

Dimensionalidad, validez nomológica y consistencia interna de la escala breve de Davidson para estrés postraumático en estudiantes de Santa Marta, Colombia

Dimensionality, nomological validity and internal consistency of the brief Davidson scale for post-traumatic stress in students from Santa Marta, Colombia

Dimensionalidade, validade nomológica e consistência interna da escala abreviada de Davidson para estresse pós-traumático em estudantes de Santa Marta, Colômbia

Adalberto Campo-Arias¹, Edwin Herazo², Carmen Cecilia Caballero-Domínguez³.

¹ Magíster en Salud Sexual y Reproductiva. Universidad del Magdalena, Santa Marta, Colombia. acampo@unimagdalena.edu.co; ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2201-7404>

² PhD (c) en Salud Pública, Magíster en Bioética e Historia. Instituto de Investigación del Comportamiento Humano, Bogotá, Colombia. eh@comportamientohumano.org; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9461-7997>

³ PhD en Psicología. Universidad del Magdalena, Santa Marta, Colombia. ccaballero@unimagdalena.edu.co; ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3730-2750>

Recibido: 30/09/2019. Aceptado: 22/05/2020. Publicado: 23/07/2020

Campo-Arias A, Herazo E, Caballero-Domínguez CC. Dimensionalidad, validez nomológica y consistencia interna de la escala breve de Davidson para estrés postraumático en estudiantes de Santa Marta, Colombia. Rev. Fac. Nac. Salud Pública. 2020;38(3):e339851. DOI <https://doi.org/10.17533/udea.rfnsp.e339851>

Resumen

Objetivo: Conocer la dimensionalidad, la validez nomológica y la consistencia interna de la escala breve de Davidson para estrés postraumático en estudiantes de media vocacional de Santa Marta, Colombia. **Metodología:** En el segundo semestre de 2018, un total de 1462 estudiantes de décimo y undécimo grado, entre 13 y 17 años ($M = 16,0$; $DE = 0,8$), 60,3 % de sexo femenino, diligenció la escala breve de Davidson para estrés postraumático. Se realizaron análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Se calculó la consistencia interna de la dimensión, con los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald. **Resultados:** En el análisis factorial exploratorio, la escala breve de Davidson para estrés postraumático mostró Kaiser-Meier-Olkin = 0,714, chi cuadrado de Bartlett = 783,3

($gl = 6$; $p = 0,001$), y valor propio de 1,99, que explicó el 49,7 % de la varianza. En el análisis factorial confirmatorio, chi cuadrado = 5,921; $gl = 2$; $p = 0,052$; raíz del cuadrado medio del error de aproximación = 0,037 (IC 90 % 0,000-0,072); índice comparativo de ajuste = 0,995; índice de Tucker-Lewis = 0,985 residual cuadrada media estandarizada = 0,011. El alfa de Cronbach fue 0,66, y la omega de McDonald, 0,69. **Conclusiones:** La escala breve de Davidson para estrés postraumático es unidimensional, con aceptable consistencia interna.

-----**Palabras clave:** Estrés postraumático, escala breve de Davidson, posconflicto colombiano, estudios de validación; Santa Marta (Colombia).

Abstract

Objective: To determine the dimensionality, nomological validity and internal consistency of the brief Davidson scale for post-traumatic stress in average vocational students from Santa Marta, Colombia. **Methodology:** In the second semester of 2018, a total of 1,462 tenth and eleventh grade students aged between 13 and 17 years old ($M = 16.0$; $DE = 0.8$), 60.3% female, filled out the brief Davidson scale for post-traumatic stress. Exploratory and confirmatory factor analyses were performed. The internal consistency of the dimension was calculated with Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients. **Results:** In the exploratory factor analysis, the brief Davidson scale for post-traumatic stress showed Kaiser-Meier-Olkin = 0.714, Bartlett's chi square = 783.3 ($gl = 6$; $p = 0.001$), and an

eigenvalue of 1.99, which explained 49.7% of the variance. In the confirmatory factor analysis, chi square = 5.921; $gl = 2$; $p = 0.052$; root of the mean square of the error of approximation = 0.037 (CI 90% 0.000-0.072); comparative adjustment index = 0.955; Tucker-Lewis index = 0.985 standardized mean square residual = 0.011. Cronbach's alpha was 0.66, and McDonald's omega was 0.69. **Conclusions:** The brief Davidson scale for post-traumatic stress is one-dimensional, with acceptable internal consistency.

-----**Keywords:** Post-traumatic stress, brief Davidson scale, post-conflict Colombia, validation studies; Santa Marta (Colombia).

