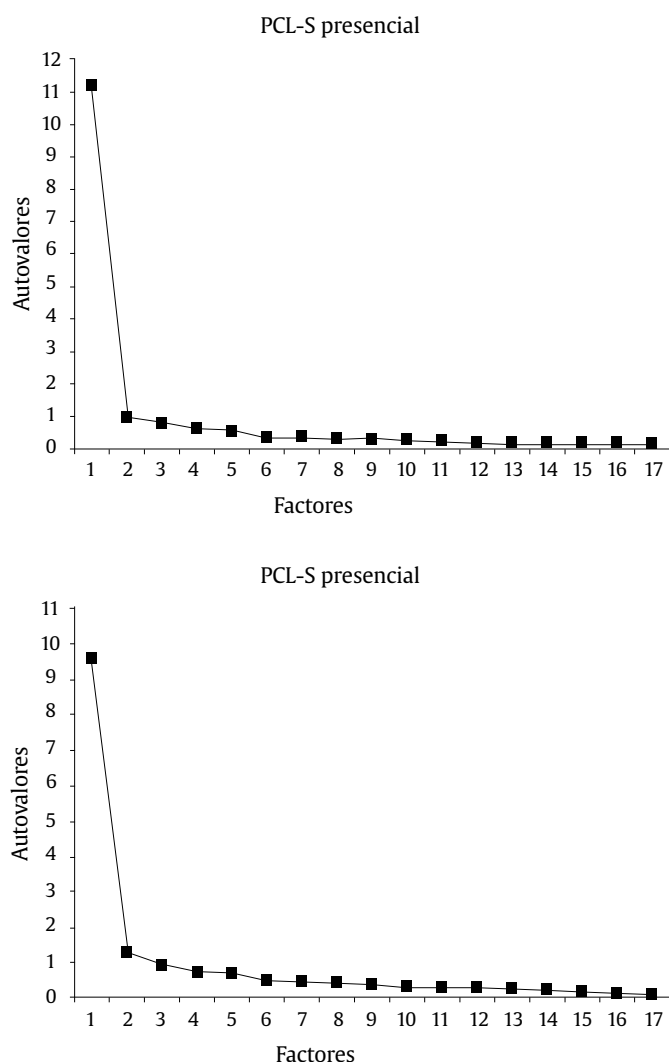
Se realizaron análisis de consistencia interna de cada uno de los formatos de aplicación de la PCL-S mediante el coeficiente alfa de Cronbach y su intervalo de confianza al 95%, para así poder comparar los coeficientes de cada formato, y mediante la correlación de los ítems con las puntuaciones totales corregidas sin el concurso del ítem en cuestión.

#### Distribución de las puntuaciones

Se calcularon estadísticos de tendencia central (media, mediana y moda), dispersión (desviación típica) y distribución (asimetría y curtosis) de las puntuaciones de la PCL-S presencial y telefónica.

#### Validación de grupos contrastados

Para examinar si las puntuaciones de la PCL-S presencial y telefónica discriminan entre personas con TEPT y con otros trastornos emocionales (depresivos o de ansiedad) o sin ningún trastorno, se realizaron ANCOVA sobre las puntuaciones en cada formato y en los que se incluyó, como covariables, 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 ( $n = 350$ ). Si el grupo clínico mostraba un efecto significativo, se realizaron posteriormente pruebas de Bonferroni para comparar dos a dos los grupos.



**Figura 1.** Gráficos de sedimentación de la PCL-S presencial y de la PCL-S telefónica

### Validación diagnóstica

Se empleó un análisis de la curva ROC (*receiver operating characteristic curves*) para evaluar si las puntuaciones de la PCL-S discriminaban entre los participantes que tenían un diagnóstico de TEPT ( $n = 146$ ) y los que no tenían ningún diagnóstico de trastorno emocional ( $n = 350$ ). Se calcularon las áreas bajo la curva ROC o AUC de ambas modalidades de la PCL-S y, para su comparación, se calcularon sus intervalos de confianza al 95% y se utilizaron los criterios convencionales: .70-.90 indicaría una precisión diagnóstica moderada y  $> .90$ , alta (Swets, 1988).

### Validación nomológica

Se calcularon las correlaciones de las puntuaciones de la PCL-S presencial con las medidas presenciales de depresión (BDI-II) y ansiedad (BAI) y las correlaciones de las puntuaciones de la PCL-S telefónica con las medidas telefónicas de depresión (BDI-II-Breve) y ansiedad (BAI-PC). Los coeficientes de correlación obtenidos entre las puntuaciones de la PCL-S y la medida de un mismo constructo (p. ej., depresión) para las dos formas de aplicación (presencial vs. telefónica) se compararon mediante pruebas para

la diferencia entre dos correlaciones dependientes con ninguna variable en común (Lee y Preacher, 2013).

