

Estructura Factorial de la Escala de Trastorno por Estrés Agudo en población mexicana

Factor Structure of Acute Stress Disorder Scale in Mexican population.

Raúl Durón Figueroa*, Georgina Cárdenas López y Anabel De la Rosa Gómez

Universidad Nacional Autónoma de México

Recibido el 14 de febrero de 2018; aceptado el 06 de febrero 2018

Resumen

El trastorno por estrés agudo se caracteriza por sintomatología asociada al trastorno por estrés postraumático durante las primeras cuatro semanas posteriores al trauma. Existen distintas limitaciones en la definición del constructo y su evaluación. El propósito del estudio fue validar la Escala de Trastorno por Estrés Agudo en población mexicana mediante análisis factoriales. Se contó con 204 participantes de entre 18 y 59 años de edad. El análisis factorial exploratorio arrojó tres factores donde se agrupan: síntomas de reexperimentación y activación, síntomas de evitación y síntomas disociativos, con una varianza explicada acumulada de 67.90%, así como un Alpha de Cronbach .96 para la escala global, y .94, .91 y .89 para cada factor; por último, el análisis factorial confirmatorio muestra un ajuste adecuado del modelo. Se concluye que la escala es válida y confiable en población mexicana, donde se sugiere realizar análisis factoriales en distintas poblaciones para una mayor definición. © 2017 Universidad Nacional Autónoma de México, Asociación Mexicana de Comportamiento y Salud. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras Clave: Trastorno por Estrés Agudo, evaluación, análisis de factores, población mexicana

Abstract

Acute stress disorder is characterized by symptomatology associated with posttraumatic stress disorder, occurring during the first four weeks after trauma. There are several limitations in the definition and evaluation of the construct. The purpose of the study was to validate the Acute Stress Disorder Scale in Mexican population through the analysis of factor structure. The study counted on 204 participants between 18 and 59 years of age. The results showed a load of three factors: reexperimentation and activation symptoms, avoidance symptoms and dissociative symptoms, with an accumulated explained variance of 67.90%, as well as a Cronbach Alpha of .96 for the global scale, and .94, .91 and .89 for each factor; also, a confirmatory factor analysis showed an adequate adjustment of the model. It is concluded that the scale is valid and reliable in Mexican population, where it is suggested additional analyzes in other populations to have a better definition. © 2017 Universidad Nacional Autónoma de México, Asociación Mexicana de Comportamiento y Salud. This is an Open Access article under the license CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Key Words: Acute Stress Disorder, evaluation, factor analysis, Mexican population

Introducción

El trastorno por estrés agudo (TEA) es un padecimiento que se presenta como consecuencia de algún acontecimiento traumático caracterizado por sintomatología que inicia a partir de tres días hasta cuatro semanas después del evento. Desde su inclusión al DSM-IV, y más especí-

* Autor para correspondencia
Correo electrónico: *raulduro7@gmail.com (R. Durón-Figueroa)
La revisión por pares es responsabilidad de la Asociación Mexicana de Comportamiento y Salud.

ficamente en la versión revisada (APA, 2000), el TEA ha sido identificado mediante el cuadro clínico del Trastorno por Estrés Postraumático (TEPT), considerándose como un trastorno predictor a este; dentro de este diagnóstico se logran identificar síntomas de reexperimentación, evitación y activación, además de síntomas disociativos, siendo estos últimos, además de la temporalidad, la principal diferencia entre ambos trastornos (Bryant, 2007; Mordeno y Cue, 2015). Desde que el TEA fue incluido en la clasificación de trastornos mentales, se han desarrollado una gran cantidad de trabajos teóricos y empíricos enfocados en la validez de éste y en aspectos relacionados con las respuestas agudas disociativas y postraumáticas, y la supuesta predicción de otras patologías a largo plazo, principalmente el TEPT (Cardeña & Carlson, 2011). A su vez, existen distintas teorías explicativas acerca de este trastorno y su sintomatología específica, las cuales explican las reacciones traumáticas, mismas que están ligadas, también, al TEPT; dentro de estos fundamentos destacan las teorías disociativas (Cardeña & Spiegel, 1993; Spiegel, Koopman, & Classen, 1994), las teorías biológicas (Van der Kolk, 1996), las teorías cognitivas (Foa y Kozak, 1986; Foa, Steketee y Rothbaum, 1989; Lang, 1977), y por último, las teorías integrativas (Ehlers y Steil, 1995; Foa y Hearst-Ikeda, 1996), las cuales buscan retomar las teorías anteriores e integrarlas para explicar las reacciones postraumáticas.

A pesar de la postura mencionada y de la relación existente entre ambos trastornos, han existido distintas controversias en torno a la clasificación diagnóstica del TEA y su grado de predicción sobre el TEPT, por lo cual han existido ciertas limitaciones en cuanto a su evaluación. Gran parte de dichas controversias han estado relacionadas a los síntomas disociativos, ya que, anteriormente, eran enfatizados tales síntomas, siendo necesarios estar presentes, lo cual limitaba en gran parte su diagnóstico, y a su vez, la predicción sobre el TEPT (Harvey y Bryant, 2002). En un modelo más reciente planteado en el DSM 5 (APA, 2013) se presentan cambios en cuanto a criterios diagnósticos, donde resalta el hecho de que ya no necesariamente deben presentarse los síntomas disociativos; a partir de esto, distintos autores han propuesto que, considerando este nuevo modelo, resulta más flexible su diagnóstico, logrando identificar mayores casos, y a su vez, presentándose un mayor nivel de predicción sobre el TEPT (Bryant, Friedman, Spiegel, Ursano & Strain, 2010; Bryant, Creamer, O'Donnell, Silove, McFarlane y Forbes, 2015).

