

■ Adaptación lingüística al español y validación de la estructura factorial de la Escala para el Manejo de la Tristeza CSMS-E

Dayana Restrepo¹, Colette Sabatier², Anthony Millán¹, Jorge Palacio¹, Mayilín Moreno¹, & Olga Hoyos¹

¹Universidad del Norte, Colombia

²Université de Bordeaux, Francia

Resumen

Entre los países de habla hispana existen limitantes cuando se desea investigar el rol de la tristeza en la adolescencia debido a que no existen instrumentos en español válidos y confiables que permitan evaluar la regulación de ésta emoción en población en desarrollo. Por esta razón se realizó la adaptación lingüística y validación psicométrica de la Escala Infantil para el Manejo de la Tristeza CSMS (Zeman, Shipman, & Penza-Clyve, 2001) con una muestra de 597 adolescentes Colombianos entre 11 y 18 años de edad (48% sexo femenino). A partir del método del comité se hicieron adecuaciones en el lenguaje de la prueba para su ajuste cultural a la población hispanoparlante. El comportamiento psicométrico de la escala fue analizado en dos pasos: en el primero se observaron diez modelos factoriales posibles (Análisis Factorial Exploratorio), y en el segundo se descartaron los de menor ajuste (Análisis Factorial Confirmatorio), hasta elegir el óptimo. Los resultados señalan que la versión en español del CSMS-E ("E" por Español), mantiene validez de constructo comparable a la original, con una estructura de tres componentes que revisan estrategias adaptativas y maladaptativas para regular la tristeza: afrontamiento, inhibición y desregulación. Se ofrece un baremo para su corrección.

Palabras clave: Tristeza; regulación-emocional; adolescencia; validación; adaptación-lingüística.

Abstract

Linguistic adaptation and Validation of the Spanish Children's Sadness Management Scale CSMS-E. Among the Spanish-speaking countries there are constraints for studying the roll of sadness in adolescence due to the absence of valid instruments in Spanish for evaluating the regulation of this emotions during the development. For this reason, following the committee procedure we adapted to Spanish the Children's Sadness Management Scale CSMS (Zeman et al., 2001), and conducted its psychometric validation with a sample of 597 Colombian adolescents, between 11 and 18 years of age (48% girls). The psychometric analyses were performed in two steps: (a) observing ten possible models (Exploratory Factor Analysis), (b) discarding those with least adjustment (Confirmatory Factor Analysis), and retaining the structure of best statistical fit. The results indicated that the optimal factorial model is a structure of three components, comparable to the original CSMS. The CSMS-E scale (E for Spanish) maintains comparable construct validity as the American version, and has attested to be a reliable tool in the assessment of adaptive and maladaptive strategies for the regulation of sadness: coping, inhibition and dysregulation. We offer a scoring notation table.

Keywords: Sadness; emotion-regulation; adolescence; validity; linguistic-adaptation.

La tristeza es una emoción primaria, que surge ante una decepción o pérdida, y cumple un rol fundamental durante la adolescencia al activar respuestas que resultan cruciales para el desarrollo emocional y social de los individuos (Maciejewski, van Lier, Branje, Meeus, & Koot, 2017). El dolor ocasionado por la tristeza permite a los adolescentes dirigir la atención hacia el interior, facilitando la aceptación de los eventos sucedidos. Además, cuando por sí mismos no logran sobreponerse ante su tristeza ésta les sirve de impulso para buscar ayuda, su

expresión despierta la compasión de personas cercanas, fortaleciendo vínculos afectivos, y consolidando sistemas de contención para los jóvenes (Brenning, Soenens, Van Petegem, & Vansteenkiste, 2015; Stuijzand et al., 2016)

Durante la adolescencia la tristeza suele ser más frecuente e intensa que en otros periodos vitales debido a las grandes transformaciones neurobiológicas y sociales por las que transitan los jóvenes. Los adolescentes reportan sentir tristeza todos los días, por motivos cotidianos como problemas de aceptación social

Correspondencia:

Dayana Restrepo.

Departamento de psicología, Universidad del Norte, Barranquilla, Colombia.

Laboratorio de psicología, Km 5, vía Puerto Colombia.

E-mail: restrepod@uninorte.edu.co

en la escuela, rupturas amorosas, conflictos en el hogar y con los amigos (Chacón et al., 2018). Los estados de tristeza tienden a aumentar con la edad, especialmente después de los 13 años, y de manera más intensa para las mujeres (Maciejewski et al., 2017; Zimmermann & Iwanski, 2014). En éstas circunstancias las destrezas que los jóvenes puedan desarrollar para regular ésta emoción, y expresarla de maneras constructivas son fundamentales para el ajuste psicológico, el funcionamiento escolar, y el afianzamiento de competencias sociales como la empatía, la amabilidad, la conducta prosocial, y el altruismo (Stuijzand et al., 2016; Zimmermann & Iwanski, 2014)

Ahora bien, algunos encuentran mayores dificultades regulando su tristeza, terminan expresándola en formas descontroladas, o inapropiadas para afrontar las demandas del día a día, y en estos casos las fallas regulatorias de ésta emoción se han encontrado asociadas con la aparición de trastornos como depresión, ansiedad, desórdenes alimenticios, e ideación suicida (Klemanski, Curtiss, McLaughlin, & Nolen-Hoeksema, 2017; Sim & Zeman, 2006; Suárez, Restrepo, & Caballero, 2016)

Tal vez, debido a ésta asociación eventual entre tristeza con desordenes emocionales, en el contexto académico hispano la tendencia ha sido investigar ésta emoción desde una perspectiva psicopatológica. Los estudios se han centrado en revisar los síntomas depresivos en poblaciones especiales (adolescentes conflictivos, pacientes psiquiátricos, víctimas o victimarios), siendo muy escasos los trabajos que se ocupan de adolescentes que sienten tristeza a consecuencia de sus experiencias normales de vida (Siverio Eusebio & García Hernández, 2007). Ante ésta tendencia ya varios académicos han comenzado a señalar la necesidad de incluir una mirada diferencial de la tristeza en la adolescencia, identificando como el principal limitante para ello, la ausencia de instrumentos válidos y confiables en idioma español que permitan evaluar su regulación durante el desarrollo (Navarro, Vara, Cebolla, & Baños, 2018; Siverio Eusebio & García Hernández, 2007).

