

VALIDEZ FACTORIAL DE LA "ESCALA DE RESILIENCIA DE CONNOR Y DAVIDSON" (CD-RISC) EN UNIVERSITARIOS COLOMBIANOS

Marbel Gravini-Donado¹, Jorge Enrique Palacio Sañudo²
y Anthony Millán De Lange²

¹Universidad Simón Bolívar; ²Universidad del Norte (Colombia)

Resumen

El objetivo de este trabajo fue analizar la validez factorial de la "Escala de resiliencia de Connor-Davidson" (CD-RISC) en universitarios colombianos. Participaron 358 estudiantes, mayoritariamente mujeres (68,44%), con edades de entre 16 y 42 años ($M= 19,22$; $DT= 6,99$) y de estrato socioeconómico bajo (90%). Se realizó una serie de análisis factoriales para determinar la estructura subyacente a las respuestas de la CD-RISC, encontrándose que el mejor modelo explicativo posee siete factores: 1) Esfuerzo y control para lograr las metas; 2) Tenacidad ante las adversidades; 3) Autoconfianza; 4) Proactividad ante las adversidades; 5) Capacidad para resolver problemas y desafíos; 6) Capacidad para establecer relaciones seguras; y 7) Influencia espiritual. Esta solución factorial no se había observado en estudios previos. Se parametrizó su corrección a partir del método refinado de regresión y su cualificación a partir de las bisagras de Tukey y los parámetros para detectar casos atípicos. Se encontró igualmente que esta estructura de la CD-RISC posee una adecuada consistencia interna. Esta nueva estructura es relevante para estudios sobre resiliencia en contexto universitario colombiano.

PALABRAS CLAVE: *resiliencia, validez factorial, resiliencia, estudiantes universitarios.*

Abstract

The objective of this work was to analyze the factorial validity of the "Connor-Davidson Resilience Scale" (CD-RISC) in Colombian university students. There were 358 students, mostly women (68.44%), between 16 and 42 years old ($M= 19.22$, $SD= 6.99$) and of low socioeconomic status (90%). A series of factorial analyses were carried out to determine the underlying structure of the responses to the CD-RISC, finding that the best explanatory model has seven factors: 1) Effort and control to achieve the goals; 2) Tenacity in the face of adversity; 3) Self-confidence; 4) Proactivity in the face of adversity; 5) Capacity to solve problems and challenges; 6) Capacity to establish secure relationships; and 7) Spiritual influence. This factorial solution had not been observed in previous studies. Its correction was parameterized from the refined method of regression and its qualification from Tukey's hinges and the parameters to detect atypical

cases. It was also found that this structure of the CD-RISC has an adequate internal consistency. This new structure is relevant for resilience studies in the Colombian university context.

KEY WORDS: *resilience, factorial validity, resilience, university students.*

Introducción

El estudio de la resiliencia ha suscitado mayor interés en los últimos años, aunque aún siguen existiendo discrepancias en cuanto a su definición y su medición. Algunos se refieren a la resiliencia como la respuesta aprendida o dependiente de las características de una situación particular (normalmente asociada a un trauma) y otros a un estilo estable de afrontamiento independientemente de la situación o que se activa en cualquier situación (Luthar, Cicchetti y Becker 2000). Lo que cabría resaltar es que la resiliencia es una respuesta que el individuo asume frente a la adversidad y que tal vez desconozca esta capacidad hasta que no se presenta una situación que lo lleve a afrontar el estrés y sobreponerse frente a la crisis.

Ríos, Carrillo y Sabuco (2012) señalan que la postura dominante se encuentra en la primera perspectiva, ya que “hay numerosos autores que coinciden, por tanto, en señalar la resiliencia como el afrontamiento o la respuesta positiva frente a la adversidad” (p. 89). Por ello, Crespo, Fernández-Lansac y Soberón (2014) enfatizan en que su abordaje hoy día consiste en relacionar la resiliencia con los mecanismos de adaptación del ser humano.