En cuanto a la evaluación del TEA, tomando en cuenta la relación con el TEPT ya mencionada, en gran parte de los estudios se ha medido su sintomatología utilizando escalas desarrolladas para medir TEPT, así como escalas complementarias para los síntomas disociativos, como por ejemplo la Escala de Impacto del Evento (Impact Event Scale; Horowitz, Wilner y Álvarez, 1979), la Escala de Síntomas de Trastorno por Estrés Postraumático (Foa, Riggs, Dancu y Rothbaum, 1993), y para la sintomatolo-

gía específica de disociación, la Escala de Experiencias Disociativas (Dissociative Experiences Scale; Bernstein y Putnam, 1986) y el Cuestionario de Experiencias de Disociación Peritraumática (Peritraumatic Dissociation Experiences Questionnaire; Marmar et al, 1994); de tal manera, se han desarrollado pocas escalas específicas para la evaluación del TEA (Bryant, Harvey, Dang y Sackville, 1998; Bryant, 2013). Específicamente, en la actualidad, se cuenta con tres instrumentos específicos para medir el TEA: la Entrevista Estructurada para Trastorno por Estrés Agudo (Acute Stress Disorder Interview; Bryant et al, 1998), el Cuestionario de Reacción Aguda al Estrés de Stanford (The Stanford Acute Stress Reaction Questionnaire; Cardeña, Classen y Spiegel, 1991; Cardeña, E., Koopman, C., Classen, C., Waelde, L. & Spiegel, D., 2000), y la Escala de Trastorno por Estrés Agudo (Acute Stress Disorder Scale; Bryant, Moulds y Guthrie, 2000).

La Escala de Trastorno por Estrés Agudo, es una escala autoaplicada basada en la Entrevista Estructurada de TEA mencionada anteriormente, que fue desarrollada para identificar la sintomatología de TEA, además de lograr identificar aquellos sujetos que estén en riesgo de desarrollar TEPT. El inventario está conformado por 19 reactivos, los cuales se califican en una escala tipo Likert que va de 1 (no, en absoluto) a 5 (bastante), mismos que fueron desarrollados con base a la sintomatología descrita en el DSM IV, misma que está dividida en cuatro subescalas: síntomas disociativos, síntomas de reexperimentación, síntomas de evitación y síntomas de activación. A su vez, la escala cuenta con un punto de corte de >56 para considerar, además del diagnóstico clínico, un fuerte poder de predicción en cuanto al desarrollo de TEPT 6 meses después.

En cuanto a las propiedades psicométricas del instrumento, los autores desarrollaron distintos análisis de confiabilidad y validez (Bryant, Moulds y Guthrie, 2000). En un inicio, en cuanto a la validez de contenido, los reactivos fueron desarrollados con base en los ya incluidos en la Entrevista estructurada para trastorno por estrés agudo, mismos que describen la sintomatología descrita en el DSM IV, los cuales fueron analizados por 6 expertos en trastornos relacionados al trauma; la escala cuenta con 19 reactivos donde se incluyen 5 para síntomas disociativos, 4 para síntomas de reexperimentación, 4 para síntomas de evitación y 6 para síntomas de activación. Los reactivos fueron revisados por 5 expertos en el diagnóstico y tratamiento de los trastornos asociados al trauma mediante una escala de 5 puntos (1 = no en absoluto, 5 = bastante) para medir la relevancia, especificidad y claridad de cada reactivo; los resultados mostraron medias de 4.86, 4.44 y 4.51 respectivamente, indicando un puntaje alto en cuanto al desarrollo de los mismos.

Para evaluar la validez convergente, se realizó la comparación del instrumento con escalas específicas de disociación, reexperimentación, evitación y activación, utilizando los puntajes totales para cada subescala. Para esto, se utilizaron 99 participantes (65 hombres y 34 mu-

jeros) con una media de edad de 31.5 años, los cuales fueron referidos por un centro especializado en TEPT como consecuencia de accidente vehicular ($n = 54$), asaltos ($n = 26$) y accidentes industriales ($n = 19$). En general, se encontraron fuertes correlaciones positivas en cuanto a las subescalas de reexperimentación, evitación y activación, mientras que se presentó una correlación débil en las subescalas de síntomas disociativos; en este último caso, los autores mencionan que podría deberse a las distintas limitaciones que presenta la clasificación de los síntomas disociativos, así como las limitaciones en cuanto a la definición existente en los criterios diagnósticos de TEA. En este mismo estudio, en cuanto a las calificaciones obtenidas de la escala, la media del puntaje final fue de 44.93 (DE= 22.24); por su parte, para los participantes que cumplieron con los criterios diagnósticos de TEA (28%) se obtuvo una media 65.11 (DE= 14.74), mientras que la submuestra que no presentó diagnóstico de TEA obtuvo una media de 36.97 (DE= 19.54). A su vez, utilizando la misma muestra, se realizó otro estudio para obtener la validez predictiva, mismo que tuvo como finalidad determinar en qué grado la escala predice el desarrollo de TEPT; para esto, se aplicó la Escala de Trastorno por Estrés Postraumático administrada por el clínico (CAPS; Blake, Weathers, Nagy, Kaloupek, Gasman, Charney & Keane, 1995) 6 meses después para identificar a aquellos que desarrollaron TEPT posteriormente. Dentro de los resultados se encontraron fuertes correlaciones en las escalas de TEA y TEPT, además, el 90% de los participantes que presentaron TEPT habían presentado TEA previamente y, por otro lado, 80% de los que no presentaron TEPT tampoco habían presentado TEA; mediante este estudio, los autores determinaron que un punto de corte >56 de la escala es un buen predictor de TEPT, donde el 91% de los participantes que fueron diagnosticados con TEA presentaron sintomatología de TEPT seis meses después, y por su parte, el 93% de los casos que no presentaron TEA tampoco desarrollaron sintomatología de TEPT.