En respuesta a los vacíos teóricos y metodológicos mencionados, se eligió adaptar al español la Escala para el Manejo de la Tristeza CSMS (Zeman et al., 2001) porque es un instrumento que fue diseñado para población en desarrollo, y conceptualiza la tristeza desde una perspectiva funcional, evaluando estrategias adaptativas y maladaptativas para su manejo. Esta escala fue construida para niños desde los ocho años de edad, debido a lo cual resulta adecuada al desarrollo cognitivo de niños y jóvenes. Internacionalmente la escala ha sido validada con adolescentes entre 11 y 18 años, pertenecientes a grupos culturales diversos, y en distintas condiciones de vida contribuyendo al reconocimiento de factores personales, y familiares que influyen en los procesos emocionales de adolescentes blancos, latinos, y afroamericanos en riesgo socioeconómico residentes en Estados Unidos (Criss, Morris, Ponce-García, Cui, & Silk, 2016; Cui et al., 2020; Sullivan, Helms, Kliewer, & Goodman, 2010). Además, ha facilitado estudios comparativos que han ilustrado cómo aspectos culturales determinan la expresión emocional en adolescentes de Colombia (Restrepo, Sabatier, Palacio, Hoyos, & Moreno, 2020), de Ghana y Kenia (Morelen, Zeman, Perry-Parrish, & Anderson, 2012), de Korea del Sur (Ha & Jue, 2018), y de Italia (Di Giunta & Iselin, 2014).

A pesar del uso extendido de la escala en el mundo, todavía no se cuenta con una validación lingüística y psicométrica de ésta en español, razón por lo cual se hace relevante el presente estudio.

Método

Participantes

Participaron 597 adolescentes escolarizados entre sexto y onceavo de nueve escuelas públicas y privadas del Caribe Colombiano. Se utilizó un muestreo estratificado proporcional por sexo (femenino 48%), y edad (11-18 años, = 14.04; $DT=1.75$). La mayoría de los jóvenes (70%) residían en comunidades clasificadas en nivel socioeconómico bajo. El tamaño de la muestra para un test de 12 ítems es grande, según la potencia estadística requerida para los Análisis Factoriales Exploratorio AFE y Confirmatorio AFC (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2014). La muestra presenta un 95% de confianza y 4.3% de error máximo admisible, considerando el tamaño de la población escolarizada en secundaria en ésta región del Caribe (DANE, 2018).

La investigación contó en la aprobación del comité de ética de la Universidad del Norte, institución registrada en FWA-registered Institutional Review Board (IRB). Para la selección de los participantes se siguieron los lineamientos éticos de contacto, consentimiento informado, anonimato y libre abandono para investigaciones en psicología con sujetos menores de edad, recomendados por la Asociación Médica Mundial, en la Declaración de Helsinki, revisada en Taipéi en 2016. No existió remuneración alguna por la participación en éste estudio.

Instrumentos

Manejo de la tristeza. Se utilizó la Escala Infantil para el Manejo de la Tristeza-CSMS (Zeman et al., 2001), la cual cuenta con 12 ítems organizados en tres componentes: Afrontamiento, Inhibición y Desregulación. El Afrontamiento (5 ítems) evalúa formas constructivas de manejar la tristeza, involucra una actitud de apertura ante las experiencias, claridad respecto a los propios sentimientos, y la producción de respuestas calmadas y ajustadas al entorno social (Sullivan et al., 2010; Zeman et al., 2001). La Inhibición (4 ítems) evalúa el hiper control de la tristeza, y la renuencia a mostrarla ante otras personas. Esta estrategia se podría asociar a dificultades para comunicar emociones, y su uso excesivo sería síntoma de ansiedad que no está siendo adecuadamente manejada (Zeman et al., 2001). La Desregulación (3 ítems) evalúa expresiones exageradas e inapropiadas de la tristeza, se relaciona con poca habilidad regulatoria, y dificultad en el ajuste a circunstancias sociales (Klemanski et al., 2017). El estudio de validación de Zeman et al., (2001), utilizó una escala de respuesta tipo Likert de tres puntos, reportó una estructura de 3 factores de primer nivel, y niveles adecuados de consistencia interna para cada uno de ellos: para el afrontamiento ($\alpha = .62$), la inhibición ($\alpha = .77$) y la desregulación ($\alpha = .60$). Esta misma estructura ha sido confirmada en todos los estudios publicados del instrumento.