La conceptualización de la resiliencia como un rasgo individual ha permitido utilizar la “Escala de resiliencia de Connor-Davidson” (*Connor-Davidson Resilience Scale*, CD-RISC; Connor y Davidson, 2003) en el ámbito clínico; por ejemplo, con pacientes con síndromes psiquiátricos o ambulatorios de atención primaria (Connor y Davidson, 2003), pacientes de control posmenopáusico (Lamond *et al.*, 2009), pacientes con lesiones de la médula espinal (Fujikawa *et al.*, 2013), o infértiles (Sexton, Byrd y Von Kluge, 2010). Además se ha utilizado en otras condiciones no clínicas como en población de adultos jóvenes (Burns y Anstey, 2010), damnificados por terremoto (Fu, Leoutsakos y Underwood, 2014; Karairmak, 2010), en contexto laboral (García-Izquierdo, Ramos-Villagrasa y García-Izquierdo, 2009; Gillespie, Chaboyer y Wallis, 2009; Manzano-García y Ayala, 2013; Menezes de Lucena, Fernández, Hernández, Ramos y Contador, 2006) o deportivo (Gucciardi, Jackson, Coulter y Mallet, 2011), u otros tan particulares como es el caso de los veteranos de guerra (Green *et al.*, 2014) o de personas mayores no institucionalizadas (Serrano-Parra *et al.*, 2012).

Según los autores de la CD-RISC, la escala refleja una conceptualización de la resiliencia como un constructo multidimensional, que teóricamente comprende los aspectos de la competencia personal y la tenacidad, el fortalecimiento ante situaciones de estrés, la aceptación del cambio, las relaciones seguras, la confianza en sí mismo, el control y la influencia espiritual (Connor y Davidson, 2003). La escala se fundamenta en la teoría de Richardson (2002), la cual describe que la adversidad y los eventos vitales generan una pérdida del equilibrio u homeostasis

en el individuo, lo que conlleva a un esfuerzo por recuperar el equilibrio, o en otras palabras una reintegración resiliente o disfuncional. Sin embargo, pese a que la CD-RISC es uno de los instrumentos más utilizados para medir la resiliencia en diversos países, "no existe consenso acerca de la estructura interna de la escala" (Ponce, 2015, p. 238).

En los estudios que buscan determinar de forma independiente su validez factorial de tipo nomológica (Batista, Coenders y Alonso, 2004) o estructural, encuentran una disparidad en el número de factores subyacentes y en la organización de los ítems en las estructuras que cuentan con el mismo número de factores, cuestionando así, si realmente es válida y fiable para medir este constructo.

La CD-RISC propone 25 ítems organizados en cinco factores de primer nivel (Connor y Davidson, 2003): Persistencia-tenacidad-autoeficacia (ítems: 10-12, 16, 17, 23, 24, 25), Control bajo presión (ítems: 6, 7, 14, 15, 18, 19, 20), Adaptabilidad y redes de apoyo (ítems: 1, 2, 4, 5, 8), Control y propósito (ítems: 13, 21, 22) y Espiritualidad (ítems: 3, 9). No obstante, no se ha confirmado la existencia de estos factores, por lo que dicha estructura no necesariamente es la que mejor explica la respuesta de los participantes al test. Además, su corrección e interpretación no se ajustan a la presencia de cinco factores, sino que se calcula una puntuación total que va de "0 a 100" y las puntuaciones más altas indicarían una "mayor resiliencia" (Connor y Davidson, 2003, p. 78). Estos datos indican que la interpretación de la CD-RISC, desde el principio, no se ajusta a los resultados empíricos que demuestran su validez de constructo y que tampoco utiliza una estrategia de corrección refinada (DiStefano, Zhu y Míndrilă, 2009), como sería el uso de alguno de los siguientes métodos de corrección: 1) regresión, 2) Bartlett o 3) Anderson-Rubin, los cuales reducirían mejor el error de medida, al momento de estimar la puntuación del sujeto en el (o los factores), porque: 1) no calculan una puntuación total (asumiendo un único factor, en vez de calcular el número de puntajes que corresponde al número de factores obtenidos en el análisis factorial) y 2) porque esa suma no considera el peso relativo o saturación factorial que tiene cada ítem en dicho factor, con lo cual se aumenta sistemáticamente la puntuación obtenida, con respecto al valor que realmente debió obtener una persona evaluada en esos factores, si se consideran las diferencias de magnitud (ponderaciones o saturaciones factoriales) de cada ítem en cada factor.

