

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL "CUESTIONARIO DE ESQUEMAS DESADAPTATIVOS TEMPRANOS DE YOUNG - VERSIÓN BREVE" (YSQ-S3) EN COLOMBIA

Carlos E. González-Cifuentes^{1,2}, Francisco J. Ruiz²
y Japcy M. Quiceno³

¹Universidad de San Buenaventura, Bogotá; ²Fundación Universitaria Konrad Lorenz; ³Universidad de Medellín (Colombia)

Resumen

Este artículo presenta dos estudios que evalúan la validez de constructo y la fiabilidad del "Cuestionario de esquemas desadaptativos tempranos de Young - versión breve" (YSQ-S3; Young, 2005). El primer estudio, con 1004 participantes, mostró que el YSQ-S3 tenía una excelente fiabilidad global (α de Cronbach= 0,97; ω = 0,97); mientras que los factores mostraron una fiabilidad de aceptable a buena según el rango en que se ubicaron los coeficientes de fiabilidad mínimo y máximo de las 18 escalas (α de 0,67 a 0,89 y ω de 0,67 a 0,86). El análisis factorial confirmatorio (AFC) mostró que el modelo de 18 factores de primer orden correlacionados tenía los mejores índices de ajuste. Además, mediante el AFC con factores de segundo orden, se halló evidencia que respalda la organización jerárquica del instrumento en cinco dominios de segundo orden. El estudio 2, con 806 participantes, replicó exitosamente el mejor modelo del estudio 1 frente a uno alternativo. Se concluye que el YSQ-S3 es un instrumento válido y fiable para la población adulta colombiana.

PALABRAS CLAVE: *estructura factorial, validez, fiabilidad, esquemas desadaptativos tempranos.*

Abstract

This article presents two studies evaluating the construct validity and reliability of the "Young's Early Maladaptive Schema Questionnaire - Short Version" (YSQ-S3; Young, 2005). The first study, with 1004 participants, showed that the YSQ-S3 had excellent overall reliability according (Cronbach's α = .97; ω = .97); while the factors showed acceptable to good reliability according to the range in which the minimum and maximum reliability coefficients of the 18 scales were placed (α from .67 to .89 , and ω from .67 to .86) . Confirmatory factor analysis (CFA) showed that the model with 18 first-order correlated factors had

Esta investigación forma parte de una tesis doctoral presentada por el primer autor a la Fundación Universitaria Konrad Lorenz bajo la dirección de Francisco J. Ruiz. El primer autor contó con el apoyo de horas de dedicación dentro del plan de trabajo docente para el desarrollo profesoral de la Universidad de San Buenaventura, Bogotá (Colombia).

Correspondencia: Carlos Eduardo González-Cifuentes, cra. 8H #172-20, Bogotá (Colombia). E-mail: carlosegonzalez@gmail.com

the best fit indices. In addition, using CFA with second-order factors, evidence was found to support the hierarchical organization of the instrument into five second-order domains. Study 2, with 806 participants, successfully replicated the best model of study 1 against an alternative one. It is concluded that the YSQ-S3 is a valid and reliable instrument for the Colombian adult population.

KEY WORDS: *factor structure, validity, reliability, early maladaptive schemas.*

Introducción

El psicólogo Jeffrey E. Young definió los esquemas desadaptativos tempranos (EDTs) como “temas extremadamente estables y duraderos que se desarrollan durante la infancia, se elaboran a lo largo de la vida del individuo y son disfuncionales en un grado significativo” (Young, 1999, p. 9). Los EDTs son patrones o temas de vida generalizados y desadaptativos que consisten en recuerdos emocionales y cognitivos aprendidos tempranamente en el desarrollo de los individuos y que se refieren a uno mismo y a su relación con los demás. Los esquemas tempranos se activan por acontecimientos congruentes con su contenido y por acontecimientos similares a las experiencias tempranas frustrantes o tóxicas que les dieron origen. Los EDTs se asocian con una experiencia intensa de emociones negativas como el miedo, la tristeza, la ira y la vergüenza. Los EDTs suelen generar conductas contraproducentes o problemas interpersonales significativos (Young *et al.*, 2015).

Los EDTs se han relacionado teórica y empíricamente con trastornos de la personalidad (Aloi *et al.*, 2020a; Carr y Francis, 2010; Sempértegui *et al.*, 2013), problemas interpersonales (Janovsky *et al.*, 2019, 2020; Mojallal *et al.*, 2015; Thimm, 2013), sintomatología emocional y afectiva (Aloi *et al.*, 2020a; Calvete, 2014), fobia social y pensamientos automáticos (Trip, 2006), abuso de sustancias psicoactivas (Bojed y Nikmanesh, 2013; Shaghaghay *et al.*, 2011), adicciones conductuales (Aloi *et al.*, 2020b) y síntomas psiquiátricos generales (Nordahl *et al.*, 2005). La conceptualización de los EDTs y la evidencia empírica de su papel desadaptativo dieron lugar a la creación de la terapia de esquemas (Young *et al.*, 2015).

El instrumento específicamente diseñado para evaluar los EDTs en la terapia de esquemas ha sido el “Cuestionario de esquemas de Young” (YSQ) en sus diferentes versiones. A través del YSQ, el clínico puede identificar las dificultades caracterológicas, emocionales y afectivas persistentes que presentan los individuos con problemas interpersonales, trastornos de personalidad y comorbilidades (Young *et al.*, 2014). La primera versión del cuestionario se desarrolló en 1990 y tenía 123 ítems que medían dieciséis esquemas de primer orden con una organización jerárquica propuesta en tres dominios de segundo orden. La primera revisión del cuestionario se realizó en 1991, con doscientos cinco ítems que medían dieciséis esquemas con una propuesta de seis dominios de segundo orden. La primera versión breve del cuestionario (YSQ-SF), desarrollada en 1995, tenía 75 ítems que medían quince esquemas y proponía una organización jerárquica en cinco dominios (Herrera-Palacios *et al.*, 2021; Young, 1999). La primera versión

larga de la tercera edición del instrumento se lanzó en 2003; constaba de 232 ítems que medían 18 esquemas y mantenía la organización de segundo orden en cinco dominios. Finalmente, en 2005 se publicó la versión breve de la tercera edición del "Cuestionario de esquemas desadaptativos tempranos" (*Young Schema Questionnaire - Short Form 3*, YSQ-S3; Young, 2005) objeto del presente estudio instrumental.

El YSQ-S3 se construyó a partir de los ítems con las saturaciones factoriales más altas de la versión larga (YSQ-L3) y, por lo tanto, se considera una prueba teóricamente más pura y factorialmente más estable (Young, 2005). El YSQ-S3 es esencial para la conceptualización y formulación de casos clínicos en la terapia de esquemas. Además, el YSQ-S3 tiene la ventaja de que, en su forma breve, contempla los 18 EDTs formulados en la terapia de esquemas y, por tanto, es un instrumento crucial para investigar este enfoque de terapia integrativa (Bach *et al.*, 2017).

Según la terapia de esquemas, los esquemas desadaptativos tempranos (EDTs) surgen de la frustración de las necesidades humanas universales nucleares, incluido el apego seguro a los demás, el desarrollo de la autonomía, la competencia y el sentido de identidad, la libertad para expresar emociones y necesidades, la espontaneidad y el juego, y el desarrollo de límites saludables (Young, 2015). La frustración crónica de estas necesidades puede conducir al desarrollo de uno o más EDTs. Cada necesidad nuclear frustrada se corresponde con un conjunto de EDTs. Por ejemplo, abandono/inestabilidad, desconfianza/abuso, privación emocional, imperfección y vergüenza pueden desarrollarse a partir de la frustración de la necesidad de apego seguro. Del mismo modo, la dependencia/incompetencia, la vulnerabilidad ante el peligro y la enfermedad, el apego confuso/yo inmaduro y el fracaso pueden ser el resultado de necesidades insatisfechas de autonomía, competencia e identidad. La subyugación, el autosacrificio y la búsqueda de aprobación pueden surgir de la frustración de la necesidad fundamental de expresar necesidades y emociones válidas. La negatividad/pesimismo, la inhibición emocional, los estándares implacables/la hipercrítica y el castigo pueden desarrollarse a partir de necesidades insatisfechas de espontaneidad y juego. El derecho/grandiosidad y el insuficiente autocontrol/autodisciplina pueden surgir de necesidades insatisfechas de límites realistas. El anexo 1 ilustra la estructura teórica completa que sustenta el YSQ-S3.

Las propiedades psicométricas del YSQ-S3 se han estudiado en varios idiomas y países, como Dinamarca, Alemania e Italia, encontrándose buenos índices de fiabilidad y validez (Aloi *et al.*, 2020a; Bach *et al.*, 2017; Kriston *et al.*, 2012). En estos estudios se han analizado algunas estructuras factoriales alternativas. Por ejemplo, algunos autores han encontrado que el modelo de primer orden de 18 factores mostró índices de bondad de ajuste adecuados (Bach *et al.*, 2017), mientras que en otros casos se han preferido estructuras jerárquicas con un factor general de segundo orden (Kriston *et al.*, 2012) o una estructura jerárquica con cuatro factores de segundo orden (Aloi *et al.*, 2020a).