Construcción lingüística de la escala

La adaptación lingüística del CSMS al español fue realizada por el equipo investigador siguiendo el "método del comité" (Erkut, 2010). Tres doctores en Psicología, bilingües y expertos en el tema de la regulación emocional en la adolescencia realizaron traducciones independientes, primero directamente del inglés al español y luego inversamente, cuidando que cada

ítem reflejara el objetivo conceptual y operacional para el cual fue originalmente formulado. Luego, por consenso se lograron definir varios ítems directamente (ítems P2, P5, P6, P7, P10 y P12), mientras otros requirieron mayor reflexión y discusión puesto que contenían expresiones idiomáticas particulares del inglés. Para estos últimos se adicionaron expresiones más apropiadas en español: ítem P3 (I don't let sad things get to me) traducido como "No me dejo llevar por la tristeza"; ítem P9 (I cry and carry on) traducido como "Lloro y me sigo quejando"; ítem P11 (I do things like mope around) traducido como "Veo todo negro, me deprimó".

La versión adaptada por los expertos fue respondida por escrito por un grupo de 34 adolescentes, a quienes les tomó máximo 8 minutos completar la escala (incluyendo la explicación de las instrucciones para su diligenciamiento). Estos jóvenes también participaron en un panel donde explicaron cada ítem con ejemplos y argumentos que permitieron corroborar que eran entendidos correctamente. Los participantes reportaron dificultad en la comprensión de dos ítems, los cuales fueron discutidos, y finalmente adaptados con el objetivo de hacerlos más acordes al lenguaje cotidiano de los adolescentes: ítems P4 "lloro y monto toda una película" y P8 "logro dominar mi tristeza". La redacción final de todos los ítems puede verse más adelante en la Tabla 3. La versión final del cuestionario fue identificada como CSMS-E ("E" por español), equivalente, en afecto y complejidad lingüística al CSMS en inglés.

Validación psicométrica

Los análisis de validación se realizaron en dos pasos (Anderson & Gerbing, 1988): el primero consistió en el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) que permitió probar 10 estructuras factoriales generadas a partir de procedimientos mecánicos, índices psicométricos, y estadísticos (O'Connor, 2000). Cada una fue examinada desde matrices de correlaciones inter/ítem Pearson (*Mpearson*), por ser la elegida en la validación original del instrumento, y matrices Policóricas (*Mpolicórica*), para confirmar el supuesto de una naturaleza ordinal en los ítems del instrumento. El segundo paso consistió en el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para el cual se siguió la estrategia de modelos rivales de Hair et al., (2014): se analizaron los indicadores de ajuste absoluto, incremental y parsimonia, a partir de los criterios de máxima verosimilitud [ML], y de mínimos cuadrados no ponderados [ULS], según el criterio de normalidad multivariante. Luego de éstos pasos se evaluó la confiabilidad por consistencia interna con los coeficientes Alfa [α] de Cronbach, Theta [θ] de Carmines & Zeller, y Omega [Ω] de Heise & Bohrnstedt, y se describió el baremo de corrección con parametrización bajo el método refinado de regresión de

Thompson (DiStefano, Zhu, & Mindrila, 2009). Para realizar estos análisis se utilizaron los siguientes programas de cómputo: Statistical Package For The Social Sciences [SPSS], Linear Structural Relations [LISREL], Factor, y Microsoft Excel.

Resultados

Análisis Factorial Exploratorio

Se confirmó la existencia de una estructura factorial subyacente del instrumento ya que el valor del determinante (*d*) en la matriz de correlación inter/ítem fue cercano al criterio de .00 (*Mpearson* = .06; *Mpolicóricas* = .08); el valor de la adecuación muestral de Kaiser, Meyer & Olkin (*KMO*) fue mayor al criterio de 0.5 (*Mpearson* = 0.81; *Mpolicóricas* = 0.82), y la medida de significancia de la prueba de esfericidad de Bartlett fue menor al criterio de .05, también en ambas matrices de correlación inter/ítem (*Mpearson* = .000; *Mpolicórica* = .000) (Hair et al., 2014).

En el proceso de determinar la estructura factorial más adecuada se verificó el supuesto de normalidad multivariante por medio de la Kurtosis de Mardia [$Ku= 1.130$] y se exploraron varios modelos generados desde de los criterios recomendados por O'Connor (2000), así:

1. Índices psicométricos como la estructura teórica utilizada en la validación original (modelo teórico), y procedimientos mecánicos/empíricos, como el criterio del autovalor (*l*) mayor o igual que 1, y el de la caída de Kaiser, por la ubicación de la asíntota. Estos revelaron la presencia de tres factores de primer nivel, estructura que fue probada para el Modelo 1 (*Mpearson*) y Modelo 2 (*Mpolicóricas*).
2. Adición de un componente de segundo nivel, o puntaje totalizado, para los 3 factores sugeridos por el criterio del autovalor. Esta estructura se probó en el Modelo 3 (*Mpearson*) y Modelo 4 (*Mpolicóricas*).
3. Pruebas con test estadísticos como el Minimum Average Partial (MAP)(Soto & Lara, 2015), ensayado en los Modelo 5 (*Mpearson*) y Modelo 6 (*Mpolicóricas*). El Parallel Análisis (PA) y Optimal Parallel Análisis (OP)(Soto & Lara, 2015), ensayados respectivamente en los Modelo 7 (PA/*Mpearson*), Modelo 8 (PA/*Mpolicóricas*), Modelo 9 (OP/*Mpearson*) y Modelo 10 (OP/*Mpolicóricas*). Todos éstos presentaron iguales estructuras factoriales.