Como parte de la confiabilidad de la escala se realizaron análisis de consistencia interna, así como un análisis de test-retest. Se contó con 107 participantes (49 hombres y 58 mujeres) con una media de edad de 38.5 años. En cuanto a la consistencia interna, se realizaron cálculos del coeficiente Alpha de Cronbach para los puntajes de la escala global, así como para cada subescala, donde se encontró un alpha de .96 para la escala global, .84 para síntomas disociativos, .87 para reexperimentación, .92 para evitación y .93 para activación. Por su parte, los análisis de test-retest arrojaron una correlación de .94 para la escala global, en cuanto a las subescalas del instrumento, el análisis mostró una correlación de .85 para síntomas disociativos, .94 para síntomas de reexperimentación, .89 para evitación y .94 para activación.

En cuanto a la estructura factorial del instrumento se utilizaron dos muestras de los estudios previos considerando diferentes tipos de trauma; víctimas de accidentes

y asaltos ($n=99$) y víctimas de incendios ($n=107$), mismas que fueron analizadas por separado mediante un análisis factorial exploratorio varimax rotado. Dentro del primer análisis referente a la muestra que incluía víctimas de accidentes y asaltos, se encontró una carga de tres factores con un 74% de varianza explicada acumulada. Asimismo, el primer factor describe el 42% de la varianza y engloba los síntomas intrusivos (reexperimentación, activación y evitación), el segundo factor describe el 23% de la varianza e incluye los síntomas disociativos, y por último, el tercer factor describe el 9%, donde se presenta únicamente el ítem de amnesia disociativa. Para el segundo estudio, utilizando la muestra referente a víctimas de incendio, se encontró una carga de 4 factores con una varianza explicada acumulada de 66%; a su vez, el primer factor describe el 25% de la varianza e incluye los reactivos referentes a síntomas de activación, recuerdos intrusivos, pesadillas, malestar intenso por recordatorios del trauma y aturdimiento, dentro del segundo factor se describe el 16% de la varianza y se encuentran los ítems referentes a evitación, así como amnesia disociativa y malestar intenso, el tercer factor describe el 16% y engloba los síntomas disociativos, y por último, el cuarto factor describe el 10%, donde se encuentran los ítems de hipervigilancia, sobresaltos y reexperimentación.

Considerando la estructura factorial de los estudios realizados, los autores encontraron que la escala tiene una carga factorial parcialmente consistente con la sintomatología descrita en el DSM-IV. Así, proponen una estructura factorial descrita en cuatro dimensiones que describieron como: Síntomas disociativos, lo cual es consistente con el hecho de que los síntomas disociativos se consideran distintos (o aislados) a los demás síntomas postrauma, un segundo factor llamado Intrusión/Activación, donde se incluyen los síntomas de reexperimentación y activación, siendo esto consistente con el hecho de que la activación está fuertemente correlacionada con los malestares asociados a los recordatorios del trauma (Bryant y Harvey, 2000), un tercer factor llamado Evitación, y un cuarto factor llamado Reactividad, ya que en este último se encuentran por separado los síntomas de hipervigilancia y reexperimentación.

A pesar de los análisis presentados en el estudio anterior, se presentan algunas inconsistencias en cuanto a la estructura factorial de la escala y la definición del TEA (Bryant, Moulds y Guthrie, 2000; Edmonson, Mills y Park, 2010), esto considerando la falta de claridad en cuanto a la definición del trastorno, así como el tipo de población (considerando el tipo de trauma estudiado), por lo que se ha sugerido replicar los análisis factoriales en distintas poblaciones considerando diferentes tipos de eventos traumáticos.

Con base en lo anterior, Edmonson y sus colaboradores (2010) realizaron un análisis factorial confirmatorio para tener mayor claridad en cuanto a la estructura factorial del TEA utilizando la escala en cuestión, para el cual se utilizó una muestra de 132 personas víctimas del Hura-

cán Catrina, en Nuevo Orleans. En el estudio se probaron tres modelos factoriales basados en la estructura factorial descrita en el DSM IV y en un estudio previo (Brooks, Bryant, O'Donnell, Creamer y McFarlane, 2008), en los cuales se identifica un modelo de cuatro factores (reexperimentación, activación, evitación y síntomas disociativos), así como un segundo modelo de tres factores que agrupa los síntomas de activación y reexperimentación en conjunto y los síntomas de evitación y síntomas disociativos por separado, y por último, un tercer modelo en el cual se agrupan dos factores considerando los síntomas intrusivos (reexperimentación, evitación y activación) en conjunto y los síntomas disociativos por separado). Los autores encontraron que el modelo de cuatro factores propuesto no se ajustó adecuadamente a los resultados obtenidos; por otro lado, el modelo de dos factores tuvo un mejor ajuste, lo cual sugiere que la escala logra identificar los síntomas intrusivos asociados al TEPT dentro de los primeros días después de un evento traumático, y que estos síntomas difieren de las reacciones disociativas.

En general, se han realizado insuficientes estudios para definir la estructura factorial del TEA. Además, como consecuencia de la falta de claridad del constructo y la deficiente investigación del mismo, ha resultado complicada la medición. Parte de las recomendaciones de los estudios previos, consisten en realizar análisis factoriales adicionales en distintas poblaciones y con diferentes tipos de trauma para tener mayor claridad de la estructura factorial de dicho constructo (Bryant, Moulds y Guthrie, 2000; Edmonson, Mills y Park, 2010).

A su vez, actualmente no existen escalas adaptadas y validadas en México para medir el TEA, por lo que se han utilizado escalas de TEPT para medir los síntomas de reexperimentación, evitación y activación (Cárdenas, De la Rosa, Durón y Durán, 2015). De tal manera, se requieren de escalas específicas para medir la sintomatología asociada dentro de las primeras cuatro semanas después de un acontecimiento traumático, y de tal manera identificar aquellas personas que están en riesgo de desarrollar TEPT, para así intervenir de manera temprana.