Con respecto a los resultados de los estudios posteriores de validación, el de Fujikawa *et al.* (2013) y el de Ponce (2015) son los únicos que informan sobre el mismo número de factores (cinco) y la misma organización de ítems que el estudio original de Connor y Davidson (2003). Sin embargo, en estos solamente se probó esta estructura de cinco factores, desconociendo la presencia de otros modelos posibles dado el sesgo de indeterminación factorial, que es propio en los estudios que hacen uso de esta técnica de análisis; razón por lo cual, se constituyen más bien en un ejemplo de sesgo confirmatorio (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999), que en una evidencia sobre la generalización de dicha estructura en otras muestras.

En otros trabajos también se informa respecto a modelos con una estructura factorial de cinco factores cada uno, pero con una organización interna de ítems

distinta a la de Connor y Davidson (2003). Por ejemplo, Baek, Lee, Joo, Lee y Choi (2010) señalaron que en el factor 1 se incluyen los ítems 1, 4, 14, 15, 16, 17, 18, 19 y 23, en el factor 2 los ítems 5, 10, 11, 12, 21, 22, 24 y 25, en el factor 3 los ítems 6, 7, 8, 9, en el factor 4 los ítems 2 y 13 y en el factor 5 los ítems 20 y 3. Gillespie *et al.* (2009) encontraron que en el factor 1 estaban los ítems 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, en el factor 2 los ítems 10, 11, 21, 22, 23, 24, 25, en el factor 3 los ítems 1, 4, 5, 12, 13, en el factor 4 los ítems 2, 6, 7, 8, y en el factor 5 los ítems 3, 9. Y Sexton, Byrd y Von Kluge (2010) indicaron en el factor 1 se encontraban los ítems 2, 4, 8, 12, 13, 14, 16, 17 y 19, en el factor 2 los ítems 11, 15, 21, 22, 23, 24 y 25, en el factor 3 los ítems 1, 5, 6 y 7, en el factor 4 los ítems 3, 9 y 10, y en el factor 5 los ítems 18 y 20. A pesar de tener todos los modelos una estructura penta factorial, son distintos entre sí, y presentan un sesgo confirmatorio al no considerar la presencia de estructuras factoriales alternativas. Adicionalmente, desde la potencia estadística, la muestra utilizada por Sexton, Byrd y Von Kluge (2010) es sumamente pequeña ($n= 40$) para el análisis factorial exploratorio, más aún cuando el instrumento que se está validando tiene un total de 25 ítems, donde se esperaría mínimo 250 sujetos, según la ratio de 10 sujetos por ítem (Hair *et al.* 1999).