Para todos los modelos sus factores se extrajeron utilizando la rotación VARIMAX, según el método de componentes principales para las *Mpearson*, y el método de Residuales Mínimos para las *Mpolicóricas*. Esta rotación asegura el cumplimiento del supuesto de independencia de los factores, y garantiza

Tabla 1. Estructuras factoriales de los Modelos Explorados

| Modelo N° | Matriz de Correlación Inter - Ítem | Criterio | Ítems presentes en los factores de nivel 1 | | | Factor Total de Nivel 2 |
|------------|------------------------------------|------------------------------------|--|----------------|-----------|-------------------------|
| | | | Factor 1 | Factor 2 | Factor 3 | |
| 1 | Mpearson | Teórico, $l > 1$ y Caída de Kaiser | 1, 6, 8, 10 | 2, 3, 5, 7, 12 | 4, 9, 11 | No |
| 3 | | | | | | Sí |
| 2 | Mpolicóricas | Teórico, $l > 1$ y Caída de Kaiser | 1, 3, 6, 8, 10 | 2, 5, 7, 12 | 4, 9, 11 | No |
| 4 | | | | | | Sí |
| 5 | Mpearson | MAP | 1-Dec | No aplica | No aplica | No |
| 6, 8, y 10 | Mpolicóricas | MAP, PA y OP | 1, 2, 3, 5, 6, 7, 8, 10, 12 | 4, 9, 11 | No aplica | No |
| 7, 9 | Mpearson | | | | | No |

Tabla 2. Indicadores de Ajuste del AFC

| Nº Modelo | Distribución | Medidas de Ajuste Absoluto | | | | | | | Medidas de Ajuste Incremental | | | | Medidas de Ajuste de Parsimonia | |
|-----------|--------------|----------------------------|--------------|-----|------|-------|------|--------|-------------------------------|-----|------|------|---------------------------------|------|
| | | χ^2 | χ^2/ gl | GFI | RMSR | RMSEA | ECVI | NCP | AGFI | CFI | NNFI | NFI | PNFI | PGFI |
| 1 | LS | 213.96 | 4.27 | .94 | .08 | .07 | .50 | 158.89 | .90 | .90 | .87 | .88 | .68 | .61 |
| | ULS | 213.96 | 4.20 | .93 | .08 | .07 | .51 | 162.96 | .90 | .00 | .04 | 1.00 | .77 | .61 |
| 2 | LS | 151.71 | 2.88 | .96 | .05 | .06 | .38 | 96.02 | .93 | .94 | .92 | .91 | .71 | .62 |
| | ULS | 146.56 | 2.89 | .97 | .05 | .06 | .38 | 96.42 | .96 | .99 | .04 | 1.00 | .77 | .64 |
| 5 | LS | 237.83 | 7.36 | .87 | .09 | .12 | .01 | 430.64 | .81 | .80 | .75 | .77 | .63 | .61 |
| | ULS | 265.69 | 8.99 | .93 | .09 | .12 | .01 | 431.55 | .89 | .00 | 1.04 | 1.00 | .82 | .64 |
| 6 | LS | 237.83 | 4.49 | .92 | .07 | .08 | .59 | 210.67 | .89 | .89 | .86 | .86 | .69 | .63 |
| | ULS | 264.33 | 4.27 | .96 | .07 | .08 | .60 | 212.69 | .94 | .00 | 1.04 | 1.00 | .80 | .65 |

que dichas puntuaciones puedan ser utilizadas en modelos de regresión multivariante (Nunnally y Bernstein, 1995). En la Tabla 1, se describe la forma de la distribución de los ítems en cada una de estas estructuras exploradas. En la Tabla 1, se describe la forma de la distribución de los ítems en cada una de estas estructuras exploradas.

Análisis Factorial Confirmatorio

De los diez modelos explorados se mantuvieron cinco (modelos 1, 2, 5 y 6), cuyos indicadores de ajuste son presentados en la Tabla 2 para sus distribuciones LS y ULS. Los modelos 3 y 4 se descartaron porque sus matrices no se definieron positivamente, y los modelos del 7 al 10 porque la varianza del error en el factor 2 no fue identificada.

Los modelos conservados compitieron como rivales, de acuerdo a la metodología sugerida por Hair et al., (2014). Los resultados mostraron poco acomodo de los modelos 5 y 6 mientras los mejores datos los registraron los modelos 1 y 2, así: en los valores obtenidos de la razón entre el valor del estadístico Chi-cuadrado y el número de grados de libertad (χ^2/gl) los indicadores de los modelos 1 y 2 aparecen cercanos a los 2 puntos, como es lo recomendado para comparaciones entre modelos con muestras mayores a 200 sujetos (Hair et al., 2014). Respecto al índice de bondad de ajuste (GFI), los mejores datos se observan para ambos modelos con las estimaciones de ULS, ya que se encuentran más cercanos al criterio de 1. También son más adecuados los indicadores ULS del Residuo cuadrático Medio Estandarizado (RMSR) por presentar los valores más bajos como lo sugiere Hair et al., (2014). El error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) indica que el Modelo 2 es más adecuado, ya que sus límites están entre .05 y .08 para las estimaciones LS y ULS. Incluso, cuando el RMSEA se interpreta junto al índice de validación cruzada esperada (ECVI), se elige el modelo con el valor más bajo, siendo el Modelo 2 estimado por ULS el de mejor ajuste a los datos. Respecto al Índice de no centralidad (NCP), si bien no existe un rango específico aceptable de valores, dado que su estimación también depende del valor del χ^2 , se toma a favor del modelo que tenga el menor valor, por lo cual se elige el Modelo 1, estimado por LS (Hair et al., 2014). Entre las medidas de ajuste incremental, el Índice de Bondad de Ajuste Ajustado (AGFI), se considera como nivel recomendado un valor mayor o igual a .90 (Hair et al., 2014),

de ésta forma, aparecen los modelos 1 y 2 con igual ajuste, estimados por ULS. Para los índices de Bondad de Ajuste No Normado (NNFI), Ajuste Normado (NFI) y Ajuste Comparado (CFI), se recomienda exigir valores superiores a .95, siendo validados ambos modelos a partir de ULS. Finalmente, respecto a los índices de ajuste normado de parsimonia (PNFI) y calidad de ajuste de parsimonia (PGFI), donde los valores elevados indican una mayor parsimonia del modelo (Hair et al., 2014), aparece nuevamente adecuado el ajuste de ambos modelos estimados con ULS (ver Tabla 2).