Tomando en cuenta lo anterior, el presente trabajo tiene por objetivo validar y adaptar la Escala de Trastorno por Estrés Agudo en población mexicana mediante la estructura factorial de esta.

Método

Participantes

En el estudio participaron 204 personas, de entre 18 y 59 años de edad, con una media de 32.23 (DE=8.53), de los cuales fueron 59 hombres y 145 mujeres (28.9% y 71.1% respectivamente). Los participantes aceptaron participar de manera voluntaria por medio del Sistema de Universidad Abierta y Educación a Distancia (SUAYED) de la Universidad Nacional Autónoma de México, donde se realizó una aplicación en línea para detectar niveles de

estrés y reacciones postraumáticas en población mexicana a través de distintas escalas.

Instrumentos

- Escala de Trastorno por Estrés Agudo (ASDS; Bryant, Moulds y Guthrie 2000). Es una escala basada en la Entrevista Estructurada para Trastorno por Estrés Agudo (Bryant, Harvey, Dang y Sackville, 1998). La escala cuenta con 19 reactivos que se califican en una escala tipo Likert que va de 1 (nada) a 5 (totalmente), mismos que describen la sintomatología de TEA que incluye los síntomas de reexperimentación, activación, evitación y síntomas disociativos. En cuanto a la calificación, los autores proponen un punto de corte de >56, el cual sirve para detectar a aquellos individuos que están en riesgo de desarrollar TEPT.

- Lista Checable de Trastorno por Estrés Postraumático para DSM 5 (PCL 5; Blevins, Weathers, Davis, Witte y Domino, 2015). Es una escala basada en la Lista Checable de Trastorno por Estrés Postraumático (PCL; Weathers, 2008), en las cuales se añaden tres reactivos adicionales de acuerdo con a los criterios del DSM 5. El instrumento cuenta con 20 reactivos que se califican en una escala tipo Likert que va de 0 (nada) a 4 (totalmente); dichos reactivos describen la sintomatología referente a los criterios diagnósticos de reexperimentación, evitación, activación y alteraciones cognitivas. En cuanto a las propiedades psicométricas la escala muestra una adecuada consistencia interna con un Alpha de .94 y confiabilidad test-retest ($r = .82$), así como una adecuada validez convergente ($r_s = .74$ a $.85$) y divergente ($r_s = .31$ a $.60$). Los autores proponen un punto de corte >33 para tener un diagnóstico parcial de TEPT.

Procedimiento

Para el propósito de la presente adaptación a población mexicana se realizó una traducción al idioma español, la cual fue revisada por tres investigadores expertos en evaluación y tratamiento de trastornos asociados al trauma, mismos que realizaron las observaciones y modificaciones pertinentes. Para la aplicación de la escala, se envió una invitación en línea para participar de manera voluntaria en una serie de encuestas enfocadas en explorar situaciones de estrés y reacciones postraumáticas en población mexicana, dicha invitación se realizó por medio de la SUAYED de la UNAM. A través de una plataforma virtual se incluyeron las instrucciones del instrumento, donde se indicó a los participantes identificar alguna situación estresante y/o traumática en el último mes, y con base en eso responder los reactivos de la escala, los cuales se presentaban posteriormente en la plataforma. Una vez obtenidos los resultados, se realizaron los análisis estadísticos correspondientes mediante el paquete estadístico SPSS versión 23, donde se realizaron análisis fac-

toriales exploratorios con el método de máxima verosimilitud con rotación Oblimin, siendo estos en la actualidad los métodos más apropiados para el análisis factorial exploratorio de acuerdo a revisiones rigurosas sobre dichos análisis (Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás, 2017), así como análisis de confiabilidad Alpha de Cronbach para la escala global y las distintas subescalas. Posteriormente, se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) cuyo objetivo fue comparar el ajuste de tres modelos: 1) uno en el que se replicaba la estructura factorial del ASDS obtenida en el análisis factorial exploratorio (3 factores correlacionados), 2) otro en el que se asumía la posibilidad de que los tres factores de primer orden se agrupen bajo uno de segundo orden y 3) otro en el que se replicaba la estructura factorial descrita en la escala original.

El software empleado en la realización de estos análisis fue el EQS versión 6.2 (Bentler, 2006). La violación del principio de normalidad se corrigió empleando métodos de estimación robustos. La bondad de ajuste de los distintos modelos factoriales se analizó a partir de los siguientes índices: la Chi Cuadrado de Satorra-Bentler (χ^2), el Chi Cuadrado Relativo ($\chi^2/G.L.$), la significación general del modelo (p), la Raíz Cuadrada Media del Error de Aproximación (RMSEA) y los Índices de Ajuste Comparativo (CFI) e Incremental (IFI). Se consideró un ajuste apropiado cuando el χ^2 no resultaba significativo ($p > .05$), el $\chi^2/G.L.$ se situaba entre 1 y 2, el CFI y el IFI eran $\geq .95$ y el RMSEA $\leq .05$ (Bagozzi y Yi, 2011). Según criterios laxos, valores entre 2 y 3 para el $\chi^2/G.L.$, $\geq .90$ para el CFI y el IFI y $\leq .08$ para el RMSEA se podían considerar también aceptables (Hooper, Coughlan y Mullen, 2008). Por último, para determinar la validez convergente de la escala, se realizaron análisis de correlaciones con constructos relacionados utilizando la escala global y subescalas de la versión en español de la Lista Checable de Trastorno por Estrés Postraumático para DSM 5 (PCL 5; Blevins, Weathers, Davis, Witte y Domino, 2015); para esto, además de la escala de estrés agudo, se aplicó a los mismos participantes del estudio la escala de estrés postraumático y así comprobar las correlaciones de las subescalas de reexperimentación, evitación y activación, así como de la escala global.