Resumo

Objetivo: Conhecer a dimensionalidade, a validade nomológica e a consistência interna da escala abreviada de Davidson para estresse pós-traumático em estudantes dos últimos dois anos do ensino médio de Santa Marta, Colômbia. **Metodologia:** No segundo semestre de 2018, um total de 1462 alunos dos anos 10º e 11º, entre 13 e 17 anos ($M = 16,0$; $DE = 0,8$), 60,3 % de gênero feminino, preencheram a escala abreviada de Davidson para estresse pós-traumático. Análises fatorial exploratória e confirmatória foram realizadas. A consistência interna da dimensão foi calculada, com os coeficientes alfa de Cronbach e ômega de McDonald. **Resultados:** Na análise fatorial exploratória, a escala abreviada de Davidson para estresse pós-traumático mostrou Kaiser-Meier-Olkin = 0,714,

chi quadrado de Bartlett = 783,3 ($gl = 6$; $p = 0,001$), e valor próprio de 1,99, que explicou 49,7 % da variância. Na análise fatorial confirmatória, o chi quadrado = 5,921; $gl = 2$; $p = 0,052$; raiz do quadrado médio do erro de aproximação = 0,037 (IC 90 % 0,000-0,072); Índice comparativo de ajuste = 0,955; Índice Tucker-Lewis = 0,985 residual quadrada média estandarizada = 0,011. O alfa de Cronbach foi 0,66, e o ômega do McDonald foi 0,69. **Conclusões:** A escala abreviada de Davidson para estresse pós-traumático é unidimensional, com consistência interna aceitável.

-----**Palavras-chave:** Estresse pós-traumático, escala abreviada de Davidson, pós-conflito colombiano, estudos de validação; Santa Marta (Colômbia).

Introducción

La violencia sociopolítica en el contexto del conflicto armado interno colombiano representó una fuente de variados estresores para la población, dados los frecuentes desplazamientos forzados, las masacres, las torturas, las desapariciones y otras formas de violencia y de vulneraciones de los Derechos Humanos y del Derecho Internacional Humanitario, que atentaban contra la integridad física y emocional de los ciudadanos [1-3]. Con la firma del acuerdo de paz con las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia en 2016 y el inicio del período de posconflicto, se evidenció una reducción en el número de víctimas directas de la violencia sociopolítica [4]. Sin embargo, tomaron mayor relevancia otros agentes de violencia, delincuencia común, bandas criminales o grupos asociados al tráfico de sustancias ilegales, que igualmente generan situaciones que comprometen la integridad física o emocional en la vida cotidiana [5]. Adicionalmente, debe tenerse presente que la reincorporación de los integrantes de los grupos armados a la vida

civil no resuelve de manera automática las inequidades y desigualdades sociales, la exclusión, la expropiación de los territorios y el empobrecimiento progresivo de las poblaciones marginadas [3,4].

En consecuencia, era de esperar una alta frecuencia de síntomas emocionales asociados a la exposición a estresores en la población colombiana. Por ejemplo, adultos colombianos en situación de desplazamiento, víctimas de la violencia sociopolítica, muestran prevalencias hasta del 88 % de síntomas; los posibles casos, el 97,3 %, y los casos de trastorno de estrés postraumático (TEPT), el 21 % [6]. Por lo tanto, es importante conocer el desempeño psicométrico de instrumentos válidos y confiables para el tamizaje de posibles casos de TEPT, no solo en víctimas del pasado conflicto armado interno en respuesta al sufrimiento emocional a las situaciones propias de una guerra [7], sino también en personas de la población general víctimas de la delincuencia común [8].

Existen varias escalas autodilenciables para el tamizaje de TEPT; sin embargo, la escala breve de Davidson para estrés postraumático (EBDEP) es una de las

pocas que cuenta con un número reducido de ítems, está disponible para uso gratuito y presenta similar desempeño psicométrico que la versión de 17 ítems [9-11].

La EBDEP se compone de cuatro ítems, tomados de la versión 17 de la escala de Davidson para trauma (EDT). Esta última se diseñó con base en los criterios del *Manual diagnóstico y estadístico de trastornos mentales* (DSM), versión IV, de la Asociación Psiquiátrica Americana [12].

La EBDEP se conoce igualmente como SPAN, con base en el acrónimo en inglés de las categorías: *startle*, sobresalto; *physiological arousal*, excitación fisiológica; *anger*, ira, y *numbness*, entumecimiento [13].