Resultó difícil elegir entre el Modelo 1 y el Modelo 2, dado el gran número de coincidencias registradas. La única diferencia estructural entre ellos era la ubicación del ítem P3, que en el Modelo 1 hacía parte del Factor 2 (Inhibición), y en el Modelo 2 como parte del Factor 1 (Afrontamiento), ver Tabla 1. Finalmente se eligió el Modelo 2 como el más adecuado por sobresalir en los indicadores más robustos (RMSEA; p /valorRMSEA; ECVI).

Estructura factorial

Se realizaron las estimaciones de los factores para el Modelo 2 con el método de rotación Varimax, con normalización Kaiser el cual ofrece una salida con 3 factores que explicarían el 69% de la varianza en los datos. En la Tabla 3 se presenta la estructura validada del CSMS-E, los ítems adaptados al español y sus cargas estandarizadas. El CSMS-E presenta una consistencia interna óptima para los factores Afrontamiento ($\alpha = .70$), Inhibición ($\alpha = .74$), y adecuada para el factor Desregulación ($\alpha = .55$), el cual puntuó más bajo dado que está compuesto por únicamente tres ítems, pero aun así sus valores se encuentran entre los límites de .50 a .60 puntos (Muñiz Fernández, 2010). Un análisis más detallado de los ítems en cada dimensión favor remitirse a la Tabla 4 en la cual se presenta la media (M), desviación estándar (DT), correlación ítem-total, y el alfa eliminando el ítem.

Para mayores evidencias de fiabilidad de la escala se calculó también la consistencia del CSMS-E, desde el θ y el Ω , concluyendo que también es buena ($\theta < .84$) y excelente ($\Omega > .87$) respectivamente (Muñiz Fernández, 2010). Los resultados señalan la validez de constructo de tipo nomológica, ya que la estructura del CSMS-E coincide con la descrita por los autores del CSMS.

Tabla 3. Estimación de factores CSMS-E, ítems y cargas estandarizadas

| No ítem | Ítem | Factor 1: Afrontamiento de la tristeza | Factor 2: Inhibición de la tristeza | Factor 3: Desregulación de la tristeza |
|---------|--|--|-------------------------------------|--|
| P1 | Logro controlar mis lágrimas y mi dolor. | .48 | | |
| P2 | Guardo mi tristeza para mí. | .33 | .62 | |
| P3 | Mantengo la calma y no me dejo llevar por la tristeza. | .47 | .38 | |
| P4 | Me quejo y monto toda una película. | | | .78 |
| P5 | Escondo mi tristeza. | .31 | .68 | |
| P6 | Hago algo totalmente diferente hasta que me calmo. | .47 | | |
| P7 | Me siento triste por dentro pero no lo demuestro. | | .77 | |
| P8 | Logro dominar mi tristeza. | .78 | | |
| P9 | Lloro y me sigo quejando | | | .69 |
| P10 | Trato de enfrentar con calma lo que me pone triste. | .47 | | |
| P11 | Veo todo negro, me deprimó. | | | .60 |
| P12 | Tengo miedo de mostrar mi tristeza. | | .43 | .38 |

Nota. Se presentan las cargas factoriales mayores a .30.

Tabla 4. Fiabilidad de los ítems del CSMS-E

| Factor | ítem | M | DT | Correlación inter-ítem | α . -x |
|------------------------------|------|------|------|------------------------|---------------|
| Afrontamiento de la tristeza | kt1 | 3.39 | 1.54 | 0.39 | 0.60 |
| | kt3 | 3.41 | 1.55 | 0.40 | 0.60 |
| | kt6 | 3.40 | 1.52 | 0.32 | 0.64 |
| | kt8 | 3.51 | 1.50 | 0.55 | 0.52 |
| | kt10 | 3.63 | 1.44 | 0.36 | 0.62 |
| Inhibición de la tristeza | kt2 | 3.30 | 1.59 | 0.49 | 0.62 |
| | kt5 | 3.15 | 1.56 | 0.54 | 0.59 |
| | kt7 | 3.40 | 1.55 | 0.54 | 0.59 |
| | kt12 | 2.44 | 1.61 | 0.35 | 0.71 |
| Desregulación de la tristeza | kt4 | 1.91 | 1.44 | 0.41 | 0.50 |
| | kt9 | 2.18 | 1.54 | 0.45 | 0.44 |
| | kt11 | 2.16 | 1.53 | 0.36 | 0.56 |