La traducción al español del YSQ-S3, avalada por J. E. Young, fue realizada en España por Cid y Torrubia (2010), mientras que el estudio de las propiedades psicométricas lo hicieron Calvete *et al.* (2013). Estos autores hallaron evidencias de

validez y fiabilidad adecuadas en una muestra de 971 estudiantes, arrojando coeficientes alfa de Cronbach para las subescalas en el rango de 0,54 (Dependencia) a 0,84 (Deprivación). Las evidencias de validez de constructo se hallaron mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) y se usó como estimador el método de máxima verosimilitud (ML). Los resultados apoyaron la presencia de los 18 esquemas correlacionados de primer orden con indicadores de ajuste adecuados de $\chi^2/gl= 2,92$ (razón relativa de chi cuadrado), un error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) de 0,046; un índice de ajuste comparativo (CFI) de 0,96, un índice de ajuste no normado (NNFI) de 0,96 y una raíz cuadrada de la media de residuos cuadrados (SRMR) de 0,059. Aunque en este estudio los resultados de la estructura jerárquica de segundo orden no fueron concluyentes, se sugirió un mejor ajuste para una propuesta de tres dominios o factores de segundo orden.

En Chile, Quiñones *et al.* (2018) analizaron las propiedades psicométricas de la adaptación española del YSQ-S3 con una muestra mixta no probabilística clínica y no clínica de 292 participantes. Los coeficientes alfa oscilaron entre 0,64 (Grandiosidad) y 0,88 (Abandono). Además, el AFC encontró indicadores aceptables para el modelo de 18 esquemas correlacionados de primer orden con un índice de Tucker-Lewis (TLI) de 0,93, CFI de 0,94 y RMSEA de 0,035. Las saturaciones factoriales fueron iguales o superiores a 0,40 para 89 de los 90 ítems. Sin embargo, el tamaño de la muestra no permitió evaluar la estructura jerárquica de la prueba mediante el AFC.

Aunque hay estudios psicométricos con la versión en español del YSQ-S3, las propiedades psicométricas de las adaptaciones no pueden asumirse como universales, y deben encontrarse evidencias de validez y fiabilidad para las poblaciones específicas de interés (Anastasi y Urbina, 1998). Por lo tanto, este estudio pretende ser pionero en aportar evidencias de validez y fiabilidad para la adaptación española del YSQ-S3 en muestras de población general colombiana. Este trabajo recoge dos estudios, en el primero se buscó obtener evidencia general de validez y fiabilidad del YSQ-3 en Colombia y re-explorar su estructura a través de una técnica novedosa denominada análisis exploratorio gráfico (AEG) (*Exploratory Graph Analysis*, EGA; Golino y Epskamp, 2017). En el segundo estudio se comparó el modelo de mejor ajuste (obtenido en el estudio 1) con el más parsimonioso obtenido a través de AEG para el YSQ-S3.

Estudio 1

Participantes

Se reunió una muestra no probabilística de 1004 participantes que cumplieran los criterios de: ser colombianos, residir en Colombia y tener más de 18 años. La edad media fue de 27,33 ($DT= 11,80$), con un rango de 18 a 84 años. Eran 564 mujeres, 438 hombres y dos que se identificaron como de otro género. El nivel educativo más frecuente fue bachillerato ($n= 421$), seguido del nivel técnico o tecnológico ($n= 239$), 221 con título universitario, 114 con formación de postgrado de especialización, maestría o doctorado y finalmente 9 participantes

con primaria. El estado civil más frecuente fue soltero ($n= 732$), seguido de unión libre ($n= 124$), casado ($n= 118$) y otro ($n= 30$). La ocupación actual más frecuente fue estudiante universitario ($n= 425$), trabajador por cuenta ajena ($n= 256$), autónomo ($n= 139$) y otro ($n= 184$).

Instrumentos

- a) Cuestionario de datos sociodemográficos *ad hoc*. Se obtuvo información relativa al sexo, la edad, nivel educativo, ocupación y estado civil por medio de preguntas cerradas en un cuestionario en línea elaborado en Microsoft forms cuya primera sección fueron los datos sociodemográficos.
- b) "Cuestionario de esquemas de Young, versión breve - 3" (*Young Schema Questionnaire - Short Form 3*, YSQ-S3; Young, 2005), versión en español de Cid y Torrubia (2010). El YSQ-S3 es un instrumento de autoinforme de 90 ítems que se responden en una escala Likert de seis puntos (1= totalmente falso, 6= me describe perfectamente). El YSQ-S3 evalúa patrones disfuncionales de pensamiento, recuerdos y sensaciones corporales aprendidos tempranamente en la infancia y adolescencia, en interacción principalmente con la familia de origen (Young *et al.*, 2015). El cuestionario evalúa 18 EDTs, y de acuerdo con la terapia de esquemas, estos se agrupan en cinco dominios: (a) Desconexión y rechazo, (b) Deterioro en la autonomía y la competencia, (c) Límites deteriorados, (d) Focalización en los otros y (c) Sobrevigilancia e inhibición (Young, 2005).
- c) "Escala de depresión, ansiedad y estrés" (*Depression Anxiety Stress Scales*, DASS-21; Lovibond y Lovibond, 1995). El DASS-21 consta de 21 ítems orientados a los síntomas que describen emociones negativas y que se responden en una escala Likert de cuatro puntos (0= no me ha ocurrido, 3= me ha ocurrido mucho o la mayor parte del tiempo). El instrumento tiene tres subescalas, cada una de las cuales consta de siete ítems: Depresión, Ansiedad y Estrés. Los coeficientes alfa de la versión original fueron de 0,94, 0,87 y 0,91 respectivamente (Antony *et al.*, 1998). Las propiedades psicométricas de la versión en español para Colombia fueron estudiadas por Ruiz *et al.* (2017) quienes informaron de coeficientes alfa de 0,88 para Depresión, 0,83 para Ansiedad, 0,83 para Estrés y 0,93 para la escala total. Los coeficientes alfa y omega en el presente estudio fueron de 0,90 para Depresión, 0,88 para Ansiedad, 0,85 para Estrés y 0,95 para la escala total.

Procedimiento

Se llevó a cabo un diseño de investigación instrumental. Se creó una encuesta *online* en *Microsoft Forms*, colocando los instrumentos en el orden en que fueron presentados en el apartado correspondiente. Se generó un único enlace y se difundió en redes sociales, principalmente *WhatsApp* y *Facebook*, buscando así un efecto de bola de nieve.

Se tomaron medidas de ciberseguridad durante la recogida de datos de los participantes. La encuesta de *Microsoft Forms* fue anónima, garantizando que los

participantes no fueran identificables. Sin embargo, los participantes tenían la opción de proporcionar una dirección de correo electrónico si deseaban ser contactados para campañas de prevención y promoción de la salud mental. La base de datos se almacenaba en línea de forma segura y sólo el investigador principal tenía acceso cifrado a ella. Una vez finalizada la recogida de datos, la base de datos se retiró de la nube y se depuró para su análisis.

Análisis de datos

Los análisis psicométricos descriptivos se realizaron con SPSS v. 26 y los AFC se llevaron a cabo con JASP v. 0.17.1 en su módulo de modelado de ecuaciones estructurales (SEM) que ejecuta el paquete R lavaan. La consistencia interna del YSQ-S3 se estimó mediante el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente Omega de McDonald. Dado que los ítems se responden en una escala Likert de seis puntos, el coeficiente alfa es adecuado para evaluar el grado de covariación de los ítems de la prueba (Muñiz, 1997). Para el coeficiente alfa, se utilizarán como referencia los rangos de interpretación sugeridos por George y Mallery (2003), donde $> 0,90$ es excelente, $> 0,80$ es bueno, $> 0,70$ es aceptable, $> 0,60$ es cuestionable, $> 0,50$ es pobre y $< 0,50$ es inaceptable. El coeficiente omega se calculó utilizando la macro de extensión del SPSS. Al elegir un método basado en un análisis factorial forzado a un único factor, el procedimiento permite obtener información adicional sobre la aproximación a la unidimensionalidad de cada escala (Hayes y Coutts, 2020). Los rangos aceptables esperados de este coeficiente van de 0,70 a 0,90 (Oviedo y Arias, 2005).

Teniendo en cuenta que el YSQ-S3 se basa en la teoría de esquemas desadaptativos tempranos de Young *et al.* (2015) y que múltiples autores han empleado el análisis factorial confirmatorio (AFC) con este instrumento, aportando evidencia suficiente (Aloi *et al.*, 2020a; Calvete *et al.*, 2013; Hawke y Provencher, 2012; Quiñones *et al.*, 2018; Sakulsriprasert *et al.*, 2016), consideramos adecuada y preferible una estrategia de AFC guiada por la teoría. Por lo tanto, probamos cuatro modelos teóricos respaldados por evidencia para este instrumento. Estos modelos incluyen: (a) el modelo de 18 EDTs, que generalmente se considera el que mejor se ajusta a los datos (Sakulsriprasert *et al.*, 2016); (b) el modelo de 18 EDTs y un único factor general de segundo orden propuesto por Kriston *et al.* (2012); (c) el modelo teórico original de Young (2005) consistente en 18 EDTs de primer orden y cinco dominios de segundo orden; y (d) la reciente revisión de Bach *et al.* (2018), que propone 18 EDTs y cuatro dominios de segundo orden.