## Resultados

### Validación factorial

Tanto con los datos de la PCL-S presencial como con los de la PCL-S telefónica, los resultados del test de esfericidad de Bartlett (7212.8, con  $p < .0001$ , ambos) y del test KMO (.953 y .932, respectivamente, ambos considerados muy buenos según los criterios convencionales) indicaban que ambas matrices de correlaciones policóricas eran adecuadas para el análisis factorial.

Los resultados de los gráficos de sedimentación (figura 1) y de los otros cuatro procedimientos de determinación del número de factores (tabla 2) señalaban casi unánimemente que, para ambos formatos de la PCL-S, la mejor solución factorial era unifactorial, la cual explicaba un 66% de varianza de la PCL-S presencial y un 56.4% de varianza de la telefónica. De hecho, para ambos formatos, los seis índices de bondad de ajuste de la solución unifactorial y los tres índices de unidimensionalidad obtuvieron valores que indicaban que la solución unifactorial mostraba un ajuste aceptable o bueno (tabla 2).

**Tabla 2.**

Resumen de los resultados de los análisis factoriales sobre la PCL-S administrada de forma presencial o telefónica

Resultados	PCL-S presencial	PCL-S telefónica
Nº recomendado de factores a extraer		
- Scree test (gráfico de sedimentación)	1	1
- Análisis paralelo optimizado	1	1
- Análisis paralelo clásico de Horn	1	1
- Método de Hull	1	1
- MAP de Velicer	2	1
% de varianza explicada de la solución unifactorial	66%	56.4%
Índices de ajuste de la solución unifactorial		
- $\chi^2$ / grados de libertad	3.39*	3.65*
- Índice de bondad de ajuste: GFI (IC al 95%)	.994* (.992-.996)	.987* (.985-.991)
- Índice de ajuste comparativo: CFI (IC al 95%)	.992* (.989-.996)	.987* (.985-.991)
- Índice de ajuste no normalizado: NNFI o TLI (IC al 95%)	.991* (.988-.995)	.986* (.983-.990)
- Error de aproximación cuadrático medio: RMSEA (IC al 95%)	.062* (.0475-.0682)	.065* (.0544-.0693)
- Raíz media cuadrática residual ponderada: WRMR (IC al 95%)	.073* (.062-.081)	.076* (.065-.081)
- Congruencia unidimensional: UniCo (IC al 95%)	.994* (.991-.996)	.984* (.969-.993)
- Varianza común explicada: ECV (IC al 95%)	.928* (.918-.945)	.896* (.880-.921)
- Media de las saturaciones absolutas residuales de los ítems: MIREAL (IC al 95%)	.186* (.143-.200)	.226* (.190-.247)

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:  $\chi^2 / gl < 5$ ; GFI, CFI y NNFI  $> .95$ ; RMSEA  $\leq .80$ ; WRMR  $< .90$ ; UniCo  $> .95$ ; ECV  $> .85$ ; MIREAL  $< .30$ .

Consistentemente, la matriz de pesos factoriales de los ítems de la PCL-S presencial en la solución unifactorial revelaba que todos los

ítems mostraban pesos en el rango de .70-.80, con la excepción del ítem 8 (amnesia relacionada con el trauma) que, no obstante, mostraba un peso superior a .40 (tabla 3). De manera similar, la matriz de pesos factoriales de los ítems de la PCL-S telefónica también revelaba que prácticamente todos sus ítems mostraban pesos en el rango de .70-.80, salvo dos: el ítem 6 (evitación de pensamientos), con un peso de .65, y, de nuevo, el ítem 8, con un peso de .34 (tabla 3).

En resumen, los resultados de los análisis factoriales indicaban que la estructura factorial tanto de la PCL-S presencial como de la telefónica es unifactorial y prácticamente la misma, ya que, además, tanto el valor del coeficientes de congruencia entre las dos soluciones factoriales ( $C$  de Tucker = .998) como el coeficiente de correlación entre las dos matrices de pesos factoriales ( $r = .921$ ) superaron los estándares que indican que las dos soluciones son virtualmente idénticas.