Asimismo, encontramos otros estudios en los que se informa sobre un modelo con una estructura de cuatro factores. Por ejemplo, Lamond *et al.* (2008) señalaron que el factor 1 incluía los ítems 10, 11, 12, 17, 21, 22, 23, 24 y 25, en el factor 2 los ítems 1, 2, 4, 5, 6, 7, 8, 13, 14 y 19, en el factor 3 los ítems 15, 16, 18 y 20 y en el factor 4 los ítems 3, 9; Khoshouei (2009) indicó que en el factor 1 estarían los ítems 13, 14, 15, 19 y 25, en el factor 2 los ítems 3, 5, 10, 12, 16, 17, 20, 22 y 23, en el factor 3 los ítems 4, 6, 18 y 21 y en el factor 4 los ítems 1, 2, 7, 8, 9 y 11; Singh y Yu (2010) encontraron la siguiente distribución: ítems 4, 7, 11, 16, 17, 18 y 19 en el factor 1, ítems 6, 8, 10, 12, 14, 15 y 20 en el factor 2, ítems 1, 2, 3, 5, 9 y 13 en el factor 3 e ítems 21, 22, 23, 24 y 25 en el factor 4 y, más recientemente, Crespo *et al.* (2014) informaron que en el factor 1 se encontraban los ítems 17, 19, 15, 12, 16, 14, 4 y 1, en el factor 2 los ítems 25, 10, 8, 11 y 24, en el factor 3 los ítems 13, 7, 5, 6, 22 y 23 y en el factor 4 los ítems 2 y 21.

Como ejemplos de estructuras trifactoriales se reseñan el trabajo de Manzano-García y Ayala (2013), donde el factor 1 contenía los ítems: 4, 12, 14, 15, 16, 17, 18, 23 y 24, el factor 2, los ítems: 1, 2, 5, 11, 13, 22 y 25, y el factor 3 los ítems: 3, 6, 7, 8, 10, 19, 20 y 21. Así como el estudio de Karairmak (2010), en el cual el factor 1 contenía los ítems: 1, 5, 10, 11, 12, 15, 16, 17, 18, 19, 21, 22, 23, 24 y 25, el factor 2 los ítems: 2, 4, 6, 7, 8, 13 y 14, y el factor 3, los ítems: 3, 9 y 20. Serrano-Parra *et al.* (2012) describen que el factor 1 está compuesto por los ítems: 5, 7, 9, 10, 11, 12, 15, 16, 20, 23 y 24, el factor 2 por los ítems: 3, 4, 6, 8, 14, 17, 19, 21, 22, 25 y finalmente el factor 3 por los ítems: 1, 2, 13 y 18. Por su parte, Fu, Leoutsakos y Underwood (2014), encontraron una estructura de dos factores, donde el factor 1 contiene los ítems: 1, 2, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 19, 22, 23 y 24, y el factor 2 los ítems: 3, 18, 20, 21 y 25. Finalmente, Gucciardi *et al.* (2011) y Majul, Casari y Lambiase (2012) encontraron una estructura de un factor. Jorgensen y Seedat (2011) informan sobre una estructura de tres y otra de dos factores, pero no indican cuál es la que mejor

explica el patrón de respuesta de los participantes. La estructura de ítems que encontraron es la siguiente para el modelo de tres factores: el factor 1 contenía los ítems 2, 11, 12, 13, 14, 17, 23, 21, 22, 24 y 25, el factor 2 los ítems 1, 4, 5, 6, 7, 8, 15, 16, 18, 19 y 20, y el factor 3 los ítems 3, 9 y 10. Jorgensen y Seedat (2011), realizan cálculos para obtener puntuaciones diferenciales por grupos étnicos (blancos, negros y mixtos) y, al igual que Connor y Davidson (2003), asumen para ello una puntuación total (es decir una estructura unifactorial), aun cuando en el primer caso, hablan de dos o tres actores y en el segundo hablan de cinco factores. En ninguno de los estudios anteriores se describió y evaluó la capacidad explicativa de otros modelos alternativos por lo que no se pueden considerar como concluyentes sus resultados al no minimizar el sesgo confirmatorio.

Dado este estado de las cosas, y teniendo en cuenta que se quiere utilizar la CD-RISC en un nuevo contexto (Colombia), se considera necesario validar esta escala, comparando la capacidad explicativa de las respuestas de los participantes a partir de las estructuras factoriales encontradas en los estudios anteriores (modelos a priori), o determinando si existe una estructura factorial distinta, ya sea porque es particular al contexto colombiano o porque no fue considerada en los estudios previos. Asimismo, se pretende analizar la existencia de una puntuación total de resiliencia, lo que metodológicamente implica evaluar la presencia de un factor general de segundo nivel, el cual no había sido valorado en los estudios citados, aunque la teoría de la resiliencia supone su existencia (se tiene un grado o nivel particular de resiliencia dentro de un continuo de capacidad, dadas las características multifactoriales del constructo).