Meltzer-Brody, Churchill y Davidson, en una muestra de 243 sobrevivientes de varios eventos traumáticos, como desastres naturales, asalto sexual y combates, observaron que la EBDEP, para un punto de corte de 5 puntos, mostró una sensibilidad de 84 %; especificidad, 91 %; valor predictivo positivo, 89, y valor predictivo negativo, 87 [13]. Evaluaciones posteriores del rendimiento de la escala frente a una entrevista clínica como criterio de referencia han expuesto valores aceptables para diferentes puntos de corte, según la prevalencia de TEPT en la muestra evaluada [14-16].

En el contexto clínico, el rendimiento de la EBDEP, respecto a una entrevista clínica estructurada, tiene mejor indicador de validez y utilidad práctica [17]; sin embargo, en países como Colombia, que asignan pocos recursos financieros para la investigación, la evaluación sin criterio de referencia es una alternativa razonable para la estimación de la validez y la confiabilidad de los instrumentos de medición en salud [17,18]. En un único estudio en Corea del Sur, Seo *et al.*, en una muestra de 93 pacientes que reunían criterios para TEPT, observaron alta consistencia interna, coeficiente de alfa de Cronbach de 0,80 y aceptable validez nomológica para la EBDEP; asimismo, los pacientes con TEPT tuvieron puntuaciones significativamente más altas que pacientes con otros trastornos mentales y que otro grupo control, sin diagnóstico psiquiátrico, $p < 0,001$ [14].

No se conocen estudios que exploren la dimensionalidad de la EBDEP; estudiar esta característica es una alternativa razonable para la evaluación de constructos como TEPT [19].

La *dimensionalidad* hace parte de los indicadores de validez de una escala de medición y se refiere al número de factores o dimensiones teóricas que se evalúan con un conjunto de ítems. Para una escala de cuatro ítems, se espera observar una sola dimensión [19]. La *validez nomológica* es una prueba basada en observaciones previas o hipótesis, sobre cuál deben ser las puntuaciones según una característica particular, por ejemplo, en hombres y mujeres [17,18]. Por su parte, la *consistencia interna* es una prueba de confiabilidad y no es más que el promedio

de las correlaciones en las puntuaciones de los ítems que hacen parte de una escala [17].

El tamizaje de posibles casos de TEPT en adolescentes colombianos con instrumentos de medición como las escalas es una estrategia costo-efectiva [17]; más aún en zonas con antecedentes de alto impacto de conflicto sociopolítico, dado que esto ayuda a la atención en salud integral, diferencial y diferenciada de las poblaciones [20]. Además, minimiza la repetida victimización [7], especialmente si se tiene en cuenta que, en el sistema de salud colombiano, las acciones de salud pública, promoción de la salud, prevención de la enfermedad y demás intervenciones se deben realizar desde la estrategia de atención primaria en salud [21].

El objetivo del presente estudio fue conocer la dimensionalidad, la validez nomológica y la consistencia interna de la EBDEP en una muestra de estudiantes de media vocacional de Santa Marta, Colombia.

Metodología

Se diseñó un estudio de validación de un instrumento de medición aprobado por el Comité de Ética en Investigación de la Universidad del Magdalena, en sesión ordinaria del 12 de julio de 2018, como parte del proyecto “Polivictimización en adolescentes escolarizados de Santa Marta (Magdalena): prevalencia y algunos factores asociados”. Todos los tutores firmaron consentimiento informado y los estudiantes dieron el correspondiente asentimiento, en consonancia con las normas colombianas y la declaración de Helsinki [22].

En el estudio participaron 1462 estudiantes de décimo y undécimo grado de colegios oficiales y privados, del área urbana de Santa Marta, Colombia.

Como criterio de inclusión para la edad, se tomó el rango entre 13 y 17 años ($M = 16,0$; $DE = 0,8$) (véase Tabla 1).

Para conocer la historia de eventos traumáticos se averiguó por 10 situaciones de victimización: 7 eventos se tomaron y adaptaron del “Cuestionario de violencia juvenil” [23]; 2 eventos (intimidación escolar e intimidación virtual) se tomaron de la encuesta “Vigilancia del comportamiento de riesgo juvenil de Estados Unidos” [24], y el último fue una pregunta sobre la situación de desplazamiento forzado. Se halló que el 21,8 % de los participantes negó victimización; el 27,1 % informó un evento de victimización, y el 51,1 %, más de un evento o polivictimización.

Como se anotó, la EBDEP se compone de cuatro ítems, que abordan molestias que las personas pueden presentar después de experimentar un evento estresor importante (atracó, accidente, secuestro, desastres naturales como inundaciones, etc.) y que ofrecen cinco opciones de respuesta (nunca, casi nunca, algunas veces,

Tabla 1. Características demográficas de los participantes.