**Tabla 3.**  
Matriz de pesos factoriales en la solución unifactorial de la PCL-S presencial y de la PCL-S telefónica

Ítem	PCL-S presencial	PCL-S telefónica
1. Pensamientos intrusivos	.759	.727
2. Pesadillas	.819	.728
3. Reviviscencia	.768	.765
4. Reactividad emocional a estímulos	.786	.766
5. Reactividad fisiológica a estímulos	.859	.831
6. Evitación de pensamientos	.713	.653
7. Evitación de recordatorios	.826	.753
8. Amnesia relacionada con el trauma	.555	.345
9. Pérdida de interés	.841	.798
10. Sentimientos de desapego	.826	.720
11. Restricción de la vida afectiva	.774	.710
12. Sensación de futuro desolador	.844	.722
13. Dificultades para dormir	.821	.757
14. Irritabilidad	.805	.725
15. Dificultades para concentrarse	.870	.777
16. Hipervigilancia	.810	.765
17. Respuesta exagerada de sobresalto	.864	.805

### Consistencia interna

El hallazgo de una estructura factorial de un solo factor en ambas modalidades de la PCL-S confirma la propuesta original del instrumento de ofrecer una puntuación total de sintomatología de estrés postraumático y fundamenta la necesidad de examinar su fiabilidad. Los análisis revelaron un coeficiente alfa de Cronbach de .948 (IC al 95% = .942-.954) para la PCL-S presencial y de .923 (IC al 95% = .914-.932) para la telefónica, valores que indican que la consistencia interna de las puntuaciones de ambas formas es excelente ( $\geq .85$ ; Prieto y Muñiz, 2000). Dado que los intervalos de confianza de ambos coeficientes no se solapaban, se podría concluir que la consistencia interna de las puntuaciones de la PCL-S presencial es significativamente mayor que la de las puntuaciones de la PCL-S telefónica; sin embargo, la magnitud de la diferencia es muy pequeña, apenas dos centésimas, y, en cualquier caso, el coeficiente alfa de las puntuaciones de la PCL-S telefónica era mayor de .90.

Consistentemente, los índices de fiabilidad de las puntuaciones de los ítems eran elevados y parecidos en las dos formas de la PCL-S, ya que las correlaciones corregidas ítem-total eran superiores a .5 para todos los ítems, con la excepción del ítem 8 que presentaba una

correlación de .44 en la PCL-S presencial y de .24 en la telefónica (tabla 4).

**Tabla 4.**  
Medias ( $M$ ), desviaciones típicas ( $DT$ ) y correlaciones corregidas ítem-total ( $r_{tot}$ ) de los ítems de la PCL-S presencial y de la PCL-S telefónica

Ítem	PCL-S presencial			PCL-S telefónica		
	$M$	$DT$	$r_{tot}$	$M$	$DT$	$r_{tot}$
1. Pensamientos intrusivos	2.06	1.16	.68	2.09	1.22	.64
2. Pesadillas	1.44	0.94	.67	1.40	0.90	.57
3. Reviviscencia	1.47	0.93	.64	1.44	0.93	.61
4. Reactividad emocional a estímulos	2.50	1.30	.70	2.45	1.32	.69
5. Reactividad fisiológica a estímulos	1.78	1.18	.77	1.84	1.19	.74
6. Evitación de pensamientos	2.11	1.39	.64	2.12	1.40	.57
7. Evitación de recordatorios	1.81	1.28	.73	1.88	1.30	.65
8. Amnesia relacionada con el trauma	1.58	1.14	.44	1.44	0.98	.24
9. Pérdida de interés	1.78	1.18	.75	1.70	1.10	.68
10. Sentimientos de desapego	1.78	1.20	.74	1.65	1.07	.60
11. Restricción de la vida afectiva	1.47	0.98	.63	1.44	0.92	.56
12. Sensación de futuro desolador	2.01	1.39	.76	1.86	1.28	.61
13. Dificultades para dormir	2.03	1.34	.75	1.94	1.28	.66
14. Irritabilidad	1.84	1.19	.72	1.87	1.18	.62
15. Dificultades para concentrarse	1.97	1.23	.80	1.90	1.22	.68
16. Hipervigilancia	1.90	1.25	.73	2.00	1.33	.68
17. Respuesta exagerada de sobresalto	1.95	1.23	.79	2.02	1.32	.72

### Distribución de las puntuaciones

Las puntuaciones totales en la PCL-S oscilaban entre 17 para ambos formatos y 81 para la PCL-S presencial y 79 para la telefónica, siendo sus distribuciones muy parecidas y prácticamente normales: con ambos formatos se encontraron puntuaciones medias casi idénticas (31.49 vs. 31.03), medianas similares (26 vs. 27), modas iguales (17 en ambos casos), desviaciones típicas parecidas (15.08 vs. 13.48), índices de curtosis en el intervalo  $\pm 1$  que indica una distribución normal (0.237 vs. 0.468), e índices de asimetría casi iguales (1.09 vs. 1.07) que también se situaban prácticamente en el intervalo  $\pm 1$  que sugiere una distribución normal.