Resultados

En cuanto a las medidas descriptivas del instrumento, para la calificación final, se obtuvo una media de 44.82 (DE=21.50), con un rango de puntuación de 19 a 94. Con la finalidad de comparar a aquellos participantes que obtuvieron puntajes altos y bajos (considerando el punto de corte propuesto por los autores para el diagnóstico clínico), para los puntajes bajos se obtuvo una media de 32.41 (DE=9) y un rango de 19 a 55, y en el caso de los puntajes altos se obtuvo una media de 71.95 (DE=10.05) con un rango de 58 a 94. A su vez, para la escala global se obtuvo un Alpha de

Cronbach de .96, lo cual muestra una buena consistencia interna.

Más adelante se realizó un análisis factorial exploratorio mediante el método de máxima verosimilitud con rotación Oblimin. El análisis arrojó un índice KMO de .95, así como una prueba esfericidad significativa ($p < .000$), lo cual permitió llevar a cabo un análisis factorial adecuado. El análisis factorial exploratorio inicial arrojó 3 factores, mismos que explican el 67.90% de la varianza (tabla 1), donde los reactivos fueron asignados a los factores considerando una carga factorial mayor a .30, siendo un puntaje recomendado en revisiones rigurosas actualizadas (Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás, 2017), y la relación teórico-conceptual de cada factor. El primer factor agrupa 9 reactivos de la escala e incluye los síntomas de activación y reexperimentación, el cual explica el 58.88% de la varianza, el segundo factor incluye 4 reactivos donde se agrupan los síntomas de evitación y explica el 4.86% de la varianza, y por último, el tercer factor incluye 6 reactivos que describen los síntomas disociativos y explica el 4.15 % de la varianza. A su vez, se realizó en análisis de fiabilidad mediante el Alpha de Cronbach para cada factor, donde se obtuvo un alpha de .94 para el factor 1, .91 para el factor 2 y .89 para el factor 3.

Para contrastar empíricamente si la estructura factorial del ASDS se ajusta mejor a la obtenida durante el análisis factorial exploratorio o a la estructura descrita en la escala original, se realizó un AFC por medio del programa de ecuaciones estructurales EQS versión 6.2 aplicando el método de ML Robusto (método que permite obtener estadísticos que corrigen el efecto de la violación del principio de distribución normal). Partiendo de los resultados obtenidos en el análisis factorial exploratorio, se contrastaron tres modelos: el primero (M1) replicaba la estructura factorial derivada del análisis factorial exploratorio (tres factores de primer orden correlacionados), el segundo (M2) proponía que los tres factores de primer orden se agrupaban bajo uno de segundo orden que explicaba la varianza compartida y el tercero (M3) replicaba la estructura factorial original del cuestionario.

Como se describe en la tabla 1, el modelo cuyos índices de ajuste resultaron más satisfactorios fue el segundo (M2) (figura 1). En este modelo, el valor de significación del χ^2 de Satorra-Bentler (χ^2 corregido para muestras que no siguen el supuesto de normalidad) no superó el valor .05 para considerar el ajuste del modelo satisfactorio; sin embargo, se ha demostrado que este estadístico está altamente condicionado por el tamaño muestral (Jöreskog & Sörbom, 1993; Markland, 2007), que en nuestro estudio supera mucho el estándar exigido para realizar este tipo de análisis (Hair, Black, & Babin, 2010). Por ello, resulta más conveniente prestar atención a otros índices menos sensibles al tamaño muestral.

Tabla 1. Matriz factorial con tres factores

Reactivos	Factores		
	Factor 1 Síntomas de Activación / Reexperimentación	Factor 2 Síntomas de Evitación	Factor 3 Síntomas Disociativos
16	.893	-.057	.021
5	.863	.076	-.046
14	.763	.102	-.040
18	.733	.039	.173
19	.621	.000	.207
6	.468	.209	.368
17	.433	.268	.391
9	.399	.099	.092
7	.356	.218	.180
12	-.099	.842	.130
11	.013	.832	-.025
13	.244	.812	-.159
10	-.092	.774	.189
4	-.040	.023	.861
3	.020	.029	.825
5	.011	.073	.662
2	.315	.072	.506
1	.243	.016	.481
8	.230	.218	.329
%Varianza Explicada	58.88	4.86	4.15
&Varianza Acumulada	58.88	63.74	67.90
Alpha de Cronbach	.94	.91	.89

Método de Extracción: Máxima Verosimilitud. Método de rotación Oblimin con Normalización Kaiser. La rotación convergió en 10 iteraciones

Tabla 2. Índices de bondad de ajuste para los distintos modelos factoriales del IH

	X ²	G.L.	p	X ² /G.L.	RMSEA	CFI	IFI
M1 (tres factores correlacionados)	314.20	149	<0.001	2.10	1.07	.94	.95
M2 (tres factores de primer orden y uno de segundo orden)	262.53	146	<0.001	1.79	0.06	.96	.96
M3 (4 factores correlacionados - estructura original-)	404.91	146	<0.001	2.77	0.06	.92	0.92

Nota: X² = X² de Satorra-Bentler; X² relativo; RMSEA = Raíz cuadrada media del error de aproximación; CFI = Índice de ajuste comparativo; IFI= Índice de ajuste incremental.

En este sentido, el valor del X² relativo (X²/G.L.) fue de 1.79, considerándose un ajuste aceptable valores por debajo de 3 y perfecto entre 1 y 2. El RMSE se situó por muy cercano al valor de .05 que exigen los criterios más estrictos para considerar un modelo parsimonioso, lo cual indica un ajuste adecuado, pero no perfecto. Para finalizar, el CFI y el IFI alcanzaron un valor de 0.96, siendo el punto de corte establecido para considerar excelente el ajuste del modelo.