	Característica	Frecuencia	%
Edad	13-15 años	425	29,1
	16-17 años	1037	70,9
Sexo	Femenino	882	60,3
	Masculino	580	39,7
Grado	Décimo	809	55,3
	Undécimo	653	44,7
	1	396	27,1
	2	329	22,5
Estrato	3	410	28,0
	4	98	6,7
	5	24	1,6
	6	15	1,0
	No respondió	190	13,0

muchas veces y siempre), que se califican de 1 a 5, con puntuaciones totales entre 4 y 20 [13]. Los ítems son:

1. ¿Ha tenido manifestaciones físicas por recuerdos del acontecimiento? (Incluye sudores, temblores, taquicardia, disnea, náuseas o diarrea).
2. ¿Ha tenido problemas para sentir tristeza o alegría?
3. ¿Ha estado irritable o ha tenido ataques de ira?
4. ¿Ha estado nervioso o nerviosa, o se ha asustado fácilmente?

La dimensionalidad se exploró mediante análisis factorial exploratorio (AFE), en el que se calcularon los coeficientes KMO (Kaiser-Meier-Olkin) [25], chi cuadrado de Bartlett [26], comunalidades, coeficientes, valor propio y varianza explicada. Y en el análisis factorial confirmatorio (AFC) se estimaron los estadísticos chi cuadrado; la raíz del cuadrado medio del error de aproximación (*Root Mean Square Error of Approximation*, RMSEA); el índice comparativo de ajuste (*Comparative*

Fit Index, CFI); el índice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis Index*, TLI), y la residual cuadrada media estandarizada (*Standardized Mean Square Residual*, SRMR).

Para probar la validez nomológica o teórica, se compararon las puntuaciones entre estudiantes no victimizados, victimizado una vez y polivictimizados, mediante análisis de varianza (prueba F). Se planteó la hipótesis que se observaría un efecto dosis-respuesta según el número de experiencias de victimización, es decir, a más eventos de victimización, mayor sería la puntuación total en la EBDEP.

La consistencia interna se calculó con los coeficientes alfa de Cronbach [27] y omega de McDonald [28]. Asimismo, para cada ítem se observó media (M), desviación estándar (DE), correlación de Pearson corregida entre el ítem y la puntuación total, y el coeficiente de alfa de Cronbach, con la omisión del ítem. El análisis se realizó en STATA 13.0 de StataCorp [29].

Resultados

En ese apartado, primero se presentan los hallazgos en las pruebas de validez, dimensionalidad y validez nomológica, y seguidamente, las pruebas de confiabilidad.

Dimensionalidad

En el AFE para la EBDEP, se observó KMO = 0,714, chi cuadrado de Bartlett = 783,3 ($gl = 6; p = 0,001$), comunalidades entre 0,191 y 0,488, coeficientes en la matriz entre 0,438 y 0,699, y un valor propio de 1,99 para el único factor retenido, que explicó el 49,7 % de la varianza (véase Tabla 2). En el AFC, los estadísticos fueron chi cuadrado = 5,921; $gl = 2; p = 0,052$; RMSEA = 0,037 (IC 90 %: 0,000-0,072); CFI = 0,995; TLI = 0,985 y SRMR = 0,011.

La Figura 1 muestra la estructura de la EBDEP.

Tabla 2. Comunalidades y coeficientes del AFC, correlación corregida con la puntuación total y alfa de Cronbach con la omisión del ítem.

Ítem	Comunalidad	Coficiente	Correlación corregida con el total	Alfa de Cronbach con la omisión del ítem
1. Manifestaciones físicas	0,191	0,438	0,36	0,65
2. Tristeza / alegría	0,345	0,588	0,46	0,59
3. Irritabilidad	0,488	0,699	0,52	0,54
4. Nerviosismo	0,321	0,567	0,45	0,59

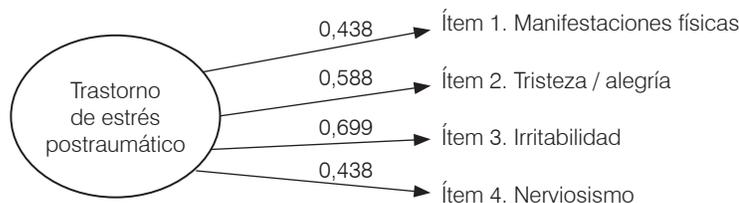


Figura 1. Estructura de la escala breve de Davidson para estrés postraumático.