### Validación de grupos contrastados

Las medias y desviaciones típicas de las puntuaciones totales en la PCL-S presencial y telefónica para los tres grupos clínicos se recogen en la tabla 5. Los resultados de los ANCOVA revelaron que, controlando el sexo y la edad, el grupo clínico mostró un efecto significativo tanto para la PCL-S presencial,  $F(2, 629) = 442.91$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .585$ , como para la telefónica,  $F(2, 629) = 253.19$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .446$ . Las posteriores comparaciones entre pares de grupos revelaron resultados semejantes para ambos formatos: el grupo de participantes con TEPT mostró puntuaciones significativamente más altas en la PCL-S presencial y telefónica que los participantes con otros trastornos emocionales y que los participantes sin trastorno, y con diferen-

cias de tamaño del efecto grandes ( $d$  de Cohen = 1.47 y 1.09, y 2.84 y 2.19, respectivamente), y el grupo de participantes con trastornos emocionales mostró puntuaciones significativamente más altas en la PCL-S presencial y telefónica que los participantes sin trastornos, y con diferencias de tamaño del efecto también grandes ( $d$  de Cohen = 1.04 y 0.88, respectivamente).

**Tabla 5.**

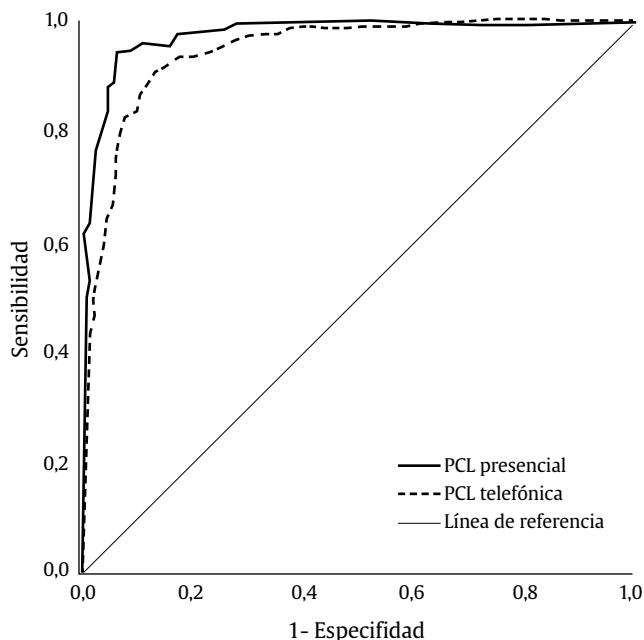
Medias y desviaciones típicas ( $DT$ ) de las puntuaciones totales en la PCL-S presencial y en la PCL-S telefónica de los grupos de víctimas con TEPT, con otros trastornos emocionales (depresivos o de ansiedad) y sin trastornos emocionales

Grupo de víctimas	PCL-S presencial		PCL-S telefónica	
	Media	$DT$	Media	$DT$
Con TEPT ( $n = 146$ )	51.26 <sup>a</sup>	12.56	46.23 <sup>a</sup>	12.11
Con otros trastornos ( $n = 138$ )	32.98 <sup>b</sup>	12.25	32.96 <sup>b</sup>	12.17
Sin trastornos ( $n = 350$ )	22.65 <sup>c</sup>	6.75	23.93 <sup>c</sup>	7.8

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

### Validación diagnóstica

En la [figura 2](#) se muestran las curvas ROC de las PCL-S presencial y telefónica para distinguir víctimas con diagnóstico de TEPT y sin diagnóstico de trastorno emocional. El AUC para la PCL-S presencial fue .972 ( $p < .001$ , IC al 95% = .957–.988) y para la telefónica, .943 ( $p < .001$ , IC al 95% = .922–.963), lo que indicaba, en ambos casos, un rendimiento diagnóstico alto (AUC > .90) para detectar personas con TEPT. Ambas curvas eran muy similares ([figura 2](#)) y, de hecho, los intervalos de confianza de sus AUC se solapaban, lo que indicaba que el rendimiento diagnóstico de ambas modalidades era similar.



**Figura 2.**

Curvas ROC de la PCL-S presencial y de la PCL-S telefónica para el diagnóstico del TEPT.

### Validación nomológica

En la [tabla 6](#) se presentan las correlaciones de la PCL-S presencial con el BDI-II y BAI, y las correlaciones de la PCL-S telefónica con el

BDI-II-Breve y BAI-PC. En ambas modalidades se encontraron correlaciones estadísticamente significativas y grandes ( $> .50$ ) entre la PCL-S y las medidas de depresión y ansiedad ([tabla 6](#)), siendo ligeramente más bajas para la PCL-S telefónica que para la presencial, diferencia que fue significativa en relación con la ansiedad (.745 vs. .809;  $z = 3.458$ ,  $p < .001$ ).