Otra característica importante a considerar en este estudio fue la utilización de una muestra universitaria proveniente de estratos socioeconómicos bajos. De acuerdo con Majul, Casari y Lambiase (2012), aun cuando exista una mayor vulnerabilidad socioeconómica, muchas de estas personas demuestran una fortaleza admirable, logrando sobreponerse a las adversidades y superando obstáculos. En el ámbito educativo la resiliencia se ha asociado con el perfil del alumno y su proceso de adaptación a la vida escolar, con el fin de desarrollar factores protectores en los estudiantes, entendiendo que la resiliencia se puede potencializar en el contexto educativo. Velasco, Suárez, Córdova, Luna y Mireles (2015) plantean que se deben desarrollar estrategias de apoyo para incrementar la capacidad de resiliencia en universitarios, lo cual favorecerá su desempeño académico. Es por ello que aparece el término de resiliencia académica, refiriéndose a los estudiantes que mantienen altos niveles de motivación al logro y a la ejecución, a pesar de la presencia de eventos estresantes y condiciones que suponen un riesgo de fracaso y abandono de los estudios (Alva, 1991).

El objetivo de este trabajo fue analizar la validez de la "Escala de resiliencia de Connor y Davidson" (CD-RISC) en universitarios colombianos. Concretamente, se pretendía describir sus indicadores de validez de constructo en su concepción nomológica (Batista, Coenders y Alonso, 2004) y su fiabilidad.

Método

Participantes

La muestra fue de 358 participantes, lo cual supera al tamaño mínimo esperado de 250 participantes (10 sujetos por ítem) de acuerdo con el criterio de potencia estadística para estudios factoriales (Hair *et al.* 1999), aunque podría considerarse como una muestra de tamaño moderado para los estudios de validez de constructo (Hernández, Ponsoda, Muñiz, Prieto y Elosua, 2016a, 2016b; Prieto y Muñiz 2000). Se contó con 31,56% de hombres y 68,44% de mujeres, con edades entre 16 y 42 años ($M= 19,22$; $DT= 6,99$). El 38,55% de los participantes estudió alguna carrera de ciencias de la vida, el 39,38% está en ciencias sociales y jurídicas el 7,82% en ciencias sociales y económicas, el 13,97% en ingenierías y un participante no informó su carrera de origen. El 90% provenía de estratos socioeconómicos bajos, el 9% de estratos medios y el 1% de estratos altos, los cuales son determinados por el Estado Colombiano desde la aprobación de la Ley 142 de 1994 (DANE, s.f.). La mayor concentración de universitarios en los estratos bajos (1 y 2), al igual que la mayor participación de estudiantes de sexo femenino, es común en Colombia, de acuerdo con los datos del Ministerio de Educación Nacional (2016).

Instrumentos

El cuadernillo tenía dos partes, la primera con preguntas sociodemográficas (sexo, edad, estrato social y carrera que estudia) y la segunda con la "Escala de resiliencia de Connor y Davidson" (*Connor-Davidson Resilience Scale*, CD-RISC, Connor y Davidson, 2003). Se utilizó la versión original de la CD-RISC, con la autorización por parte de los autores para su validación en el contexto colombiano. La CD-RISC tiene 25 ítems que se responden en una escala ascendente de cinco opciones (de 0= "nada de acuerdo" a 4= "totalmente de acuerdo"). Supone la existencia de cinco factores subyacentes (competencia personal, altos estándares y tenacidad; confianza en los instintos, la tolerancia al afecto negativo y los efectos de fortalecimiento del estrés; aceptación positiva del cambio y las relaciones seguras; control e influencias espirituales). Su corrección asume la presencia de un único factor que se obtiene sumando las respuestas obtenidas en cada pregunta, siendo posible obtener una puntuación total de entre 0 y 100, siendo 100 la medida de mayor capacidad de resiliencia del individuo. Los autores informaron que su consistencia interna original es de 0,85.