Validez nomológica

Las puntuaciones totales se observaron entre 4 y 20 ($M = 9,7$; $DE = 3,3$). La diferencia en las puntuaciones en no victimizados ($M = 8,0$; $DE = 3,1$), victimizados una vez ($M = 9,2$; $DE = 3,0$) y polivictimizados ($M = 10,8$; $DE = 3,1$) fue estadísticamente significativa (prueba $F = 98,7$; $p = 0,001$).

Consistencia interna

La media para el ítem 1 fue 1,6 ($DE = 1,0$); ítem 2, 2,4 ($DE = 1,3$); ítem 3, 2,8 ($DE = 1,2$); y el ítem 4 fue de 2,8 ($DE = 1,2$). Las correlaciones corregidas entre ítem y puntuación total se encontraron entre 0,36 y 0,52; y alfas de Cronbach con la omisión del ítem, entre 0,54 y 0,65 (véase Tabla 1). El coeficiente alfa de Cronbach para la escala total fue 0,66, y omega de McDonald, 0,69.

Discusión

La EBDEP es una escala unidimensional, que presenta aceptable validez nomológica y consistencia interna al ser aplicada en estudiantes de media vocacional de Santa Marta, Colombia. Con anterioridad, no se había explorado la dimensionalidad de esta versión de la EDT. Pero, como era de esperar para cuatro ítems, ellos dan cuenta de casi el 50 % de la varianza [19] y se corrobora por los excelentes indicadores de bondad de ajuste en el AFC [30].

Asimismo, la validez nomológica se acepta, al mostrar puntuaciones estadísticamente significativas según la historia de eventos de victimización. Esto es congruente con lo informado por Seo *et al.*, que evidenciaron que los pacientes que reunían criterios para TEPT alcanzaron mayores puntuaciones que personas con otros diagnósticos y sin diagnóstico [14].

Por último, la consistencia interna está en el límite inferior del rango aceptado. Este hallazgo es consistente con Seo *et al.*, quienes informaron de alfa de Cronbach de 0,80 para la EBDEP [14].

Los indicadores de rendimiento psicométrico suelen variar según las características de la población [18,19,31-33] y de acuerdo con la prevalencia del fenómeno estudiado [9]. En el AFE, se espera que los factores retenidos expliquen por lo menos el 50 % de la

varianza total [19,34,35]. Y en el AFC, idealmente se espera que los coeficientes indicadores de bondad de ajuste sean para el chi cuadrado con valor de probabilidad mayor que el 5 %; RMSEA, alrededor de 0,05; CFI y TLI mayor que 0,90; y SMRS, menor que 0,05; para RMSEA, menor que 0,06 [30].

La validez nomológica es un proceso más intuitivo y se usa la prueba estadística más apropiada para el caso. Con frecuencia, la comparación de medias o varianzas es una alternativa válida para la comparación de las puntuaciones observadas según alguna característica de los grupos [36]. En el presente estudio, se partió de la hipótesis de que las puntuaciones debían ser estadísticamente diferentes en no victimizados, victimizados una vez y polivictimizados [17].

Para la consistencia interna se esperan valores para alfa de Cronbach y omega de McDonald entre 0,70 y 0,95 [31-33]. No obstante, se debe considerar que la omega de McDonald es mejor indicador de consistencia interna cuando las cargas factoriales para los ítems son muy diferentes [28]. El cálculo del alfa de Cronbach exige que las cargas factoriales sean similares. Cuando las cargas factoriales son similares se cumple el principio de la equivalencia [27].

Idealmente, se esperan valores de consistencia interna entre 0,70 y 0,95. Sin embargo, valores superiores a 0,60 pueden ser aceptables para instrumentos en proceso de desarrollo o en aquellos que cuentan con un número reducido de ítems. Puesto la consistencia interna es directamente proporcional al número ítems [31-33], pocas escalas con tres o cuatro ítems muestran altas consistencia interna. No obstante, el valor de la consistencia interna, los indicadores de dimensionalidad y validez nomológica para la EBDEP se observaron en el rango deseable. Por ello es importante la valoración del desempeño psicométrico de un instrumento que debe considerar varias pruebas estadísticas, para garantizar tanto la confiabilidad como la validez de la medición [17,18].

Estos hallazgos sugieren que la EBDEP puede ser útil en la identificación de posibles casos de TEPT. En Colombia, en una muestra de 202 personas mayores de 15 años, residentes en el municipio de San Joaquín, Santander, la EDT (versión de 17 ítems) mostró excesiva consistencia interna (alfa de Cronbach de 0,97); y para

un punto de corte de 51, sensibilidad de 76 %, especificidad de 84 %, valor predictivo positivo de 74 % y valor predictivo negativo de 86 % [37]. Los puntos de corte se deben ajustar de acuerdo con la prevalencia de TEPT. La EBDEP puede ser de utilidad en contextos con prevalencia inferiores al 10 % de TEPT [9].