Por último, para determinar la validez convergente de la

escala se realizaron correlaciones con subescalas de trauma referentes a síntomas de reexperimentación, activación y evitación, donde se aplicó a los mismos participantes del estudio una escala que mide dichos constructos. Como se observa en la tabla 3, se obtuvieron correlaciones positivas estadísticamente significativas entre las escalas globales y las subescalas de reexperimentación, activación y evitación, las cuales muestran correlaciones de .88, .87, .84 y .77 respectivamente (p<.01).

Figura 1. Factores de primer orden y uno de segundo orden

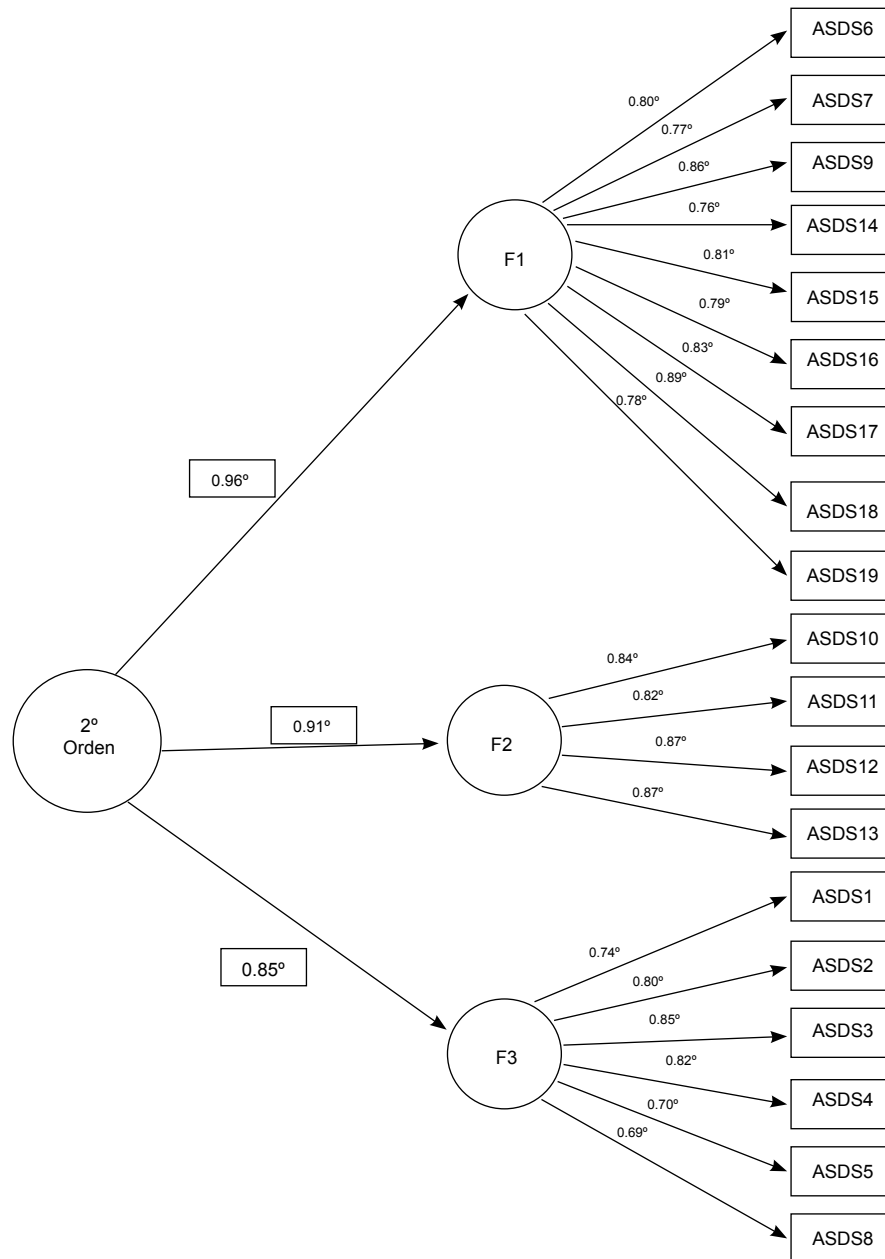


Tabla 3. Correlaciones entre la escala global y subescalas de la Escala de Transtorno por Estrés Agudo y constructos de trauma relacionados.

Escala de Transtorno por Estrés Agudo	PCL 5 Escala Global	PCL 5 Reexperimentación	PCL 5 Activación	PCL 5 Evitación
Escala Global	.88**	.86**	.81**	.75**
Reexperimentación	.83**	.87**	.75**	.69**
Activación	.86**	.80**	.84**	.63**
Evitación	.71**	.70**	.61**	.77**

Nota: PCL 5 = Lista Checable para Transtorno de Estrés Postraumático del DSM 5
 ** p<.01

Discusión

El propósito del presente trabajo fue validar la escala de Trastorno por Estrés Agudo a población mexicana mediante el análisis de la estructura factorial de la misma, así como la consistencia interna de la escala global y las subescalas de los factores. En el análisis factorial exploratorio se encontraron tres factores, los cuales se han definido como 1) síntomas de reexperimentación y activación, 2) síntomas de evitación y 3) síntomas disociativos. De acuerdo con la definición del DSM-IV (APA, 2000), la estructura factorial encontrada en la población mexicana, describe las categorías de forma parcial, ya que estas están definidas en cuatro categorías, las cuales dividen los síntomas de activación, reexperimentación, evitación y síntomas disociativos.