Tabla 5. Parámetros de corrección del CSMS-E

| Ítem | μ | δ | Inhibición de la tristeza | Afrontamiento de la tristeza | Desregulación de la tristeza |
|------|-------|----------|---------------------------|------------------------------|------------------------------|
| P1 | 3.36 | 1.55 | 1.34 | 1.56 | 0.00 |
| P2 | 3.29 | 1.61 | 2.00 | 1.56 | 0.04 |
| P3 | 3.40 | 1.57 | 1.57 | 1.71 | -0.20 |
| P4 | 1.92 | 1.46 | -0.35 | -0.49 | 0.79 |
| P5 | 3.15 | 1.59 | 2.06 | 1.56 | 0.02 |
| P6 | 3.42 | 1.54 | 1.27 | 1.51 | 0.05 |
| P7 | 3.41 | 1.57 | 2.12 | 1.49 | -0.02 |
| P8 | 3.53 | 1.49 | 1.44 | 2.04 | -0.17 |
| P9 | 2.22 | 1.56 | -0.11 | -0.70 | 0.69 |
| P10 | 3.63 | 1.47 | 0.98 | 1.49 | -0.19 |
| P11 | 2.19 | 1.53 | 0.29 | -0.45 | 0.59 |
| P12 | 2.50 | 1.63 | 1.44 | 0.93 | 0.38 |

Tabla 6. Parámetros de interpretación del CSMS-E

| | Afrontamiento de la tristeza | Inhibición de la tristeza | Desregulación de la tristeza |
|----------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Muy Alto | $Z_{F1} > 24.17$ | $Z_{F2} > 25.53$ | $Z_{F3} > 13.03$ |
| Alto | $6.42 < Z_{F1} \leq 24.17$ | $6.42 < Z_{F2} \leq 25.53$ | $3.08 < Z_{F3} \leq 13.03$ |
| Medio | $-5.40 < Z_{F1} \leq 6.42$ | $-5.94 < Z_{F2} \leq 6.42$ | $-3.56 < Z_{F3} \leq 3.08$ |
| Bajo | $-23.15 < Z_{F1} \leq -5.40$ | $-24.82 < Z_{F2} \leq -5.94$ | $-13.52 < Z_{F3} \leq -3.56$ |
| Muy Bajo | $Z_{F1} < -23.15$ | $Z_{F2} < -24.82$ | $Z_{F3} < -13.52$ |

Norma de Corrección

La norma de corrección del instrumento CSMS-E fue calculada para el Modelo 2 según la matriz de correlación policóricas. Los cálculos se componen del promedio (μ), la desviación (δ) de cada ítem y la matriz de coeficientes para la estimación de la puntuación en cada factor (β). En la Tabla 5, se presentan los parámetros de corrección del perfil del CSMS-E. Para utilizar este protocolo de cálculo, se debe seguir las instrucciones detalladas para el cálculo del puntaje factorial por el método refinado de regresión (DiStefano et al., 2009), que se resume así: primero estandarizar las respuestas originales de los sujetos en cada ítem (Z puntaje directo), luego hacer la suma ponderada de las respuestas de acuerdo con los β de cada ítem dentro del factor que se está estimando. En la Tabla 6 se presentan los puntos de corte para la interpretación cualitativa. A partir de los estadísticos insesgados de Tukey, se interpretará como normal o esperado a todos aquellos puntajes que se encuentren dentro del 50% central de la distribución de cada factor, y considerando como un puntaje: muy alto, alto, normativo, bajo o muy bajo, a todos aquellos que se ubiquen en los rangos de ± 1.5 desviaciones del 50% central.

Discusión

En la adolescencia las experiencias de tristeza suelen ser más intensas y frecuentes que en otros periodos vitales debido a las transformaciones biológicas y psicosociales por las que atraviesan los jóvenes. Durante ésta etapa el manejo constructivo de la tristeza cumple un rol fundamental en el desarrollo por cuanto facilita la adquisición de habilidades emocionales, el fortalecimiento de vínculos afectivos, y competencias sociales como la empatía y el altruismo (Maciejewski et al., 2017; Zimmermann & Iwanski, 2014). Por el contrario, las dificultades en la regulación de ésta emoción se encuentran asociadas con la aparición de patologías como trastornos por depresión y ansiedad entre los adolescentes (Klemanski et al., 2017)

En el contexto académico hispano/parlante existe consenso respecto a los desafíos que presenta la tristeza en la adolescencia, no obstante, la investigación de sus procesos regulatorios ha sido escasa desde perspectivas funcionalistas debido a la ausencia de instrumentos válidos y confiables para su valoración en éste período vital (Siverio Eusebio & García Hernández, 2007)

En respuesta a tal vacío metodológico se adaptó al español, y se probó la validez psicométrica la escala para el manejo de la tristeza CSMS de Zeman et al., (2001). Este instrumento fue elegido porque en pocos ítems indaga por respuestas específicas de afrontamiento, inhibición y desregulación ante la tristeza, y ha demostrado validez transcultural alrededor del mundo, con distintos grupos étnicos, y en contextos sociales variados, como adolescentes afrodescendientes en riesgo económico, escolares blancos norteamericanos, europeos, africanos, y asiáticos (Ha & Jue, 2018; Klemanski et al., 2017; Morelen et al., 2012). No obstante el uso extendido de la escala, no existía una versión en español ni la exploración de estructuras factoriales alternas a las presentadas por los autores originales.

La adaptación lingüística de la escala fue realizada por el equipo investigador en un proceso donde se contrastaron tres traducciones independientes, se revisaron concordancias y diferencias entre ellas hasta garantizar que cada ítem man-

tuviera significado conceptual y sentido afectivo equivalente a la escala en inglés. Luego, con la participación de 34 adolescentes en paneles de discusión y un pilotaje, se completó el ajuste lingüístico al contexto joven. La última versión del instrumento fue denominada CSMS-E, y aplicada a la muestra final de 597 participantes.