Se utilizó una estrategia de AFC por pasos para analizar la validez de constructo del YSQ-S3. Hawke y Provencher (2012) propusieron esta estrategia para este instrumento y también fue seguida por Sakulsriprasert *et al.* (2016). Teniendo en cuenta la complejidad del instrumento, se realizó inicialmente un AFC unidimensional para cada esquema, y los indicadores de ajuste de las escalas individuales se estimaron utilizando el método de mínimos cuadrados ponderados (*weighted least squares*, WLS). Este estimador se considera adecuado para datos de instrumentos de medición psicométrica y datos que no se ajustan a la normalidad estadística (Lara, 2014; Li, 2016). Posteriormente, se realizó un AFC

para analizar el ajuste del modelo de 18 factores y finalmente, se realizó el análisis incluyendo los factores de segundo orden (dominios). Para los modelos unidimensionales, las varianzas de los factores latentes se escalaron a uno. Cabe aclarar, que en todos nuestros análisis las variables observadas siempre fueron las respuestas a los ítems, aunque el análisis se hizo progresivamente no se segmentaron los modelos, sino que se complejizaron paulatinamente.

En el caso de los modelos para el instrumento completo, se utilizó el método de mínimos cuadrados no ponderados (*unweighted least squares mean and variance adjusted*, ULSMV) como estimador tanto para el modelo de 18 esquemas de primer orden como para los análisis de los modelos con factores de segundo orden. Este estimador se utilizó por ser el más adecuado con datos ordinales (Forero *et al.*, 2009). Para estos modelos, la varianza de los factores se escaló sobre el primer indicador de la variable latente. Se calcularon la chi-cuadrado convencional, la razón chi-cuadrado relativa (con valores esperados ≤ 2 bueno y ≤ 3 aceptable), la prueba de significación, el índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI), el índice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis index*, TLI), el índice normado de ajuste (*normed fit index*, NFI), el índice de ajuste parsimonioso normalizado (*parsimonious normed fit index*, PNFI), el error de aproximación de la raíz cuadrada media (*root mean square error of approximation*, RMSEA) y la raíz cuadrada de la media de residuos al cuadrado (*standardized root mean square residual*, SRMR). Se consideró que los valores $\geq 0,95$ para CFI, TLI, NFI y PNFI mostraban un buen ajuste, y los valores $\geq 0,90$ un ajuste aceptable. Asimismo, se consideró que valores $\leq 0,05$ mostraban un buen ajuste según los índices RMSEA y SRMR, mientras que valores $\leq 0,08$ indicaban un ajuste aceptable (Jordan-Muiños, 2021).

Se utilizó el paquete EGAnet de R para realizar el AEG, una técnica novedosa que pretende determinar la dimensionalidad de los instrumentos de medida identificando las comunidades de ítems en una red con un potente soporte visual (Golino *et al.*, 2020). Hasta donde sabemos, este enfoque del análisis de datos no se había utilizado con el YSQ-S3 y podría ofrecer algunas ideas para un instrumento para el que se han propuesto y analizado varias estructuras factoriales (Brown *et al.*, 2023). Este análisis se realizó utilizando el método de estimación EBIC-glasso con algoritmo walktrap para estimar las dimensiones. Los estudios de simulación han descubierto que el AEG funciona tan bien como los métodos más tradicionales basados en el análisis factorial exploratorio.

Por último, se calcularon las correlaciones de Pearson entre las escalas YSQ-S3 y DASS-21. Estas correlaciones se interpretaron siguiendo los criterios de Cohen (1988): los tamaños de correlación de 0,10 a 0,29 son pequeños, de 0,30 a 0,49 son medianos y $\geq 0,50$ son grandes.

Resultados

Validez basada en la estructura interna

La tabla 1 muestra que el modelo unidimensional obtuvo un buen ajuste para doce de las escalas (CFI $\geq 0,95$, TLI $\geq 0,95$, NFI $\geq 0,95$ y RMSEA $\leq 0,05$) y un ajuste

Tabla 1

Análisis factorial confirmatorio unidimensional por escalas y modelo de primer orden de 18 factores

| | Esquema | χ^2 | p | χ^2/df | RMSEA | SRMR | CFI | TLI | NFI | ω |
|----|--|----------|--------|-------------|-------|-------|------|------|------|----------|
| 1 | Abandono / Inestabilidad | 18,55 | 0,002 | 3,71 | 0,052 | 0,02 | 0,97 | 0,94 | 0,96 | 0,86 |
| 2 | Desconfianza / Abuso | 35,97 | <0,001 | 7,19 | 0,079 | 0,04 | 0,92 | 0,84 | 0,91 | 0,80 |
| 3 | Deprivación Emocional | 15,04 | 0,01 | 3,00 | 0,045 | 0,02 | 0,98 | 0,95 | 0,96 | 0,77 |
| 4 | Defectuosidad / Vergüenza | 15,7 | 0,008 | 3,14 | 0,046 | 0,03 | 0,96 | 0,92 | 0,94 | 0,81 |
| 5 | Aislamiento social | 29,27 | >0,001 | 5,85 | 0,070 | 0,03 | 0,95 | 0,91 | 0,94 | 0,74 |
| 6 | Dependencia / Incompetencia | 3,1 | 0,684 | 0,62 | 0,000 | 0,01 | 1,00 | 1,00 | 0,99 | 0,72 |
| 7 | Vulnerabilidad al daño y/o la enfermedad | 15,98 | 0,007 | 3,20 | 0,047 | 0,03 | 0,97 | 0,94 | 0,96 | 0,77 |
| 8 | Enmarañamiento / Yo inmaduro | 14,59 | 0,012 | 3,12 | 0,044 | 0,03 | 0,96 | 0,93 | 0,95 | 0,77 |
| 9 | Fracaso | 14,55 | 0,012 | 2,91 | 0,044 | 0,02 | 0,97 | 0,94 | 0,96 | 0,86 |
| 10 | Derechos / Grandiosidad | 9,44 | 0,051 | 2,36 | 0,037 | 0,02 | 0,98 | 0,96 | 0,97 | 0,70 |
| 11 | Autocontrol insuficiente | 12,01 | 0,035 | 2,40 | 0,037 | 0,02 | 0,98 | 0,95 | 0,96 | 0,74 |
| 12 | Subyugación | 4,3 | 0,507 | 0,86 | 0,000 | 0,01 | 1,00 | 1,00 | 0,99 | 0,79 |
| 13 | Autosacrificio | 11,65 | 0,020 | 2,91 | 0,044 | 0,02 | 0,98 | 0,95 | 0,97 | 0,79 |
| 14 | Aprobación / Búsqueda de reconocimiento | 7,18 | 0,208 | 1,44 | 0,021 | 0,01 | 1,00 | 0,99 | 0,98 | 0,78 |
| 15 | Negatividad / Pesimismo | 7,07 | 0,070 | 2,36 | 0,037 | 0,01 | 0,99 | 0,97 | 0,99 | 0,80 |
| 16 | Inhibición emocional | 9,16 | 0,057 | 2,29 | 0,036 | 0,02 | 0,99 | 0,98 | 0,98 | 0,73 |
| 17 | Punitividad / Castigo | 8,13 | 0,043 | 2,71 | 0,041 | 0,02 | 0,99 | 0,96 | 0,98 | 0,75 |
| 18 | Estándares implacables / Hipercrítica | 5,24 | 0,260 | 1,31 | 0,018 | 0,02 | 1,00 | 0,99 | 0,98 | 0,67 |
| A | 18 Esquemas de primer orden | 10423 | <,001 | 2,77 | 0,042 | 0,050 | 0,99 | 0,99 | 0,98 | 0,97 |

Notas: RMSEA= error cuadrático medio de aproximación; SRMR= raíz cuadrada de la media de residuos cuadrados; CFI= índice de ajuste comparativo; TLI= índice de Tucker-Lewis; NFI= índice normado de ajuste. El orden de las escalas se presenta de acuerdo con el modelo de Young (2005) donde el Dominio I, Desconexión/rechazo agrupa las escalas del 1-5; El Dominio II, Deterioro en la autonomía, las escalas 6-9; el Dominio III, Límites deficitarios, las escalas 10 y 11; El Dominio IV, dirigido por las necesidades de otros, agrupa las escalas 12-14 y el Dominio V, Sobrevigilancia e inhibición, las escalas 15-18.

aceptable para cinco escalas ($CFI \geq 0,90$, $TLI \geq 0,90$, $NFI \geq 0,90$ y $RMSEA \leq 0,08$). En cuanto a la escala Desconfianza/Abuso, el ajuste fue aceptable para todos los indicadores excepto uno ($CFI= 0,92$, $TLI= 0,84$, $NFI= 0,91$ y $RMSEA= 0,079$). El AFC realizado utilizando el estimador ULSMV con los 18 factores de primer orden correlacionados mostró un ajuste excelente ($CFI= 0,988$, $TLI= 0,987$, $NFI= 0,981$ y $RMSEA= 0,042$). También se hizo un AFC sobre los 18 esquemas asumiendo factores no correlacionados; pero el modelo fue inadecuado según los índices de bondad de ajuste: $CFI= 0,080$, $TLI= 0,059$, $NFI= 0,079$ y $RMSEA= 0,362$.