De acuerdo a los autores de la escala original (Bryant, Moulds y Guthrie, 2000), el hecho de que los síntomas de activación y reexperimentación se encuentren englobados en un mismo factor, podría deberse a que las reacciones agudas de activación están relacionadas en gran medida con las respuestas de malestar relacionado a los recordatorios intrusivos del trauma, lo cual indica que los resultados obtenidos en el presente estudio son consistentes con los estudios previos, mientras que los síntomas de evitación y síntomas disociativos cargan en factores separados, siendo también consistente con la definición del TEA en el DSM-IV y con las propiedades psicométricas del instrumento en estudios previos (Bryant, Moulds y Guthrie, 2000; Edmonson, Mills y Park, 2010), donde se ha propuesto que los síntomas disociativos difieren de las demás reacciones post-traumáticas descritas. A diferencia del primer análisis factorial de la escala original compuesto por tres factores, el cual agrupa los síntomas intrusivos en un solo factor (reexperimentación, activación y evitación), los síntomas disociativos en un segundo factor y la amnesia disociativa en el tercer factor, el análisis del presente estudio es parcialmente más consistente con la definición del DSM-IV (APA, 2000).

Más adelante se realizó el análisis factorial confirmatorio para probar los modelos, donde se encontró un mejor ajuste en el modelo que contempla los tres factores de primer orden del presente estudio y uno de segundo orden que explica la varianza compartida entre ellos (M2), lo cual permite sugerir que este modelo propuesto es el que mejor se ajusta en contraste con el primer modelo (M1) y el modelo original de la escala (M3). Estos resultados son congruentes con lo que se espera de un cuestionario que además de permitir la obtención de puntuaciones en sus distintas subescalas, permite obtener un sumatorio global que correspondería al nivel de sintomatología de estrés agudo general, no sólo la específica o por dominios de síntomas.

En cuanto a la confiabilidad del instrumento, se obtuvo un Alpha de Cronbach de .96, mientras que las subescalas mostraron coeficientes de .94, .91 y .89 respectivamente. Considerando lo anterior, los resultados obtenidos muestran una buena consistencia interna del instrumento en población mexicana.

Para determinar la validez convergente de la escala se realizaron análisis de correlación con subescalas que están asociadas a la sintomatología de TEA, donde los datos mostraron correlaciones positivas tanto en la escala global como en las subescalas de reexperimentación, activación y evitación, lo cual muestra una validez convergente apropiada.

En conclusión, el presente estudio permitió la adaptación y validación de la Escala de Trastorno por Estrés Agudo con una buena consistencia interna y una estructura factorial aceptable, así como una validez convergente adecuada, lo cual permite aplicarse en la evaluación de dicho trastorno en población mexicana. Los resultados permitieron ampliar la estructura factorial de la misma en una población distinta a los estudios previos, lo cual aporta más información de la estructura factorial de esta, considerando la sugerencia de otros autores para ampliar la definición del trastorno (Bryant, Moulds y Guthrie, 2000; Edmonson, Mills y Park, 2010). Sin embargo, es importante considerar las limitaciones que tuvo el presente estudio; como mencionan los autores de la escala, se debe tener un mayor control en los distintos tipos de trauma para la aplicación de la escala, ya que existe cierta falta de claridad en la definición del constructo. Así, tomando en cuenta esta inconsistencia en la definición del constructo, es recomendable realizar análisis factoriales adicionales en distintas poblaciones con un mayor control en los distintos tipos de trauma para tener mayor claridad en cuanto a la estructura de la escala en estudios posteriores.

Autoría

Los autores contribuyeron al escrito de la siguiente manera: OGA, captura de datos y redacción del escrito; JLT, determinación del objetivo del artículo, supervisión y financiamiento del proyecto; IT y AHM: revisión del artículo en toda su extensión, así como asesoramiento del apartado metodológico; JMLW: revisión del todo el escrito en cuanto a normativa de publicación y financiación de la publicación.

Referencias

- American Psychiatric Association. (2000). Diagnostic and statistical manual of mental disorders, (4th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association. (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders, (5th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (2011). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(1), 8-34. <http://doi.org/10.1007/s11747-011-0278-x>