Dado que en la entrevista telefónica se aplicaron versiones breves de los inventarios de depresión y ansiedad que se aplicaron en la entrevista presencial, esas correlaciones ligeramente menores que presentaba la PCL-S telefónica podrían deberse a que las versiones breves presentan coeficientes de fiabilidad menores que las versiones completas. Para examinar esta posibilidad, se calcularon las correlaciones de la PCL-S telefónica modificando los coeficientes de fiabilidad del BDI-II-Breve y BAI-PC para igualarlos a los del BDI-II y BAI. Para ello, se utilizó la fórmula que [Martínez Arias et al. \(2014\)](#) recoge para examinar los cambios en la validez modificando el coeficiente de fiabilidad del criterio, la cual resultó en una correlación corregida de .794 entre la PCL-S telefónica y el BDI-II-Breve y una correlación corregida de .793 entre la PCL-S telefónica y el BAI-PC ([tabla 6](#)). Teniendo en cuenta estas correlaciones corregidas, las pruebas  $z$  no revelaron ninguna diferencia significativa entre las correlaciones con depresión y ansiedad de la PCL-S telefónica y las de la PCL-S presencial ( $z = 0.481$  con  $p = .630$  y  $z = 0.935$  con  $p = .340$ , respectivamente).

**Tabla 6.**

Correlaciones de la PCL-S presencial y de la PCL-S telefónica con las medidas correspondientes (presencial o telefónica) de síntomas depresivos y de ansiedad y diferencias entre las correlaciones

	Medida de depresión		$z$ de la diferencia presencial vs. telefónica	Medida de ansiedad		$z$ de la diferencia presencial vs. telefónica
	Presencial (BDI-II)	Telefónica (BDI-II-Breve)		Presencial (BAI)	Telefónica (BAI-PC)	
PCL-S presencial	.802		1.881 [0.481]	.809		3.458* [0.935]
PCL-S telefónica		.769 (.794)			.745 (.793)	

*Nota.* \* $p < .001$  (bilateral). Entre paréntesis, el coeficiente de correlación corregido si los coeficientes de fiabilidad del BDI-II-Breve y del BAI-PC fueran iguales que los del BDI-II y el BAI, respectivamente, y, entre corchetes, el valor del estadístico  $z$  de la diferencia de correlaciones en el caso de utilizar los coeficientes de correlación corregidos.

### Discusión

El objetivo principal de este estudio era analizar las propiedades psicométricas de la adaptación española de la PCL-S aplicada de forma presencial y telefónica y examinar si dichas propiedades son similares independientemente del modo de aplicación. Sus resultados permiten afirmar que, al menos cuando se evalúan personas víctimas del terrorismo, las medidas de la adaptación española de la PCL-S, tanto cuando se aplica presencialmente como telefónicamente, presentan buenos índices de validez factorial, consistencia interna, validez de grupos contrastados, validez diagnóstica y validez nomológica así como una distribución cercana a la normal, y que, en general, dichos índices son similares, sino idénticos, en ambos modos de aplicación.

Efectivamente, los resultados del presente estudio revelan que la PCL-S presenta una estructura unifactorial que es virtualmente idéntica en el formato presencial y telefónico y que es coherente con el propósito original del instrumento de proporcionar una puntuación total de sintomatología de estrés posttraumático.

Es cierto que en estudios previos sobre la PCL realizados con participantes de otros países, principalmente de EE. UU., y que habían sufrido

una gran variedad de acontecimientos traumáticos, se han obtenido soluciones factoriales de entre dos y cinco factores, y que lo habitual es que la solución unifactorial muestre índices de ajuste peores (Armour et al., 2015). Sin embargo, también existen estudios que han encontrado que la mejor solución es unifactorial (Drake-Brooks et al., 2020; Holmes, 2013). Además, las soluciones factoriales encontradas dependen del tipo de muestra (militares, civiles o estudiantes universitarios) o del sexo de los participantes (Armour et al., 2015), y, probablemente, también de otros factores como el tipo de acontecimiento traumático o la cultura, factores cuya influencia no se ha podido examinar todavía en profundidad por la excesiva homogeneidad de la literatura científica actual, ya que, por ejemplo, hay muchos estudios realizados en EE. UU. y con veteranos de guerra y muy pocos realizados en otros países y con personas víctimas del terrorismo. Por tanto, cabría la posibilidad de que, en víctimas de terrorismo españolas, la mejor solución factorial sea la unifactorial, tal y como apuntan los resultados del presente estudio, los cuales han mostrado ser consistentes con cinco procedimientos de determinación del número de factores, nueve índices de bondad de ajuste y unidimensionalidad y dos formas de aplicación, presencial y telefónica, que, a su vez, mostraron índices elevados de congruencia factorial.