Dado que el modelo general de 18 esquemas correlacionados de primer orden mostró indicadores de bondad de ajuste que cumplen los criterios de un buen modelo, analizamos las saturaciones factoriales de los ítems dentro de esta

estructura (tabla 2). Se observa que casi todas las saturaciones factoriales, excepto dos ítems, fueron $\geq 0,40$, cumpliendo con el estándar recomendado en psicometría (Lloret-Segura *et al.*, 2014). En la escala de Aislamiento social, el ítem 22 (“Soy fundamentalmente diferente de otras personas”) tiene una saturación factorial de 0,32, lo que aún puede considerarse aceptable, mientras que en la escala de Estándares implacables/Hiper crítica, el ítem 49 (“Debo cumplir con todas mis responsabilidades”) arrojó una saturación factorial de 0,15, siendo este un ítem con baja saturación factorial.

Tabla 2

Saturaciones factoriales de los ítems dentro del modelo general de 18 esquemas

| Esquema | Ítem 1 | Ítem 2 | Ítem 3 | Ítem 4 | Ítem 5 |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1. Abandono/Inestabilidad | 0,71 | 0,72 | 0,82 | 0,78 | 0,86 |
| 2. Desconfianza/Abuso | 0,70 | 0,70 | 0,77 | 0,65 | 0,76 |
| 3. Deprivación Emocional | 0,56 | 0,76 | 0,88 | 0,81 | 0,51 |
| 4. Defectuosa/Vergüenza | 0,74 | 0,84 | 0,74 | 0,70 | 0,83 |
| 5. Aislamiento social | 0,77 | 0,32 | 0,62 | 0,81 | 0,78 |
| 6. Dependencia/Incompetencia | 0,70 | 0,51 | 0,73 | 0,71 | 0,85 |
| 7. Vulnerabilidad al daño y/o la enfermedad | 0,79 | 0,67 | 0,73 | 0,61 | 0,64 |
| 8. Enmarañamiento/Yo inmaduro | 0,61 | 0,60 | 0,70 | 0,70 | 0,75 |
| 9. Fracaso | 0,77 | 0,83 | 0,76 | 0,83 | 0,82 |
| 10. Derechos/Grandiosidad | 0,62 | 0,56 | 0,61 | 0,59 | 0,61 |
| 11. Autocontrol Insuficiente | 0,56 | 0,68 | 0,65 | 0,57 | 0,65 |
| 12. Subyugación | 0,73 | 0,80 | 0,54 | 0,58 | 0,78 |
| 13. Autosacrificio | 0,50 | 0,71 | 0,78 | 0,58 | 0,86 |
| 14. Búsqueda aprobación/Reconocimiento | 0,65 | 0,74 | 0,87 | 0,69 | 0,53 |
| 15. Negatividad/Pesimismo | 0,73 | 0,77 | 0,81 | 0,72 | 0,59 |
| 16. Inhibición emocional | 0,74 | 0,81 | 0,81 | 0,51 | 0,57 |
| 17. Punitividad/Castigo | 0,64 | 0,68 | 0,62 | 0,57 | 0,74 |
| 18. Estándares implacables/Hiper crítica | 0,55 | 0,54 | 0,15 | 0,85 | 0,49 |

A continuación, se procedió a contrastar tres modelos factoriales jerárquicos que incluyen los 18 esquemas: el modelo sugerido por Young (2005), que propone cinco factores de segundo orden; el modelo indicado por Bach *et al.* (2018), que tiene cuatro factores de segundo orden; y el modelo general desadaptativo con un solo factor de segundo orden (Kriston *et al.*, 2012). Las variables observadas fueron los ítems del instrumento, los factores de primer orden fueron los esquemas y los factores de segundo orden fueron los dominios. La tabla 3 muestra dos modelos que obtuvieron indicadores de ajuste incremental superiores a 0,95 y $RMSEA \leq 0,05$. Inesperadamente, los resultados del AFC sobre los dominios de segundo orden arrojaron una solución inadmisibles para el modelo de cuatro dominios propuesto más recientemente por Bach *et al.* (2018) debido a un caso Heywood. Para los otros dos modelos, el resultado indica que el mejor ajuste para los datos es para el modelo original de Young de cinco dominios de segundo orden.

Tabla 3
Análisis factorial confirmatorio de modelos factoriales con factores de segundo orden

| Indicadores de ajuste del modelo | Factores de segundo orden | |
|----------------------------------|---------------------------|----------------------------------|
| | Modelo de Young | Modelo de un solo factor general |
| χ^2 | 14225 | 14599 |
| p | < 0,001 | < 0,001 |
| χ^2/df | 3,65 | 3,74 |
| RMSEA | 0,05 | 0,05 |
| SRMR | 0,053 | 0,06 |
| CFI | 0,981 | 0,981 |
| TLI | 0,981 | 0,98 |
| NFI | 0,975 | 0,974 |
| PNFI | 0,946 | 0,948 |

Nota: RMSEA= error cuadrático medio de aproximación; SRMR= raíz cuadrada de la media de residuos cuadrados; CFI= índice de ajuste comparativo; TLI= índice de Tucker-Lewis; NFI= índice normado de ajuste; PNFI= índice de ajuste parsimonioso normalizado. El estimador utilizado en todos los modelos fue el de mínimos cuadrados no ponderados (ULSMV).

Validez basada en las relaciones con otras variables

La tabla 4 presenta las correlaciones de Pearson entre las escalas YSQ-S3 y DASS-21. En general, los EDTs que arrojaron los mayores tamaños de correlación con la puntuación total de afecto negativo del DASS-21 fueron Negatividad/Pesimismo ($r= 0,64$), Vulnerabilidad al daño y/o la enfermedad ($r= 0,64$), Aislamiento social ($r= 0,61$) y Subyugación ($r= 0,61$), mientras que las correlaciones más pequeñas, aunque moderadas, fueron las de Estándares implacables/Hipercrítica ($r= 0,35$), Autosacrificio ($r= 0,41$), Derechos/Grandiosidad ($r= 0,43$), Inhibición emocional ($r= 0,45$) y Búsqueda de aprobación/reconocimiento ($r= 0,49$). Las demás escalas mostraron correlaciones fuertes ($> 0,50$). Para los dominios del YSQ-S3, todas las correlaciones fueron fuertes con la puntuación total del DASS-21.

Tabla 4
Correlaciones entre esquemas desadaptativos tempranos y el criterio externo

| Esquemas y dominios del YSQ-S3 | DASS-Depresión | DASS-Ansiedad | DASS-estrés | DASS-Total |
|--|----------------|---------------|-------------|------------|
| 1. Abandono/Inestabilidad | 0,525** | 0,500** | 0,521** | 0,563** |
| 2. Desconfianza/Abuso | 0,542** | 0,516** | 0,555** | 0,586** |
| 3. Deprivación emocional | 0,547** | 0,461** | 0,456** | 0,534** |
| 4. Defectuosidad/Vergüenza | 0,603** | 0,542** | 0,493** | 0,597** |
| 5. Aislamiento social | 0,617** | 0,524** | 0,528** | 0,608** |
| 6. Dependencia/Incompetencia | 0,532** | 0,511** | 0,449** | 0,544** |
| 7. Vulnerabilidad al daño y/o la enfermedad | 0,566** | 0,599** | 0,591** | 0,638** |
| 8. Enmarañamiento/Yo inmaduro | 0,504** | 0,504** | 0,467** | 0,537** |
| 9. Fracaso | 0,575** | 0,524** | 0,485** | 0,578** |
| 10. Derechos/Grandiosidad | 0,382** | 0,376** | 0,413** | 0,425** |
| 11. Autocontrol insuficiente | 0,572** | 0,492** | 0,552** | 0,588** |
| 12. Subyugación | 0,589** | 0,556** | 0,516** | 0,605** |
| 13. Autosacrificio | 0,347** | 0,361** | 0,408** | 0,405** |
| 14. Búsqueda de aprobación/Reconocimiento | 0,426** | 0,436** | 0,477** | 0,486** |
| 15. Negatividad/Pesimismo | 0,605** | 0,574** | 0,579** | 0,640** |
| 16. Inhibición emocional | 0,460** | 0,376** | 0,411** | 0,454** |
| 17. Punitividad/Castigo | 0,469** | 0,466** | 0,439** | 0,500** |
| 18. Estándares implacables/hipercrítica | 0,303** | 0,307** | 0,356** | 0,351** |
| D1. Desconexión y rechazo | 0,680** | 0,612** | 0,615** | 0,694** |
| D2. Deterioro en la autonomía y la competencia | 0,646** | 0,636** | 0,594** | 0,683** |
| D3. Límites deteriorados | 0,543** | 0,493** | 0,549** | 0,576** |
| D4. Focalización en los otros | 0,554** | 0,552** | 0,781** | 0,611** |
| D5. Sobrevigilancia e Inhibición | 0,610** | 0,564** | 0,574** | 0,636** |
| Total YSQ-S3 | 0,680** | 0,640** | 0,647** | 0,716** |

Notas: YSQ-S3= Cuestionario de esquemas de Young, versión breve – 3; DASS= "Escala de depresión, ansiedad y estrés". ** $p < 0,01$ (bilateral).