Con el objetivo de comprobar la estructura subyacente del CSMS-E, fue importante para éste estudio explorar distintas estructuras hasta elegir aquella más robusta. Para ello, los análisis AFE y AFC permitieron probar diez modelos, de los cuales se descartaron cinco por falta de convergencia en sus datos (modelos 3, 4, 5, 6 y 7). Los modelos 1 y 2 mostraron ser soluciones óptimas con similares indicadores de ajuste absoluto, incremental y parsimonia (Hair et al., 2014). La única diferencia estructural entre ambos era la posición del ítem P3 “mantengo la calma y no me dejo llevar por la tristeza”, en el Modelo 1 parte del factor Inhibición, mientras en el Modelo 2 parte del factor Afrontamiento. El ítem P3 también había resultado controversial en el estudio con población africana (Morelen et al., 2012), y ello nos lleva a cuestionar si acaso existen motivos culturales en la interpretación de éste que invita a unos adolescentes, y a otros, a comprenderlo de forma diferente. Estudios culturales de la emoción explican que aunque las emociones son universales, los comportamientos afectivos de los individuos se encuentran fuertemente influenciados por expectativas, y valores prevalentes en la cultura a la que pertenecen. Son éstas normas culturales tácitas las que guían las interpretaciones acerca de las situaciones, y las respuestas que son consideradas apropiadas (Mesquita & Albert, 2007). Podía ser entonces que los adolescentes anglosajones con su visión cultural del mundo interpreten “no dejarse llevar por la tristeza” como una estrategia adaptativa de afrontamiento, mientras para los de otra cultura esto mismo constituye más bien una tentativa de esconder su experiencia, encubriéndola, más no representa una forma de hacerle frente. Los participantes del presente estudio se debatieron entre éstas dos posiciones, y esto lo confirman los análisis estadísticos cuando observamos que el ítem P3 carga simultáneamente en ambos factores señalados (ver Tabla 3). Finalmente, se eligió el Modelo 2 porque presentó indicadores estadísticos más fuertes, de acuerdo a la estrategia de modelos rivales (RMSEA; ECVI).

La escala CSMS-E, se corroboró válida y confiable. Las 10 estructuras factoriales ensayadas permitieron minimizar los sesgos de indeterminación factorial, y confirmatorio en la adaptación de la escala. El análisis detallado de los ítems permitió observar la correlación de todos ellos dentro de las dimensiones del instrumento, y la consistencia interna se mostró sólida desde tres coeficientes de confiabilidad (Alfa de Cronbach, Theta de Carmines & Zeller, y Omega, de Heise & Bohrnstedt)

Se considera una limitación que la muestra estuviera constituida solo por adolescentes Colombianos ya que este hecho podría afectar la adecuación del test a población en otros entornos culturales hispano/parlantes. Resultaría interesante conducir nuevas evaluaciones psicométricas del CSMS-E con adolescentes de otros países de habla hispana, lo cual permitiría comprobar la invarianza factorial de éste modelo y de las normas de corrección. Se menciona además como limitación no haber evaluado la estabilidad temporal de la escala (fiabilidad test-retest), para lo cual también haría falta su aplicación longitudinal en siguientes muestras.

El CSMS-E es un instrumento válido y confiable para evaluar el manejo de la tristeza en adolescentes. La adaptación lingüística de la escala al español, el riguroso trabajo de validación psicométrica en dos pasos, su estandarización y proposición de un baremos para su corrección, constituyen pasos iniciales en la investigación de la tristeza en el contexto hispanoparlante.

Las aplicaciones científicas que admite el CSMS-E son muchas, principalmente permitirá comprender cómo cambia la regulación de la tristeza durante la adolescencia, identificar su implicación en la construcción de competencias emocionales, y en el ajuste psicológico y social de los adolescentes. Además, al ser una escala internacional reconocida, los hallazgos del CSMS-E facilitarán comparaciones interculturales de los procesos afectivos de los jóvenes de habla hispana en relación con aquellos pertenecientes a otros entornos culturales donde el CSMS ya ha sido validado.

Financiación

Esta investigación fue subvencionada por la Beca 785 de Colciencias como apoyo a la formación de investigadores colombianos.