Por otro lado, a pesar de las diferentes soluciones multifactoriales propuestas para la PCL, la escala es mayoritariamente utilizada como un instrumento unifactorial, ya que solo se suele utilizar su puntuación global tanto para la evaluación de la gravedad de los problemas como para la monitorización de los cambios clínicos durante el tratamiento o el cribado del TEPT (Bardhoshi et al., 2016; McDonald y Calhoun, 2010). De hecho, aunque alguno de los modelos multifactoriales mostrara un mejor ajuste que el unifactorial en una población o subpoblación dada, en la medida en que la solución unifactorial muestre también índices de ajuste aceptables, cabría la posibilidad de que este modelo fuera más consistente entre diferentes poblaciones o subpoblaciones (Drake-Brooks et al., 2020). Obviamente, esta posibilidad requiere que futuras investigaciones comprueben la generalización de las soluciones unifactoriales encontradas en el presente estudio con muestras españolas que hayan sufrido distintos acontecimientos traumáticos y presenten distintas características sociodemográficas.

Los resultados del presente estudio también muestran que las medidas de ambas formas de aplicación de la PCL-S son similares en cuanto a otras características psicométricas distintas a la validez factorial, ya que presentan unos índices excelentes de consistencia interna ( $\alpha > .90$ ), se distribuyen de manera aproximadamente normal, discriminan significativamente y con tamaños del efecto grandes (rango de  $d$  de Cohen = 0.88–2.84) entre personas con TEPT, con trastornos depresivos o de ansiedad y sin trastornos, muestran índices muy buenos de validez diagnóstica para identificar el TEPT ( $AUC > .90$ ) y presentan correlaciones significativas y grandes con medidas de otros constructos con los que el TEPT guarda una estrecha relación, a saber, depresión y ansiedad.

Es más, salvo una ligera superioridad prácticamente negligible de la PCL-S presencial sobre la telefónica en consistencia interna ( $\alpha = .948$  vs.  $.923$ ), las puntuaciones de ambas modalidades no difieren significativamente en características como su validez diagnóstica o nomológica.

En el único estudio previo que ha comparado las propiedades psicométricas de la PCL-S en su aplicación presencial y telefónica (Parker-Guilbert et al., 2015), solo se comparó la validez diagnóstica y se encontró que el AUC de ambos modos de aplicación no difería significativamente (.87 para presencial vs. .76 para telefónico), aunque el AUC de la PCL-S telefónica estaba por debajo del criterio considerado bueno por los autores del estudio ( $> .80$ ).

Los resultados del presente estudio, en cuanto a la ausencia de diferencias significativas entre ambos modos de aplicación, son coherentes con los de Parker-Guilbert et al. (2015). Sin embargo, en

este estudio se han encontrado índices de validez diagnóstica más elevados y que apoyan la utilidad de la PCL-S telefónica para identificar personas con probable TEPT. Estas diferencias entre el estudio de Parker-Guilbert et al. (2015) y el presente estudio quizá tengan que ver con el tipo de muestra evaluada: respectivamente, adultos estadounidenses de la comunidad que habían sufrido una gran variedad de traumas, principalmente, accidentes de tráfico o violencia de pareja, frente a víctimas españolas del terrorismo. Por tanto, serían necesarios nuevos estudios que aborden esta posible diferencia.

Por otro lado, la confianza en la validez diagnóstica de la adaptación española de la PCL-S en su aplicación telefónica, al menos con muestras españolas de personas víctimas del terrorismo, no solo descansa en unos mejores índices de validez diagnóstica que los del estudio de Parker-Guilbert et al. (2015), sino también en unos índices muy buenos respecto a otras propiedades psicométricas como consistencia interna, validez de grupos contrastados o validez nomológica, que, lamentablemente, no fueron examinadas por Parker-Guilbert et al. (2015). Es más, dicha confianza también descansa en el hecho de que, en este estudio, la PCL-S telefónica se aplicó una media de 117.7 días —casi 4 meses— antes de la entrevista estructurada diagnóstica que sirvió como criterio, la SCID-I-VC, la cual se aplicó durante la misma entrevista presencial en la que se administró la PCL-S presencial, por lo que el buen índice de validez diagnóstica de la PCL-S telefónica es, realmente, un índice de validez diagnóstica predictiva y, por tanto, tiene más mérito que la validez diagnóstica concurrente de la PCL-S presencial.

En resumen, los resultados del presente estudio sugieren que la PCL-S se puede aplicar telefónicamente con las mismas garantías psicométricas que cuando se aplica presencialmente, y que, en el caso de su adaptación española y con personas víctimas del terrorismo, ambas formas de aplicación presentan muy buenas propiedades psicométricas.