Consistencia interna

Los coeficientes alfa oscilaron entre 0,67 y 0,89, con un coeficiente total de 0,97. El coeficiente omega osciló entre 0,67 y 0,86, con un omega total de 0,97. El índice de discriminación más bajo fue de 0,21 para el ítem 22 ("Soy básicamente diferente de las otras personas"). Éste fue el único ítem con un índice inferior a 0,30, mientras que el índice de discriminación más alto fue de 0,77 para el ítem 38 ("Me preocupa que las personas a las que me siento unido me dejen o me abandonen"). Además, se calcularon coeficientes alfa para los ítems agrupados por dominios según el modelo de Young (2005), obteniéndose coeficientes de buenos a excelentes entre 0,81 y 0,93 (tabla 5).

Tabla 5
Índices de discriminación de los ítems, consistencia interna de las escalas y dimensiones del YSQ-S3 según el modelo de Young (2005)

| Dominios (SO) | Esquema | Ítem 1 | Ítem 2 | Ítem 3 | Ítem 4 | Ítem 5 | a | ω |
|--|---|--------|--------|--------|--------|--------|-----|----------|
| I. Desconexión y rechazo (6) $\alpha=0,93$ y $\omega=0,93$ | 1. Abandono / Inestabilidad | 0,66 | 0,66 | 0,77 | 0,69 | 0,57 | 0,9 | 0,9 |
| | 2. Desconfianza / Abuso | 0,56 | 0,59 | 0,58 | 0,57 | 0,62 | 0,8 | 0,8 |
| | 3. Privación emocional | 0,48 | 0,59 | 0,61 | 0,65 | 0,34 | 0,8 | 0,8 |
| | 4. Defectuosa / Vergüenza | 0,62 | 0,7 | 0,55 | 0,54 | 0,61 | 0,9 | 0,8 |
| | 5. Aislamiento social | 0,48 | 0,21 | 0,51 | 0,66 | 0,59 | 0,7 | 0,7 |
| II. Deterioro de la autonomía y el rendimiento (6) $\alpha=0,90$ y $\omega=0,90$ | 6. Dependencia / Incompetencia | 0,48 | 0,32 | 0,55 | 0,52 | 0,6 | 0,7 | 0,7 |
| | 7. Vulnerabilidad al daño y a la enfermedad | 0,6 | 0,57 | 0,59 | 0,45 | 0,52 | 0,8 | 0,8 |
| | 8. Enmaratamiento / Yo inmaduro | 0,39 | 0,54 | 0,46 | 0,53 | 0,49 | 0,7 | 0,8 |
| III. Límites deteriorados (3) $\alpha=0,81$ y $\omega=0,81$ | 9. Fracaso | 0,64 | 0,61 | 0,66 | 0,73 | 0,7 | 0,9 | 0,9 |
| | 10. Derecho / Grandiosidad | 0,43 | 0,47 | 0,48 | 0,42 | 0,47 | 0,7 | 0,7 |
| | 11. Insuficiente autocontrol / Autodisciplina | 0,5 | 0,56 | 0,51 | 0,5 | 0,44 | 0,7 | 0,7 |
| IV. Focalización en el otro (3) $\alpha=0,87$ y $\omega=0,87$ | 12. Subyugación | 0,55 | 0,64 | 0,42 | 0,62 | 0,62 | 0,8 | 0,8 |
| | 13. Autosacrificio | 0,52 | 0,6 | 0,59 | 0,52 | 0,62 | 0,8 | 0,8 |
| | 14. Búsqueda de aprobación / Reconocimiento | 0,48 | 0,62 | 0,57 | 0,6 | 0,54 | 0,8 | 0,8 |
| V. Sobrevigilancia e inhibición (4) $\alpha=0,89$ y $\omega=0,89$ | 15. Negatividad / Pesimismo | 0,62 | 0,6 | 0,63 | 0,59 | 0,5 | 0,8 | 0,8 |
| | 16. Inhibición emocional | 0,55 | 0,61 | 0,58 | 0,51 | 0,56 | 0,8 | 0,7 |
| | 17. Punitividad / Castigo | 0,57 | 0,47 | 0,56 | 0,53 | 0,37 | 0,7 | 0,8 |
| | 18. Estándares implacables / Hipercrítica | 0,45 | 0,53 | 0,33 | 0,4 | 0,4 | 0,7 | 0,7 |

Análisis descriptivo de las escalas

Por último, se realizó un análisis descriptivo-comparativo del comportamiento de las escalas del YSQ-S3. Se estimaron las medias y desviaciones típicas de las escalas para la muestra total y la muestra de hombres y mujeres. La información descriptiva de las escalas se presenta en la tabla 6.

Tabla 6
Descriptivos de las escalas y dominios por sexo

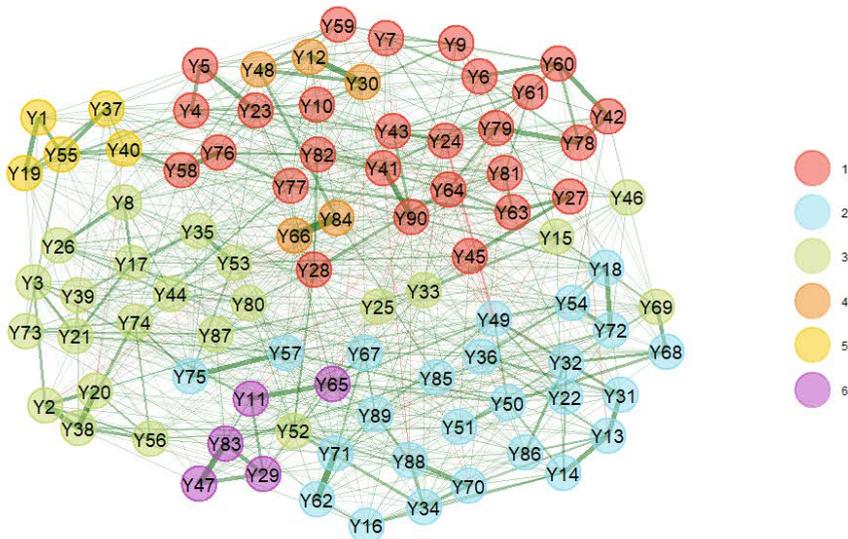
| Esquemas desadaptativos tempranos | Total | | Hombre | | Mujer | |
|---|-------|------|--------|------|-------|------|
| | M | DT | M | DT | M | DT |
| 1. Abandono | 2,45 | 1,22 | 2,45 | 1,19 | 2,44 | 1,24 |
| 2. Desconfianza/Abuso | 2,53 | 1,11 | 2,56 | 1,09 | 2,5 | 1,11 |
| 3. Privación emocional | 2,25 | 1,06 | 2,26 | 1,03 | 2,23 | 1,08 |
| 4. Defectuosidad/Vergüenza | 1,99 | 1,03 | 2,06 | 1,02 | 1,94 | 1,03 |
| 5. Aislamiento social | 2,52 | 1,03 | 2,6 | 0,98 | 2,48 | 1,06 |
| 6. Dependencia/Incompetencia | 1,96 | 0,91 | 1,98 | 0,87 | 1,93 | 0,94 |
| 7. Vulnerabilidad al daño/enfermedad | 2,60 | 1,14 | 2,56 | 1,11 | 2,63 | 1,17 |
| 8. Enmarañamiento/Yo inmaduro | 2,04 | 0,96 | 2,03 | 0,9 | 2,04 | 1 |
| 9. Fracaso | 2,14 | 1,1 | 2,13 | 1,03 | 2,15 | 1,14 |
| 10. Derechos/Grandiosidad | 2,68 | 1,03 | 2,78 | 1,03 | 2,6 | 1,03 |
| 11. Autocontrol insuficiente | 2,63 | 1,08 | 2,59 | 1,03 | 2,66 | 1,11 |
| 12. Subyugación | 2,24 | 1,03 | 2,21 | 0,98 | 2,25 | 1,06 |
| 13. Autosacrificio | 3,19 | 1,14 | 3,10 | 1,21 | 3,25 | 1,14 |
| 14. Búsqueda de aprobación/reconocimiento | 2,65 | 1,13 | 2,69 | 1,12 | 2,62 | 1,13 |
| 15. Negatividad/pesimismo | 2,66 | 1,17 | 2,64 | 1,1 | 2,68 | 1,21 |
| 16. Inhibición emocional | 2,68 | 1,18 | 2,74 | 1,14 | 2,63 | 1,21 |
| 17. Punitividad/Castigo | 2,51 | 1,03 | 2,64 | 1,03 | 2,40 | 1,02 |
| 18. Estándares implacables | 3,30 | 1,05 | 3,37 | 1,08 | 3,25 | 1,02 |
| A. Dominio I | 2,34 | 0,90 | 2,37 | 0,88 | 2,31 | 0,92 |
| B. Dominio II | 2,18 | 0,87 | 2,17 | 0,81 | 2,18 | 0,92 |
| C. Dominio III | 2,65 | 0,93 | 2,68 | 0,89 | 2,63 | 0,96 |
| D. Dominio IV | 2,69 | 0,89 | 2,66 | 0,88 | 2,71 | 0,89 |
| E. Dominio V | 2,66 | 0,92 | 2,72 | 0,89 | 2,61 | 0,94 |
| Total | 2,50 | 0,81 | 2,52 | 0,77 | 2,48 | 0,83 |

Notas: Dominio I= Desconexión y rechazo; Dominio II= Deterioro en la autonomía y el desempeño; Dominio III= Límites deteriorados; Dominio IV= Focalización en los otros; Dominio V= Sobrevigilancia e inhibición. Se expresó la media de la escala Likert.