Contar con un instrumento como la EBDEP tiene varias implicaciones prácticas: la primera es que ayuda a la exploración fácil y rápida de estos aspectos de salud mental que habitualmente no se informan de manera espontánea por temor al estigma-discriminación, no solo el de índole social, sino también el institucional [38].

La segunda es que la identificación y el manejo de síntomas emocionales en personas en los servicios de salud deben ir más allá de una visión biomédica restringida, dado que estos problemas de salud están enmarcados por condiciones de desigualdad y pobreza, es decir, que el uso de la categoría TEPT no ha de ocultar o desatender las causales políticas, sociales y económicas del conflicto armado. Es necesario tener presente que las secuelas del conflicto armado colombiano en las víctimas no se circunscriben a una categoría nosológica [3,39].

Y la tercera es que la poca investigación sobre el impacto emocional del conflicto armado interno refleja el estigma-discriminación institucional sobre los aspectos mentales del conflicto y, a la vez, este estigma-discriminación puede explicar parcialmente las disparidades en la prevalencia de problema de salud mental en los escasos estudios disponibles [38,40].

Contar con una escala que se pueda usar para identificar posibles casos de TEPT en atención primaria en salud en territorios impactados por la violencia sociopolítica promueve la equidad en salud y contribuye parcialmente a la reparación de las víctimas del conflicto, en un sistema de salud segmentado, fragmentado y dominado por el enfoque biomédico y la lógica de la rentabilidad financiera de la atención en salud [41].

Este estudio aporta a la validez y la confiabilidad de la EBDEP en adolescentes escolarizados del área urbana de Santa Marta, Colombia. Sin embargo, está limitado en que, dado el diseño y las características poblacionales del estudio, no se exploró el desempeño ante una entrevista estructurada para TEPT. Futuras investigaciones en Colombia deben precisar la sensibilidad y la especificidad de este instrumento, debido a la historia del conflicto armado interno, que supone una alta frecuencia de TEPT en los colectivos victimizados, y las formas emergentes de violencia que aún menoscaban el bienestar emocional de la población [3-5].

Se concluye que la EBDEP es un instrumento unidimensional con aceptable validez nomológica y consistencia interna. Se necesita observar el desempeño de esta escala en otras poblaciones colombianas.

Agradecimientos

Agradecemos la invaluable cooperación, en la recolección de la información, a ayudantes de investigación, estudiantes de Psicología: Adriana Rodríguez Martínez, Ana Celis Márquez, Carlos Fuentes López, Daniela Gonzales Cantillo, Heiner Tordecilla Arroyo, Nataly Tapia Duarte, Sandra Gómez Mariscal y Yuleinys Dávila Gómez. De la misma forma, a los profesionales de apoyo, psicólogos: Amparo Echeverry Arias, Heigui Araújo Zúñiga, Johana Guerrero Bolaño y María Paola Jiménez Villamizar.

Declaración de conflicto de interés

Los autores no tienen conflicto de interés que declarar.

Financiación

Este trabajo lo financió la Vicerrectoría de Investigación de la Universidad del Magdalena, mediante Resolución 0347 de 2018 (Convocatoria Fonciencias 2017).

Declaración de responsabilidad

Los autores declaran que los puntos de vista expresados son responsabilidad de los autores y no de la institución en la que trabajan o de la fuente de financiación.

Contribución de los autores

Adalberto Campo-Arias estuvo a cargo de la dirección general del proyecto, el diseño, el análisis estadístico y la interpretación de los resultados; escribió el borrador del artículo y aprobó la versión final del mismo.

Edwin Herazo participó en el diseño de proyecto, la interpretación de los resultados, revisó críticamente el manuscrito, y aportó en el borrador del artículo y aprobó su versión final.

Carmen C. Caballero-Domínguez contribuyó notablemente en el diseño de proyecto, la interpretación de los resultados, revisó críticamente el manuscrito, y aportó en el borrador del artículo, y aprobó su versión final.