Estas conclusiones se deben valorar a la luz de las limitaciones del presente estudio. La más importante es que la muestra de participantes no fue seleccionada mediante un procedimiento aleatorio, sino que fue una muestra de conveniencia y, por tanto, susceptible a los sesgos de este tipo de muestreo (Pierce et al., 2020). Además, sería conveniente replicar esas buenas propiedades psicométricas en otras muestras españolas de personas que hayan sufrido otros acontecimientos traumáticos y, por supuesto, también sería conveniente examinar otras propiedades psicométricas no abordadas en el presente estudio como, por ejemplo, la fiabilidad test-retest o la validez convergente. A pesar de estas limitaciones, los hallazgos de este estudio sugieren que la PCL-S se puede aplicar con buenas garantías psicométricas por teléfono, lo que facilita la evaluación psicológica en situaciones donde la aplicación presencial es imposible como, por ejemplo, durante el confinamiento y la cuarentena provocadas por la COVID-19.

Finalmente, en la medida que solo existen dos estudios sobre las propiedades psicométricas de la adaptación española de la PCL-S presencial, y tales estudios solo habían abordado algunas pocas propiedades psicométricas (Vázquez et al., 2006, 2008) o lo habían hecho con una muestra de menor tamaño en un estudio no publicado (Reguera et al., 2014), el presente estudio confirma y amplía las garantías psicométricas de la PCL-S presencial para la evaluación de la sintomatología de estrés postraumático en población española.

## Agradecimientos

Esta investigación ha sido en parte posible gracias a una ayuda del Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades (ref. PGC2018-098387-B-I00) y a contratos de investigación con la Asociación Víctimas del Terrorismo (AVT).