Análisis exploratorio gráfico

Este análisis dio como resultado las siguientes seis comunidades de ítems: Comunidad 1: 27 ítems; Comunidad 2: 25 ítems; Comunidad 3: 23 ítems; Comunidad 4: 5 ítems; Comunidad 5: 5 ítems; y Comunidad 6: 5 ítems. Los resultados de este análisis pueden verse en la figura 1.

Figura 1
Análisis exploratorio gráfico (AEG)



Nota. Cada una de las seis comunidades de ítems encontradas están representadas con un color diferente.

Un análisis teórico de las agrupaciones de los ítems según el AEG nos permitió identificar que la Comunidad 1 agrupaba todos los ítems de los EDTs de defectuosidad (5), apego confuso (5) y fracaso (5), y la mayoría de subyugación (4), dependencia (4) y aislamiento social (3). Esta comunidad de ítems replica aproximadamente una mezcla de las dimensiones teóricas de segundo orden propuestas para el YSQ-S3 de Desconexión-Rechazo y Deterioro de la Autonomía. La comunidad 2 agrupa todos los ítems de grandiosidad (5), normas implacables (5), la mayor parte de búsqueda de aprobación (4) y punitividad (4). Esta comunidad reproduce cercanamente una mezcla de las dimensiones teóricas de segundo orden de Límites insuficientes y Normas excesivas. La comunidad 3 agrupa todos los ítems de abandono (5), y la mayoría de vulnerabilidad (4), Autocontrol insuficiente (4), desconfianza (3), y negatividad (3). Esta comunidad de ítems tiene temas de amenaza, sobrevigilancia y límites inseguros con temas vitales procedentes de diferentes dimensiones y parecería reflejar dificultades con el apego, la regulación conductual y la indefensión-desesperanza.

Las tres comunidades restantes reflejan esquemas específicos y no grupos de EDTs. Así, la Comunidad 4 recoge todos los ítems de inhibición emocional (5), la Comunidad 5 contiene casi todos los ítems de privación emocional (4) y la Comunidad 6 recoge los ítems de autosacrificio. En resumen, el análisis EGA arrojó tres dimensiones principales que proponen una nueva agrupación de las escalas y dominios, pero dejó tres sin agrupar.

Discusión

Los resultados del estudio 1 respaldan la validez y fiabilidad del YSQ-S3 como medida de los EDTs en Colombia. El AFC apoyó la validez de constructo del instrumento, ya que fueron consistentes con la estructura de la prueba informada por otros autores y con la literatura científica disponible para el YSQ-S3 (Calvete *et al.*, 2013; Kriston *et al.*, 2012; Quiñones *et al.*, 2018). Además, se demostró la validez del YSQ-S3 con respecto a criterios externos, ya que se encontraron las relaciones esperadas entre los constructos. Finalmente, la consistencia interna de la prueba fue adecuada para todas las escalas excepto una. Estos hallazgos indican que el YSQ-S3 es una medida válida y fiable de los EDTs para su uso en Colombia.

Los resultados del EGA sugieren una organización alternativa del YSQ-S3 en tres amplias dimensiones que integran varios EDTs. Las agrupaciones tienen sentido si se analizan conceptualmente como mezclas de las dimensiones teóricas del YSQ-S3.

Estudio 2

Participantes

Para el estudio 2, se reunió una muestra no probabilística de 806 adultos colombianos, utilizando condiciones similares a las del estudio 1. La edad media fue de 29 años ($DT= 12,80$), 464 eran mujeres, 340 eran hombres y 2 personas que se identificaron como de otro género. La mayoría de los participantes había terminado la enseñanza secundaria ($n= 320$), seguidos de los de nivel técnico o tecnológico ($n= 225$), con título universitario ($n= 174$) y con formación de posgrado ($n= 70$). Sólo una pequeña proporción de la muestra tenía estudios de básica primaria ($n= 17$). La ocupación actual más común era la de estudiante universitario ($n= 282$), seguida de la de trabajador del sector privado ($n= 207$), trabajador independiente ($n= 126$), trabajador del sector público ($n= 91$), estudiante técnico o tecnológico ($n= 25$) y otro ($n= 75$).

Procedimiento

El procedimiento para el estudio 2 fue el mismo que en el estudio 1.

Análisis de datos

En este estudio, se comparó el modelo con el mejor ajuste en el estudio 1, con una estructura factorial alternativa del YSQ-S3: (a) el modelo de 18 EDTs de primer orden correlacionados, (b) el modelo de 6 factores sugerido por el AEG realizado en el estudio 1. Estos modelos se compararon mediante AFC calculado en el módulo SEM del JASP utilizando el estimador ULSMV.

Resultados

Los resultados mostraron que los dos modelos tenían un ajuste relativamente bueno, con diferencias mínimas (tabla 7). El modelo de 18 EDTs correlacionados de primer orden seguía siendo superior debido a unos índices de ajuste incrementales ligeramente mejores, su apoyo por la teoría, un error menor y una ratio chi-cuadrado relativa sobre los grados de libertad inferior al modelo alternativo. Sin embargo, el modelo de 6 factores tuvo un rendimiento muy similar siendo parsimonioso, lo que sugiere una dirección para futuras investigaciones.

Tabla 7

Ajuste comparativo del modelo teórico de 18 esquemas desadaptativos tempranos del YSQ-S3 con un modelo alternativo

| Indicadores de ajuste | Modelos competidores | |
|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | Modelo de 18 factores | Modelo de 6 factores |
| χ^2 | 10086 | 10764 |
| p | < 0,001 | < 0,001 |
| χ^2/df | 2,68 | 2,76 |
| RMSEA | 0,046 | 0,047 |
| SRMR | 0,055 | 0,057 |
| CFI | 0,988 | 0,987 |
| TLI | 0,987 | 0,986 |
| NFI | 0,981 | 0,979 |
| PNFI | 0,921 | 0,954 |

Notas: SRMR= raíz cuadrada de la media de residuos cuadrados; RMSEA= error cuadrático medio de aproximación; CFI= índice de ajuste comparativo; TLI= índice de Tucker-Lewis; NFI= índice normado de ajuste; PNFI= índice de ajuste parsimónico normalizado. El estimador utilizado en todos los modelos fue mínimos cuadrados no ponderados (ULSMV) y los factores se escalaron por el primer indicador.

Discusión

Los resultados muestran que los dos modelos tienen un ajuste relativamente bueno, con diferencias mínimas. En general, este estudio aporta evidencia adicional sobre la estructura del YSQ-S3 y apoya la validez del modelo propuesto por la EGA en el estudio 1. Sin embargo, el modelo de 18 factores sigue siendo preferible debido a su mejor rendimiento, apoyo teórico, menor error, razón relativa de chi cuadrado sobre grados de libertad por debajo del modelo alternativo, y en gran parte debido a su utilidad en la práctica clínica. Claramente, el modelo de 6 factores es el más parsimonioso de los modelos, lo que sugiere una dirección para futuras investigaciones.

Discusión general

El objetivo principal de los dos estudios fue analizar la validez y fiabilidad del YSQ-S3 en Colombia. En el estudio 1 se realizaron AFC tanto para el modelo de primer orden de 18 esquemas como para el modelo completo de Young *et al.*

(2015) con buenos resultados, lo que permitió encontrar evidencia de la validez de constructo del cuestionario y permitió apoyar la versión clásica de la estructura de cinco factores de segundo orden propuesta para el YSQ-S3. En cuanto al reciente modelo propuesto por Bach *et al.* (2018) los resultados del AFC arrojaron una solución inaceptable debido a un caso Heywood. En general, el rendimiento psicométrico del instrumento resultó adecuado tanto en validez de constructo como en fiabilidad.

El modelo de 18 esquemas de primer orden correlacionados demostró el mejor ajuste con los datos, validando así los esquemas y la estructura teórica subyacente al YSQ-S3 (Young, 2005). Las saturaciones factoriales para 88 de los 90 ítems fueron satisfactorias en el estudio 1, mientras que uno fue aceptable y sólo uno fue cuestionable. Estos hallazgos fueron consistentes con un estudio previo realizado en Chile por Quiñones *et al.* (2018), quienes reportaron saturaciones factoriales superiores a 0,40 para 89 de 90 ítems, con solo un ítem con una saturación inferior (aunque no es el mismo ítem que en el presente estudio).

Sin embargo, el ítem 49 (“Debo cumplir con todas mis responsabilidades”) requiere una revisión ya que puede no discriminar suficientemente y presentar dificultades de interpretación en el contexto colombiano, probablemente por las diferencias culturales. De hecho, un análisis de las frecuencias de respuesta en la escala Likert del ítem 49 muestra que el 76,4% de las respuestas se concentran en los valores más altos de 4,5,6. El ítem no discrimina probablemente porque la mayoría de la gente considera que, por supuesto, hay que cumplir con todas las responsabilidades. En este caso, se propone reformular el ítem a una forma más inflexible que muestre claramente los estándares excesivos.