Referencias

1. Gómez-Restrepo C, Rodríguez N, de Romero LC, *et al.* Homicidio y lesiones infligidas intencionalmente por otra persona. Colombia 1973-1996. Rev Colomb Psiquiatr. 2003;32(3):223-36. Disponible en: <http://psiquiatria.org.co/web/wp-content/uploads/2012/04/VOL-32/3/Homicidio%20y%20lesiones%20inflingidas%20intencionalmente%20por%20otra%20persona.pdf>
2. Imbusch P, Misse M, Carrión F. Violence research in Latin America and the Caribbean: A literature review. Int J Conflict Violence. 2011;5(1):87-154. doi: <https://doi.org/10.4119/ijcv-2851>

3. Arias BE. Salud mental y violencia política. Atender al enfermo psiquiátrico o reconocer al sujeto de la micropolítica. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2013;42(3): 275-82. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0034-7450\(13\)70020-9](https://doi.org/10.1016/S0034-7450(13)70020-9)
4. Jiménez-Bautista FJ. Violencia híbrida: una ilustración del concepto para el caso de Colombia. *Rev Cult Paz.* 2018;2:295-321. Disponible en: <https://revistadeculturadepaz.com/index.php/culturapaz/article/view/39>
5. Norza E, Peñalosa MX, Rodríguez JD. Exégesis de los registros de criminalidad y actividad operativa de la Policía Nacional en Colombia, año 2016. *Criminalidad.* 2017;59(3):9-124. Disponible en: <http://www.scielo.org.co/pdf/crim/v59n3/1794-3108-crim-59-03-00009.pdf>
6. Campo-Arias A, Oviedo HC, Herazo E. Prevalencia de síntomas, posibles casos y trastornos mentales en víctimas del conflicto armado interno en situación de desplazamiento en Colombia: una revisión sistemática. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2014;43(4):177-85. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2014.07.003>
7. Rodríguez A. Atención psicosocial y en salud mental; claves para el tránsito en Colombia de la confrontación armada a la política. *Rev Salud Bosque.* 2015;5(1):5-7. DOI: <https://doi.org/10.18270/rsb.v5i1.177>
8. Urbano G. Convivencia social y salud mental en Colombia. *Av Enferm.* 2018;36(1):7-8. DOI: <https://doi.org/10.15446/av.enferm.v36n1.73171>
9. Spont M, Arbisi P, Fu S, et al. Screening for post-traumatic stress disorder (PTSD) in primary care: Systematic review. Washington: Department of Veterans Affairs, Health Services Research & Development Services; 2013. Disponible en: <http://www.usafp.org/wp-content/uploads/2013/12/ptsd-screening-2012-systematic-review.pdf>
10. Brewin CR. Systematic review of screening instruments for adults at risk of PTSD. *J Traumat Stress.* 2005;18(1):53-62. DOI: <https://doi.org/10.1002/jts.20007>
11. Ebell MH. Screening instruments for post-traumatic stress disorder. *Am Fam Phys.* 2007;76(12):1848-9.
12. Davidson JR, Book SW, Colket JT, et al. Assessment of a new self-rating scale for post-traumatic stress disorder. *Psychol Med.* 1997;27(1): 153-60. DOI: <https://doi.org/10.1017/s0033291796004229>
13. Meltzer-Brody S, Churchill E, Davidson JR. Derivation of the SPAN, a brief diagnostic screening test for post-traumatic stress disorder. *Psychiatry Res.* 1999; 88: 63-70. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0165-1781\(99\)00070-0](https://doi.org/10.1016/s0165-1781(99)00070-0)
14. Seo HJ, Chung S, Lim HK, et al. A validation study of the Korean version of SPAN. *Yonsei Med J.* 2011;52(4): 673-9. DOI: <https://doi.org/10.3349/ymj.2011.52.4.673>
15. Sijbrandij M, Olf M, Opmeer BC, et al. Early prognostic screening for posttraumatic stress disorder with the Davidson Trauma Scale and the SPAN. *Depress Anxiety.* 2008;25(12):1038-45. DOI: <https://doi.org/10.1002/da.20441>
16. Freedy JR, Steenkamp MM, Magruder KM, et al. Post-traumatic stress disorder screening test performance in civilian primary care. *Fam Pract.* 2010;27(6):615-24. DOI: <https://doi.org/10.1093/fampra/cmq049>
17. Sánchez R, Echeverry J. Validación de escalas de medición en salud. *Rev Salud Pública.* 2004; 6(3): 302-18. Disponible en: <https://www.scielosp.org/article/rsap/2004.v6n3/302-318/es/>
18. Sánchez R, Gómez C. Conceptos básicos sobre validación de escalas. *Rev Colomb Psiquiatr.* 1998;27(2): 121-30. Disponible en: <http://psiquiatria.org.co/web/wp-content/uploads/2012/04/VOL-27/2/Conceptos%20b%C3%A1sicos%20sobre%20validaci%C3%B3n%20de%20escalas.pdf>
19. Campo-Arias A, Herazo E, Oviedo HC. Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2012;41(3):659-71. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0034-7450\(14\)60036-6](https://doi.org/10.1016/S0034-7450(14)60036-6)
20. Obando L, Salcedo MA, Correa LF. La atención psicosocial a personas víctimas del conflicto armado en contextos institucionales de salud pública. *Psicogente.* 2017;20(38):382-97. DOI: <https://doi.org/10.17081/psico.20.38.2559>
21. Colombia, Congreso de la República. Ley 1438, por medio de la cual se reforma el sistema general de seguridad social en salud y se dictan otras disposiciones (2011 ene. 19). Disponible en: https://www.minsalud.gov.co/Normatividad_Nuevo/LEY%201438%20DE%202011.pdf
22. World Medical Association. WMA Declaration of Helsinki – Ethical principles for medical research involving human subjects. The World Medical Association; 2018. Disponible en: <https://www.wma.net/policies-post/wma-declaration-of-helsinki-ethical-principles-for-medical-research-involving-human-subjects/>
23. Finkelhor D, Hamby SL, et al. The Juvenile Victimization Questionnaire: Reliability, validity, and national norms. *Child Abuse Negl.* 2005;29(4): 383-412. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2004.11.001>
24. Kann L. Youth risk behavior surveillance — United States, 2015. *MMWR. Surveillance Summaries.* 2016;65(6):1-174. DOI: <http://dx.doi.org/10.15585/mmwr.ss6506a1>
25. Kaiser HF. An index of factorial simplicity. *Psychometrika.* 1974;39:31-6. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
26. Bartlett MS. Test of significance in factor analysis. *Br J Psychol.* 1950;3(2):77-85. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x>
27. Cronbach J. Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika.* 1951;16:297-334. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
28. McDonald RP. The theoretical foundations of principal factor analysis, canonical factor analysis, and alpha factor analysis. *Br J Math Stat Psychol.* 1970; 23:1-21. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1970.tb00432.x>
29. StataCorp LLC. STATA 13.0. Texas: STATA; 2013.
30. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equat Model.* 1999;6(1):1-55. DOI: <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
31. Oviedo HC, Campo-Arias A. Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2005;34(4):572-80.
32. Keszei AP, Novak M, Streiner DL. Introduction to health measurement scales. *J Psychosom Res.* 2010;68(4): 319-23. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2010.01.006>
33. Tavakol M, Dennick R. Making sense of Cronbach's alpha. *Int J Med Educ.* 2011;2:53-55. DOI: <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
34. Streiner DL. Figuring out factors: The use and misuse of factor analysis. *Can J Psychiatry.* 1994;39(3):135-40. DOI: <https://doi.org/10.1177/070674379403900303>
35. Gorsuch RL. Exploratory factor analysis: Its role in item analysis. *J Person Assess.* 1997;68(3):532-60. DOI: https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6803_5
36. Adcock R, Collier D. Measurement validity: A shared standard for qualitative and quantitative research. *Am Polit*