Referencias

- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Brenning, K., Soenens, B., Van Petegem, S., & Vansteenkiste, M. (2015). Perceived Maternal Autonomy Support and Early Adolescent Emotion Regulation: A Longitudinal Study. *Social Development*, 24(3), 561-578. doi:10.1111/sode.12107
- Chacón, R. M. F., Saiz, M. J. S., Abejar, M. G., Parra, M. D. S., Rubio, M. E. L., & Jiménez, S. Y. (2018). Síntomas Psicósomáticos como Expresión del Deterioro de la Calidad de Vida Relacionada con la Salud en Adolescentes. *Atención Primaria*, 50(8), 493-499. doi:10.1016/j.aprim.2017.06.009
- Criss, M. M., Morris, A. S., Ponce-García, E., Cui, L., & Silk, J. S. (2016). Pathways to Adaptive Emotion Regulation Among Adolescents from Low-Income Families. *Family Relations*, 65(3). doi:10.1111/fare.12202
- Cui, L., Criss, M. M., Ratliff, E., Wu, Z., Houltberg, B., Silk, J. S., & Morris, A. S. (2020). Longitudinal links Between Maternal and Peer Emotion Socialization and Adolescent Girls' Socioemotional Adjustment. *Developmental Psychology*, 56(3), 595-607. doi:10.1037/dev0000861
- DANE. (2018). N° de alumnos matriculados, por nivel educativo según sector y zona. *Departamento Administrativo Nacional de Estadística*. Retrieved from https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/educacion/educacion_formal/2017/anexos-departamento/1-5-matriculados-nivel-educativo-sector-zona.xls
- Di Giunta, L., & Iselin, A. M. (2014). Adolescent Depressive Symptoms: An Integrative Examination of Parenting and Sadness Regulation in Italy and the United States. *ISSBD Bulletin*, 1(65), 13-16.
- DiStefano, C., Zhu, M., & Mindrila, D. (2009). Understanding and Using Factor Scores: Considerations for the Applied Researcher. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 14(20). doi:10.7275/da8t-4g52
- Ha, J. H., & Jue, J. (2018). The Mediating Effect of Emotion Inhibition and Emotion Regulation between Adolescents' Perceived Parental Psychological Control and Depression. *SAGE Open*, 8(3), 1-11. doi:10.1177/2158244018793680
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate Data Analysis* (Seventh Ed; Pearson, ed.). Essex: Pearson Education Limited.
- Klemanski, D. H., Curtiss, J., McLaughlin, K. A., & Nolen-Hoeksema, S. (2017). Emotion Regulation and the Transdiagnostic Role of Repetitive Negative Thinking in Adolescents with Social Anxiety and Depression. *Cognitive Therapy and Research*, 41(2), 206-219. doi:10.1007/s10608-016-9817-6
- Maciejewski, D. F., van Lier, P. A. C., Branje, S. J. T., Meeus, W. H. J., & Koot, H. M. (2017). A Daily Diary Study on Adolescent Emotional Experiences: Measurement Invariance and Developmental Trajectories. *Psychological Assessment*, 29(1), 35-49. doi:10.1037/pas0000312
- Mesquita, B., & Albert, D. (2007). The Cultural Regulation of Emotions. In J. J. Gross (Ed.), *The handbook of emotion regulation* (pp. 486-503). New York, NY: Guilford Press.
- Morelen, D., Zeman, J., Perry-Parrish, C., & Anderson, E. (2012). Children's Emotion Regulation Across and Within Nations: A Comparison of Ghanaian, Kenyan, and American Youth. *British Journal of Developmental Psychology*, 30(3), 415-431. doi:10.1111/j.2044-835X.2011.02050.x
- Muñiz Fernández, J. (2010). Las Teorías de los Tests: Teoría Clásica y Teoría de Respuesta a los Ítems. *Papeles Del Psicólogo: Revista Del Colegio Oficial de Psicólogos*, 31(1), 57-66. Retrieved from <http://www.papelesdelpsicologo.es/resumen?pii=1796>
- Navarro, J., Vara, M. D., Cebolla, A., & Baños, R. M. (2018). Validación Psicométrica del Cuestionario de Regulación Emocional (ERQ-CA) en Población Adolescente Española. *Revista de Psicología Clínica Con Niños y Adolescentes*, 5(1), 9-15. doi:10.21134/rpcna.2018.05.1.1
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS Programs for Determining the Number of Components Using Parallel Analysis and Velicer's MAP Test. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 32(3), 396-402. doi:10.3758/bf03200807
- Restrepo, D., Sabatier, C., Palacio, J., Hoyos, O., & Moreno, M. (2020). La Influencia del Status Socioeconómico en la Regulación de Emociones en Adolescentes. In Marengo-Escuderos (Ed.), *Avances en estudios psico-afectivos y desarrollo humano* (pp. 54-78). Barranquilla: Colombia: Ediciones CUR.
- Sim, L., & Zeman, J. (2006). The contribution of emotion regulation to body dissatisfaction and disordered eating in early adolescent girls. *Journal of Youth and Adolescence*, 35(2), 219-228. doi:10.1007/s10964-005-9003-8
- Siverio Eusebio, M., & García Hernández, M. (2007). Auto percepción de Adaptación y Tristeza en la Adolescencia: La Influencia del Género. *Anales de Psicología*, 23(1), 41-48.
- Soto, C. M., & Lara, S. A. D. (2015). Sobre la elección del número de factores en estudios psicométricos en la Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud. *Revista Latinoamericana En Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1320-1322.
- Stuijzfand, S., De Wied, M., Kempes, M., Van de Graaff, J., Branje, S., & Meeus, W. (2016). Gender Differences in Empathic Sadness towards Persons of the Same- versus Other-sex during Adolescence. *Sex Roles*, 75(9-10), 434-446. doi:10.1007/s11199-016-0649-3
- Suárez, Y., Restrepo, D., & Caballero, C. (2016). Ideación Suicida y su Relación con la Inteligencia Emocional en Universitarios Colombianos. *Revista Salud UIS*, 48(4), 468-476.
- Sullivan, T. N., Helms, S. W., Kliewer, W., & Goodman, K. L. (2010). Associations between Sadness and Anger Regulation Coping, Emotional Expression, and Physical and Relational Aggression among Urban Adolescents. *Social Development*, 19(1), 30-51. doi:10.1111/j.1467-9507.2008.00531.x

- Zeman, J., Shipman, K., & Penza-Clyve, S. (2001). Development and Initial Validation of the Children's Sadness Management Scale. *Journal of Non-verbal Behavior*, 25(3), 187-205. doi:10.1023/A:1010623226626
- Zimmermann, P., & Iwanski, A. (2014). Emotion regulation from early adolescence to emerging adulthood and middle adulthood: Age differences, gender differences, and emotion-specific developmental variations. *International Journal of Behavioral Development*, 38(2), 182-194. doi:10.1177/0165025413515405