## Referencias

- Armour, C., Mullerova, 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>
- Baenas, I., Caravaca-Sanz, E., Granero, R., Sánchez, I., Riesco, N., Testa, G., Vintró-Alcaraz, C., Treasure, J., Jiménez-Murcia, S., y Fernández-Aranda, F. (2020). COVID-19 and eating disorders during confinement: analysis of factors associated with resilience and aggravation of symptoms. *European Eating Disorders Review*, 1-9. <https://doi.org/10.1002/erv.2771>
- Bardhoshi, G., Erford, B. T., Duncan, K., Dummett, B., Falco, M., Deferio, K., y Kraft, J. (2016). Choosing assessment instruments for posttraumatic stress disorder screening and outcome research. *Journal of Counseling and Development*, 94(2), 184-194. <https://doi.org/10.1002/jcad.12075>
- 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* (Adaptación española: Sanz, J.). Pearson Educación.
- Beck, A. T., Steer, R. A., Ball, R., Ciervo, C. A., y Kabat, M. (1997). Use of the Beck Anxiety and Beck Depression Inventories for primary care with medical outpatients. *Assessment*, 4, 211-219. <https://doi.org/10.1177/107319119700400301>
- 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* (Adaptación española: Sanz, J., y Vázquez, C.). Pearson Educación.
- Cliff, J. (1966). Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika*, 31(1), 33-42. <https://doi.org/10.1007/BF02289455>
- Cooke, J. E., Eirich, R., Racine, N., y Madigan, S. (2020). Prevalence of post-traumatic and general psychological stress during COVID-19: a rapid review and meta-analysis. *Psychiatry Research*, 292, 113347. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113347>
- Departamento Psicosocial de la AVT. (2012). Convenio para el seguimiento psicológico de nuestros asociados. *Por ellos, por todos*, 13, 75-77. [https://avt.org/img/content/REVISTA/porellosportodos\\_mayo\\_12\\_num13.pdf](https://avt.org/img/content/REVISTA/porellosportodos_mayo_12_num13.pdf)
- Dillman, D. A., Smyth, J. D., y Christian, L. M. (2009). *Internet, mail, and mixed-mode surveys: the tailored design method* (3.ª ed.). Wiley.
- Drake-Brooks, M., Hinkson, K. D., Osteen, P., y Bryan, C. J. (2020). Examining the DSM-5 latent structures of posttraumatic stress disorder in a national sample of student veterans. *Journal of Anxiety Disorders*, 74, 102262. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102262>
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-241. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- 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, 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.
- García-Vera, M. P., Sanz, J., y Gutiérrez, S. (2016). A systematic review of the literature on posttraumatic stress disorder in victims of terrorist attacks. *Psychological Reports*, 119, 328-359. <https://doi.org/10.1177/0033294116658243>
- Groves, R. M., Fowler, F. J., Couper, M. P., Lepowski, J. M., Singer, E., y Tourangeau, R. (2004). *Survey methodology*. Wiley.
- Gutiérrez Camacho, S. (2016). *Prevalencia de trastornos psicológicos en población española víctima de atentados terroristas* (Tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid). <https://eprints.ucm.es/38866/1/T37663.pdf>
- Holmes, J. A. (2013). *September 11th, 2001. Acute stress and coping in a New York City metropolitan college sample* (Tesis doctoral, Universidad de Hawái, EE. UU.). UMI Dissertation Publishing nº 3586009. <https://www.proquest.com>
- Kessler, R. C., Aguilar-Gaxiola, S., Alonso, J., Benjet, C., Bromet, E. J., Cardoso, G., Degenhardt, L., de Girolamo, G., Dinolova, R. V., Ferry, F., Florescu, S., Gureje, O., Haro, J. M., Huang, Y., Karam, E. G., Kawakami, N., Lee, S., Lepine, J., Levinson, D., ... Koenen, K. C. (2017). Trauma and PTSD in the WHO World Mental Health Surveys. *European Journal of Psychotraumatology*, 8(suppl. 5), 1353383. <https://doi.org/10.1080/2008198.2017.1353383>
- Lee, I. A., y Preacher, K. J. (2013). *Calculation for the test of the difference between two dependent correlations with no variable in common* [Computer software]. <http://quantpsy.org/corrttest/corrttest3.htm>
- Lorenzo-Seva, U., y ten Berge, J. M. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, 2, 57-64. <https://doi.org/10.1027/1614-2241.2.2.57>
- Martínez Arias, M. R., Hernández Lloreda, M. J., y Hernández Lloreda, M. V. (2014). *Psicometría*. Alianza.
- McDonald, S. D., y Calhoun, P. S. (2010). The diagnostic accuracy of the PTSD Checklist: a critical review. *Clinical Psychology Review*, 30, 976-987. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.06.012>
- Parker-Guilbert, K., Leifker, F. R., Sippel, L. M., y Marshall, A. D. (2014). The differential diagnostic accuracy of the PTSD checklist among men versus women in a community sample. *Psychiatry Research*, 220(1-2), 679-686. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2014.08.001>
- Pierce, M., McManus, S., Jessop, C., John, A., Hotopf, M., Ford, T., Hatch, S., Wessely, S., y Abel, K. M. (2020). Says who? The significance of sampling in mental health surveys during COVID-19. *The Lancet Psychiatry*, 7(7), 567-568. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30237-6](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30237-6)
- Pietrzak, R. H., Van Ness, P. H., Fried, T. R., Galea, S., y Norris, F. (2012). Diagnostic utility and factor structure of the PTSD Checklist in older adults. *International Psychogeriatrics*, 24(10), 1684-1696. <https://doi.org/10.1017/S1041610212000853>
- Pöder, U., Ljungman, G., y Essen, L. v. (2008). Posttraumatic stress disorder among parents of children on cancer treatment: a longitudinal study. *Psycho-Oncology*, 17(5), 430-437. <https://doi.org/10.1002/pon.1263>
- Prieto, G., y Muñiz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77, 65-72.
- Reguera, B., Mínguez, A., Barranco, A., Rubert, L., Calle, A., Rodríguez, A., Gutiérrez, Pascual, S., y Sanz, J. (2014). *La Lista de Verificación del Trastorno por Estrés Postraumático (PCL): propiedades psicométricas de una versión española en víctimas de terrorismo*. Comunicación presentada en el X Congreso Internacional de la Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés (SEAS), Valencia, 11-13 de septiembre.
- Ribeiro, E., Sampaio, A., Gonçalves, M. M., Taveira, M. D. C., Cunha, J., Maia, A., Matos, M., Gonçalves, S., Figueiredo, B., Freire, T., y Soares, T. (2020). Telephone-based psychological crisis intervention: the Portuguese experience with COVID-19. *Counselling Psychology Quarterly*. <https://doi.org/10.1080/09515070.2020.1772200>
- Sanz, J., y García-Vera, M. P. (2012). *Propiedades psicométricas de una versión breve española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI)* (manuscrito no publicado). Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid.
- Sanz, J., García-Vera, M. P., Fortún, M., y Espinosa, R. (2005). *Desarrollo y propiedades psicométricas de una versión breve española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II)*. Comunicación presentada en el V Congreso Iberoamericano de Evaluación Psicológica, Buenos Aires (Argentina), 1-2 de julio.
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, 240, 1285-1293. <https://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, 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, 161-174. <https://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, 1326-1336. <https://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. <https://doi.org/10.1007/BF02293557>
- 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. Comunicación presentada en la 9ª Conferencia Anual de la International Society for Traumatic Stress Studies, 24-27 de octubre, San Antonio, Texas.
- West, S. G., Taylor, A. B., y Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation. 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. <https://doi.org/10.1002/da.20837>
- World Health Organization. (2020). *Virtual press conference on COVID-19 - 11 March 2020*. [https://www.who.int/docs/default-source/coronavirus/transcripts/who-audio-emergencies-coronavirus-press-conference-full-and-final-11mar2020.pdf?sfvrsn=cb432bb3\\_2](https://www.who.int/docs/default-source/coronavirus/transcripts/who-audio-emergencies-coronavirus-press-conference-full-and-final-11mar2020.pdf?sfvrsn=cb432bb3_2)