- Bentler, P. M. (2006). EQS structural equations program manual. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bernstein, E. & Putnam, F. (1986). Development, reliability, and validity of a dissociation scale. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 174, 727-735. doi: 10.1097/00005053-198612000-00004
- Blake, D., Weathers, F., Nagy, L., Kaloupek, D., Gasman, F., Charney, D. & Keane, T. (1995). The development of a clinician administered PTSD scale. *Journal of Traumatic Stress*, 8, 75-90. doi: 10.1007/bf02105408
- Blevins, C., Weathers, F., Davis, M., Witte, T. & Domino, J. (2015). The Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Development and Initial Psychometric Evaluation. *Journal of Traumatic Stress*, 28, 489-498. doi: 10.1002/jts.22059
- Brooks R, Silove D, Bryant R, O'Donnell M, Creamer M, McFarlane, A. (2008). A confirmatory factor analysis of the acute stress disorder interview. *Journal of Traumatic Stress*, 21, 352-355. doi: 10.1002/jts.20333
- Bryant, R. (2007). Acute stress disorder treatment guidelines. Deerfield, IL: International Society Trauma Stress Studies.
- Bryant, R. Creamer, M., O'Donnell, M., Silove, D., McFarlane, A. & Forbes, D. (2015). A Comparison of the Capacity of DSM-IV and DSM-V Acute Stress Disorder definitions to Predict Posttraumatic Stress Disorder and Related Disorders. *Journal of Clinical Psychiatry*, 76(4), 391-397. doi: 10.4088/jcp.13m08731
- Bryant, R., Friedman, M., Spiegel, D., Ursano, R. & Strain, J. (2010). A review of Acute Stress Disorder in DSM-5. *Depression and Anxiety*, 1 - 16. doi: 10.1176/foc.9.3.foc335
- Bryant, R. A, Harvey, A. G., Dang, S., & Sackville, T. (1998). Assessing acute stress disorder: Psychometric properties of a structured clinical interview. *Psychological Assessment*, 10, 215-220. doi: 10.1037//1040-3590.10.3.215
- Bryant, R., Moulds, M. & Guthrie, R. (2000). Acute Stress Disorder Scale: A self-report measure of acute stress disorder. *Psychological Assessment*, Vol. 12, No. 1, 61-68. doi: 10.1037//1040-3590.12.1.61
- Bryant, R. (2013). An Update of Acute Stress Disorder. *PTSD Research Quarterly*, Vol. 24, No. 1.
- Cárdenas, G., De la Rosa, A., Durón, R. & Durán, X. (2015). VR exposure for trauma and stress-related disorders for city violence crime victims. En Pareto, L., Sharkey, P. & Merrick, J. (Eds.). *Technology, Rehabilitation and Empowerment of People with Special Needs* (pp. 61-72). New York: Nova Science.
- Cardeña, E. & Carlson, E. (2011). Acute Stress Disorder Revisited. *Annual Review of Clinical Psychology*, 7, 245-67. doi: 10.1146/annurev-clinpsy-032210-104502
- Cardeña, E., Classen, C., & Spiegel, D. (1991). Stanford acute stress reaction questionnaire. Stanford, CA: Stanford University Medical School.
- Cardeña, E. & Spiegel, D. (1993). Dissociative reactions to the San Francisco Bay Area earthquake of 1989. *American Journal of Psychiatry*, 150, 474-478. doi: 10.1176/ajp.150.3.474
- Cardeña, E., Koopman, C., Classen, C., Waelde, L. & Spiegel, D. (2000). Psychometric Properties of the Stanford Acute Stress Reaction Questionnaire (SASRQ): A Valid and Reliable Measure of Acute Stress. *Journal of Traumatic Stress*, Vol. 13, No. 4, 719-734. doi: 10.1023/a:1007822603186
- Edmonson, D., Mills, M. y Parks, C. (2010). Factor structure of the Acute Stress Disorder Scale in a Sample of Hurricane Katrina evacuees. *Psychological Assessment*, 22(2), 269-278. doi:10.1037/a0018506.
- Ehlers, A. & Steil, R. (1995). Maintenance of intrusive memories in posttraumatic stress disorder: A cognitive approach. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 23, 217-249. doi: 10.1017/s135246580001585x
- Foa, E. & Hearst-Ikeda, D. (1996). Emotional dissociation in response to trauma: An information-processing approach. In Michelson, L. & Ray, W. (Eds.), *Handbook of dissociation: Theoretical and Clinical perspectives* (pp. 207-222). New York: Plenum.
- Foa, E. & Kozak, M. (1986). Emotional processing of fear: Exposure to corrective information. *Psychological Bulletin*, 99, 20-35. doi: 10.1037//0033-2909.99.1.20
- Foa, E., Riggs, D., Dancu, C. & Rothbaum, B. (1993). Reliability and validity of a brief instrument for assessing post-traumatic stress disorder. *Journal of Traumatic Stress*, 6, 459-473. doi: 10.1007/bf00974317
- Foa, E., Steketee, G. & Rothbaum, B. (1989). Behavioral/cognitive conceptualizations of post-traumatic stress disorder. *Behavior Therapy*, 20, 155-176. doi: 10.1016/s0005-7894(89)80067-x
- Hair, J. F., Black, W. C., & Babin, B. J. (2010). *Multivariate Data Analysis: A Global Perspective*. Boston: Pearson.
- Harvey, G. & Bryant, R. (2002) Acute stress disorder: a synthesis and critique. *Psychol Bull* 2002, 128: 886-902. doi: 10.1037//0033-2909.128.6.886
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modeling: Guidelines for Determining Model Fit. *Electronic Journal on Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Horowitz, M., Wilner, N., & Alvarez, W. (1979). The Impact of Event Scale: A measure of subjective stress. *Psychosomatic Medicine*, 41, 209-218. doi: 10.1097/00006842-197905000-00004
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1993). LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language. Chicago, IL: Scientific Software Interna-

tional Inc.

- Lang, P. (1977). Imagery in therapy: An information processing analysis of fear. *Behavior Therapy*, 8, 862-886. doi: [10.1016/s0005-7894\(77\)80157-3](https://doi.org/10.1016/s0005-7894(77)80157-3)
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A. & Tomás, I. (2017). El análisis factorial exploratorio de los ítems: análisis guiado según los datos empíricos y el software. *Anales de Psicología*, 33, 2, 417-432. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.2.270211>
- Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 851-858. doi: <http://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.023>
- Marmar, C., Weiss, D., Schlenger, W., Fairbank, J., Jordan, K., Kulka, R. & Hough, R. (1994). Peritraumatic dissociation and posttraumatic stress in male Vietnam theater veterans. *American Journal of Psychiatry*, 151, 902-907. doi: [10.1176/ajp.151.6.902](https://doi.org/10.1176/ajp.151.6.902)
- Mordeno, I. & Cue, M. (2015). Examining the Latent Structure of Acute Stress Disorder Symptoms in Filipino-Victims of a Flashflood Disaster. *Community Mental Health Journal*, 51:613-620. doi: [10.1007/s10597-015-9826-z](https://doi.org/10.1007/s10597-015-9826-z)
- Spiegel, D. Koopman, C. Classen, C. (1994). Acute stress disorder and dissociation. *Australian Journal of Clinical and Experimental Hypnosis*, 22, 11-23.
- Van der Kolk, B. (1996). The psychobiology of PTSD. En Van der Kolk, B., McFarlane, A. & Weisaeth, L. (Eds.), *Traumatic stress: The effects of overwhelming experience on mind, body, and society* (pp. 214-241). New York: Guilford Press.
- Weathers, F. W. (2008). Posttraumatic Stress Disorder Checklist. In G. Reyes, J. D. Elhai, & J. D. Ford (Eds.), *Encyclopedia of psychological trauma* (pp. 491-494). Hoboken, NJ: Wiley