- Sci Rev. 2001;95(3):529-46. doi: <https://doi.org/10.1017/S0003055401003100>
37. Pineda DA, Guerrero OL, et al. Utilidad de un cuestionario para rastreo del estrés postraumático en una población colombiana. *Acta Neurol Colomb.* 2002; 34(10): 132-8. doi: <https://doi.org/10.33588/rn.3410.2002009>
38. Campo-Arias A, Oviedo HC, Herazo E. Estigma: barrera de acceso a servicios en salud mental. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2014;43(3):162-7. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rcp.2014.07.001>
39. Campo-Arias A, Herazo E. Estigma y salud mental en personas víctimas del conflicto armado interno colombiano en situación de desplazamiento forzado. *Rev Colomb Psiquiatr.* 2014;43(4):212-7. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2014.09.004>
40. Campo-Arias A, Herazo E. Estigma, prejuicio y discriminación en salud mental. *Rev Cienc Biomed.* 2013;4(1):9-10. Disponible en: <https://www.semanticscholar.org/paper/Estigma%2C-prejuicio-y-discriminaci%C3%B3n-en-salud-mental-Campo-Arias-Acevedo/617365ad035b204ad0853e369d314e30b6246c0b>
41. Herazo E. La salud mental ante la fragmentación de la salud en Colombia: entre el posicionamiento en la agenda pública y la recomposición del concepto de salud. *Rev Fac Nac Salud Pública.* 2014;32(Supl. 1):21-27. Disponible en: <https://revistas.udea.edu.co/index.php/fnsp/article/view/19806/18470>



Esta obra se distribuye bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional
Más información: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>