De acuerdo con el modelo teórico original de Young para el YSQ-S3 (Young, 2015), y según estos resultados del AFC, incluyendo la estructura de segundo orden, estos resultados apoyan la idea de que el instrumento podría reflejar un constructo jerárquico, donde la agrupación de los esquemas en cinco dominios teóricos de segundo orden es aceptable. Sin embargo, cabe mencionar que el modelo teórico de primer orden de 18 factores sin dominios obtuvo el mejor ajuste. Esto es congruente con otros estudios que han probado varias estructuras de segundo orden utilizando AFC (Calvete *et al.*, 2013; Kriston *et al.*, 2012).

En el estudio 1, la fiabilidad de las escalas en Colombia fue generalmente buena, excepto por la subescala de Estándares implacables, que tuvo una fiabilidad cuestionable. Estos hallazgos se alinean estrechamente con un estudio realizado en Chile (Quiñones *et al.*, 2018). Si bien el coeficiente alfa para Estándares implacables cae por debajo del mínimo deseado de 0,70, aún puede aceptarse como válido dado que la escala tiene menos de diez ítems y no existe un instrumento de medición más preciso para el mismo constructo (Loewenthal, 2001; Oviedo y Arias, 2005). Resultados similares fueron encontrados por Calvete *et al.* (2013), informando un coeficiente alfa cuestionable de 0,61, y por Cid y Torrubia (2016), informando un coeficiente alfa pobre de 0,52 para Estándares implacables/Hipercrítica.

Los coeficientes omegas, que proporcionan información adicional sobre la consistencia interna, fueron consistentes con los valores alfa y oscilaron entre 0,67

y 0,86. Estos resultados son comparables a la validación del instrumento en italiano, que informó de coeficientes omega que oscilaban entre 0,70 y 0,89 (Aloi *et al.*, 2020a). En general, la consistencia interna del YSQ-S3 obtenida en el estudio 1 es de aceptable a buena, corroborando los hallazgos de otros investigadores para la misma versión en español (Calvete *et al.*, 2013; Quiñones *et al.*, 2018). Además, el desempeño psicométrico en Colombia parece ser ligeramente mejor que el encontrado en el estudio de las propiedades psicométricas en España, dado que, en Colombia, ninguna escala arrojó un coeficiente alfa en el rango pobre o inaceptable.

En cuanto al estudio 2, en el que se compararon los resultados del AEG obtenidos en el primer estudio, se comprobó que el modelo alternativo de seis dimensiones ajustaba casi tan bien como el modelo teórico de 18 EDTs. Un análisis conceptual sugiere que esto refleja los dominios teóricos subyacentes a la prueba. La Comunidad 1 agrupa temas con un trasfondo de autoesquema negativo con una mezcla de los temas vitales de desconexión, rechazo y menoscabo de la autonomía. La comunidad 2 refleja la idea de superioridad y una mezcla de los temas vitales de límites insuficientes y responsabilidad y normas excesivas. La Comunidad 3 fue una mezcla de temas de todos los dominios, destacando un tema central de sobrevigilancia, vínculos inseguros y autocontrol insuficiente. Según la teoría de la terapia de esquemas, esta última dimensión parece implicar una historia de frustración tóxica de múltiples necesidades. En cualquier caso, se trata de una línea de investigación a profundizar en estudios posteriores.

En cuanto a las limitaciones de los presentes estudios: el muestreo fue incidental en línea, lo que suscita cautela en cuanto a la generalización de los parámetros poblacionales y la falta de una submuestra clínica. Además, cabe mencionar que utilizamos sólo un instrumento breve de evaluación de la sintomatología emocional como criterio externo. Para los próximos estudios, se sugiere utilizar una prueba de personalidad bien establecida y adecuada para identificar la psicopatología de la personalidad, como, por ejemplo, el Cuestionario exploratorio de la personalidad III" (CEPER III; Caballo *et al.*, 2011) que ha sido también validado para Colombia (González-Cifuentes y Vera-Maldonado, 2015). También se sugiere mejorar el tipo de muestreo, realizar estudios del instrumento en lápiz y papel, e incluir una muestra de pacientes, especialmente aquellos con problemas interpersonales, trastornos de personalidad y/o problemas emocionales o afectivos persistentes.

En conclusión, el YSQ-S3 es un instrumento válido y fiable para la población general adulta colombiana. De acuerdo con los resultados del AFC, se validó la presencia de 18 EDTs correlacionados con excelentes indicadores de bondad de ajuste en ambos estudios. Además, se obtuvo evidencia que apoya la organización de los factores de primer orden en una estructura jerárquica de cinco factores de segundo orden o dominios teóricos según la terapia de esquemas (Young *et al.*, 2015). Por otra parte, los coeficientes de fiabilidad se situaron entre aceptables a excelentes para 17 de las 18 subescalas.

Referencias

- Aloi, M., Rania, M., Sacco, R., Basile, B. y Segura-Garcia, C. (2020a). The Young Schema Questionnaire Short Form 3 (YSQ-S3): does the new four-domains model show the best fit? *Anales de Psicología* 36(2), 254-261. doi: 10.6018/analesps.36.2.343461
- Aloi, M., Verrastro, V., Rania, M., Sacco, R., Fernández-Aranda, F., Jiménez-Murcia, S. y Segura-Garcia, C. (2020b). The potential role of the early maladaptive schema in behavioral addictions among late adolescents and young adults. *Frontiers in Psychology*, 10, 3022. doi: 10.3389/fpsyg.2019.03022
- Anastasi, A. y Urbina, S. (1998). *Tests psicológicos*. Pearson Educación.
- Antony, M. M., Bieling, P. J., Cox, B. J., Enns, M. W. y Swinson, R. P. (1998). Psychometric properties of the 42-item and 21-item versions of the Depression Anxiety Stress Scales in clinical groups and a community sample. *Psychological Assessment*, 10(2), 176-181. doi: 1037/1040-3590.10.2.176
- Bach, B., Lockwood, G. y Young, J. E. (2018). A new look at the schema therapy model: organization and role of early maladaptive schemas. *Cognitive Behaviour Therapy*, 47(4), 328-349. doi: 10.1080/16506073.2017.1410566
- Bach, B., Simonsen, E., Christoffersen, P. y Kriston, L. (2017). The Young Schema Questionnaire 3 Short Form (YSQ-S3): psychometric properties and association with personality disorders in a Danish mixed sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 33(2), 134-143. doi: 10.1027/1015-5759/a000272
- Bojed, F. B. y Nikmanesh, Z. (2013). Role of early maladaptive schemas on addiction potential in youth. *International Journal of High Risk Behaviors & Addiction*, 2(2), 72-76. doi: 10.5812/ijhrba.10148
- Brown, G. P., Delgadillo, J. y Golino, H. (2023). Distinguishing the dimensions of the original Dysfunctional Attitude Scale in an archival clinical sample. *Cognitive Therapy and Research*, 47(1), 69-83. doi: 10.1007/s10608-022-10333-w
- Caballo, V. E., Guillén, J. L., Salazar, I. C. e Iruña, M. J. (2011). Estilos y trastornos de personalidad: características psicométricas del "Cuestionario exploratorio de personalidad-III" (CEPER-III). *Behavioral Psychology/Psicología conductual*, 19(2), 277-302.
- Calvete, E. (2014). Emotional abuse as a predictor of early maladaptive schemas in adolescents: contributions to the development of depressive and social anxiety symptoms. *Child Abuse y Neglect*, 38(4), 735-746. doi: 10.1016/j.chiabu.2013.10.014
- Calvete, E., Orue, I. y González-Diez, Z. (2013). An examination of the structure and stability of early maladaptive schemas by means of the Young Schema Questionnaire-3. *European Journal of Psychological Assessment*, 29(4), 283-290. doi: 10.1027/1015-5759/a000158
- Carr, S. N. y Francis, A. J. (2010). Early maladaptive schemas and personality disorder symptoms: An examination in a nonclinical sample. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 83(4), 333-349. doi: 10.1348/147608309x481351
- Cid, J. y Torrubia, R. (2010). Adaptación española del Cuestionario de esquemas de Young en la versión 3 reducida [Manuscrito no publicado]. Departamento de psiquiatría y medicina legal, Facultad de Medicina, Universidad Autónoma de Barcelona.
- Cid, J. y Torrubia, R. (2016). *El esquema como organizador de la personalidad y sus trastornos: estudio psicométrico de la adaptación española del Young Schema Questionnaire-Short Form* [Tesis doctoral, Universidad Autónoma de Barcelona]. <https://www.tdx.cat/handle/10803/370109>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Academic Press.

- Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A. y Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: a Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling*, 16(4), 625-641. doi: 10.1080/10705510903203573
- George, D. y Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: a simple guide and reference. 11.0 update (4ª ed.)*. Allyn y Bacon.
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: a new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLoS one*, 12(6), e0174035. doi: 10.1371/journal.pone.0174035
- Golino, H., Shi, D., Christensen, A. P., Garrido, L. E., Nieto, M. D., Sadana, R., Thiagarajan, J. A. y Martínez-Molina, A. (2020). Investigating the performance of exploratory graph analysis and traditional techniques to identify the number of latent factors: a simulation and tutorial. *Psychological Methods*, 25(3), 292. doi: 10.31234/osf.io/gzcre
- González-Cifuentes, C. E. y Vera-Maldonado, L. A. (2015). Validación y propiedades psicométricas del "Cuestionario exploratorio de la personalidad-III" (CEPER-III) en Colombia. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 23(1), 51-64.
- Hawke, L. D. y Provencher, M. D. (2012). The Canadian French Young Schema Questionnaire: confirmatory factor analysis and validation in clinical and nonclinical samples. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 44(1), 40-49. doi: 10.1037/a0026197
- Hayes, A. F. y Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *But... Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. doi: 10.1080/19312458.2020.1718629
- Herrera-Palacios, A., García-Cruz, R., Higuera-Sánchez, J. J., Romero-Palencia, A. y Castillo-Arreola, A. D. (2021). Validación del Cuestionario de esquemas de Young (YSQ-S3) en jóvenes mexicanos. *Acta de Investigación Psicológica*, 11(2), 105-118. doi: 10.22201/fpsi.20074719e.2021.2.386
- Janovsky, T., Clark, G. I. y Rock, A. J. (2019). Trait mindfulness mediates the relationship between early maladaptive schema and interpersonal problems. *Australian Psychologist*, 54(5), 391-401. doi: 10.1111/ap.12390
- Janovsky, T., Rock, A. J., Thorsteinsson, E. B., Clark, G. I. y Murray, C. V. (2020). The relationship between early maladaptive schemas and interpersonal problems: a meta-analytic review. *Clinical Psychology y Psychotherapy*, 27(3), 408-447. doi: 10.1002/cpp.2439
- Jordan-Muiños, F. M. (2021). Valor de corte de los índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psocial*, 7(1), 66-71.
- Kriston, L., Schäfer, J., von Wolff, A., Härter, M. y Hölzel, L. P. (2012). The latent factor structure of Young's early maladaptive schemas: are schemas organized into domains? *Journal of Clinical Psychology*, 68(6), 684-698. doi: 10.1002/jclp.21846
- Lara, A. (2014). *Introducción a las ecuaciones estructurales en AMOS y R*. [Trabajo de fin de máster no publicado]. Universidad de Granada.
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. /doi: 10.3758/s13428-015-0619-7
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Loewenthal, K. M. (2001). *An introduction to psychological tests and scales (2ª ed.)*. UCL Press Limited.
- Lovibond, P. F. y Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression

- and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335-343. doi: 10.1016/0005-7967(94)00075-u
- Mojallal, M., Hakim Javadi, M., Mousavi, S. V. A., Hosseinkhanzadeh, A. A. y Gholam Ali Lavasani, M. (2015). Early maladaptive schemas and interpersonal problems in Iranian university students. *Practice in Clinical Psychology*, 3(1), 11-21. doi: 10.2224/sbp.2014.42.8.1377
- Muñiz, J. (1997). *Teoría clásica de los Test*. Pirámide.
- Nordahl, H. M., Holthe, H. y Haugum, J. A. (2005). Early maladaptive schemas in patients with or without personality disorders: does schema modification predict symptomatic relief? *Clinical Psychology y Psychotherapy*, 12(2), 142-149. doi: 10.1002/cpp.430
- Oviedo, H. C. y Arias, A. C. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. doi: 10.7705/biomedica.v26i4.327
- Quiñones, Á., Ramírez, P., Cid, J., Melipillán, R., Ugarte, C. y Florenzano, R. (2018). Cuestionario de esquemas de Young CEY-S3: propiedades psicométricas en una muestra chilena mixta. *Terapia Psicológica*, 36(3), 144-155. doi: 10.4067/s0718-48082018000300144
- Ruiz, F. J., García-Martín, M. B., Suárez-Falcón, J. C. y Odriozola-González, P. (2017). The hierarchical factor structure of the Spanish version of Depression Anxiety and Stress Scale-21. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 17(1), 97-105.
- Sakulsriprasert, C., Phukao, D., Kanjanawong, S. y Meemon, N. (2016). The reliability and factor structure of Thai Young Schema Questionnaire-Short Form 3. *Asian Journal of Psychiatry*, 24, 85-90. doi: 10.1016/j.ajp.2016.09.011
- Sempértegui, G. A., Karreman, A., Arntz, A. y Bekker, M. H. (2013). Schema therapy for borderline personality disorder: a comprehensive review of its empirical foundations, effectiveness and implementation possibilities. *Clinical Psychology Review*, 33(3), 426-447. doi: 10.1016/j.cpr.2012.11.006
- Shaghaghay, F., Saffarina, M., Iranpoor, M. y Soltanynejad, A. (2011). The relationship of early maladaptive schemas, attributional styles and learned helplessness among addicted and non-addicted men. *Addiction y Health*, 3(1-2), 45-51
- Thimm, J. C. (2013). Early maladaptive schemas and interpersonal problems: a circumplex analysis of the YSQ-SF. *International Journal of Psychology y Psychological Therapy*, 13(1), 113-124.
- Trip, S. (2006). The Romanian version of Young Schema Questionnaire-Short Form 3 (YSQ-S3). *Journal of Cognitive y Behavioral Psychotherapies*, 6(2), 173-181.
- Young, J. E. (1999). *Cognitive therapy for personality disorders: a schema-focused approach* (3ª ed.). Professional Resource Press/Professional Resource Exchange.
- Young, J. E. (2005). *Young Schema Questionnaire - Short Form 3 (YSQ-S3)*. Cognitive Therapy Center.
- Young, J. E., Klosko, J. S. y Weishaar, M. E. (2015). *Terapia de esquemas*. Desclée De Brouwer.
- Young, J. E., Rygh, J. L., Weinberger, A. D. y Beck, A. T. (2014). Cognitive therapy for depression. En D. H. Barlow (dir.), *Clinical handbook of psychological disorders: a step-by-step treatment manual* (5ª ed., pp. 275-331). Guilford.

RECIBIDO: 4 de octubre de 2022

ACEPTADO: 21 de abril de 2023

Anexo

Teoría sintetizada de la terapia de esquemas subyacente al YSQ-S3, basada en Young *et al.* (2015)

| Dimensión | Esquema desadaptativo temprano | Definición |
|--|--|---|
| <p>Desconexión y rechazo:</p> <p>La creencia de que las necesidades fundamentales de seguridad, estabilidad, empatía y estima no se satisfacen de forma sistemática.</p> | Abandono/Inestabilidad | La creencia de que las personas significativas son impredecibles o poco fiables. |
| | Desconfianza/Abuso | La creencia de que los demás son susceptibles de causar daño abuso o manipulación. |
| | Deprivación emocional | La creencia de que las necesidades emocionales no serán satisfechas por los demás. |
| | Defectuosa/Vergüenza | Sentirse defectuoso o poco querible de alguna manera. |
| | Aislamiento social/Alienación | Sentirse desconectado de los demás y no pertenecer a ningún grupo o comunidad. |
| <p>Deterioro de la autonomía y el rendimiento:</p> <p>Creencias que dificultan la percepción de la propia capacidad para diferenciarse, sobrevivir, funcionar de forma autónoma o realizar tareas con éxito.</p> | Dependencia/Incompetencia | La creencia de que uno no puede gestionar eficazmente las responsabilidades cotidianas sin ayuda. |
| | Vulnerabilidad al daño y/o la enfermedad | Miedo excesivo a un desastre inminente y a no poder evitarlo. |
| | Enmarañamiento/Yo inmaduro | Apego emocional extremo a otras personas significativas que impide el desarrollo social normal. |
| | Fracaso | La creencia de ser inferior en logros en comparación con los compañeros. |
| <p>Límites deteriorados</p> <p>Dificultad para respetar los derechos de los demás. cooperar con los demás. asumir compromisos. o establecer y alcanzar objetivos personales.</p> | Derechos/Grandiosidad | La creencia en la titularidad de derechos o privilegios especiales. |
| | Autocontrol/Autodisciplina insuficiente | Problemas persistentes de autocontrol o manifestación excesiva de emociones e impulsos. |
| <p>Focalización en el otro:</p> | Subyugación | Renuncia a la autoridad por miedo al enfado o al abandono. |

| Dimensión | Esquema desadaptativo temprano | Definición |
|---|---------------------------------------|--|
| Preocupación excesiva por los deseos, emociones y reacciones de los demás a expensas de las propias necesidades. | Autosacrificio | Centrarse excesivamente en satisfacer las necesidades de los demás en detrimento de la propia realización. |
| | Búsqueda de aprobación/Reconocimiento | Preocupación excesiva por obtener reconocimiento, aprobación o conformidad con las normas sociales. |
| Sobrevigilancia e inhibición Se centra excesivamente en reprimir los impulsos naturales, los sentimientos y las elecciones, o en cumplir normas y expectativas rígidas interiorizadas. | Negatividad/Pesimismo | Preocupación por los aspectos negativos de la vida mientras se desatienden las experiencias positivas. |
| | Inhibición emocional | Control excesivo del comportamiento, las emociones o la comunicación para evitar la desaprobación o perder el control. |
| | Estándares implacables/Hipercrítica | La creencia en alcanzar estándares autoimpuestos extremadamente altos para evitar la evaluación negativa o la crítica. |
| | Punitividad/Castigo | La creencia en un castigo severo por los errores o fracasos. que conduce a la ira y a la intolerancia hacia uno mismo y hacia los demás. |