Procedimiento

La aplicación de la escala se llevó a cabo en octubre de 2015, mediante lápiz y papel, en salones de clase y con el apoyo de los profesores y practicantes de psicología de la Universidad Simón Bolívar en Barranquilla (Colombia). La participación fue voluntaria y se les garantizó la libre oportunidad de abandono al

estudio, así como su confidencialidad. Los estudiantes firmaron el consentimiento informado.

Análisis estadísticos

Se realizaron cinco procedimientos que buscaban identificar aquellos modelos factoriales que tenían la mayor posibilidad de explicar las respuestas al CD-RISC, para maximizar la validez estructural o nomológica de los resultados (Batista, Coenders y Alonso, 2004). En primer lugar, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), con el método de componentes principales y de residuales mínimos (MINRES) según la matriz de correlaciones entre ítems. Para reducir el sesgo de indeterminación factorial (Batista, Coenders y Alonso, 2004), se utilizó el método de corrección refinado de Thompson (DiStefano, Zhu y Mindrila, 2009; Johnson, 2000), que disminuye el error de medida al estimar la posición no sesgada del sujeto en los factores obtenidos. Se utilizó la rotación ortogonal varimax para describir la ubicación de los ítems por factor y calcular sus pesos dentro de la ecuación de regresión.

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC), para identificar la estructura factorial que mejor explicaba los datos, utilizando el método de máxima verosimilitud (ML), como el de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), según se asuma o no la presencia del supuesto de normalidad multivariante. Se verificó la unidimensionalidad del constructo, ya sea como una única puntuación factorial de primer nivel, como para estructuras de dos niveles, donde el primer nivel estaría compuesto por los factores señalados anteriormente y el segundo nivel sería la puntuación total de resiliencia.

A continuación, se describió el perfil factorial de un sujeto cualquiera, a partir del método de regresión de Thompson (Johnson, 2000) y de su cualificación a partir de las bisagras de Tukey (1977).

Por último, se analizó la consistencia interna por medio del coeficiente alfa de Cronbach (α), así como por los coeficientes theta (Θ) (Carmines y Zeller, 1979) y omega (Ω) (Heise y Bohrnstedt, 1970). El objetivo era disponer de los mejores coeficientes para interpretar la consistencia interna de estructuras factoriales que no cumplen con los supuestos del modelo tau-equivalente (τ) (Dunn, Baguley y Brunson, 2014).

Resultados

Análisis factorial exploratorio y confirmatorio de la CD-RISC

La valoración de la presencia de una estructura factorial se realizó tanto para las matrices de correlaciones de Pearson (MC_{Pearson}) como para las policóricas ($MC_{\text{policóricas}}$), por medio de la significación del estadístico de esfericidad de Bartlett (p -Bartlett), el coeficiente de adecuación muestral de Kaiser Meyer Olkin (KMO) y el determinante (D). Se encontró que existe dicha estructura en ambas matrices de correlación, ya que ambos determinantes son cercanos a 0 ($D_{MC_{\text{Pearson}}}= 1,85 \cdot 10^{-4}$ y $D_{MC_{\text{policóricas}}}= 5,34 \cdot 10^{-3}$), ambos coeficientes KMO son superiores a 0,50

($KMO_{MC_{Pearson}} = 0,84$ y $KMO_{MC_{policóricas}} = 0,85$) y ambos p -valores de Bartlett son menores a 0,05 ($p\text{-Bartlett}_{MC_{Pearson}} = 0,00$ y $p\text{-Bartlett}_{MC_{policóricas}} = 0,00$).

A partir del gráfico de sedimentación (figura 1) se determinó que para la $MC_{Pearson}$ existe un modelo de siete factores de primer nivel, de acuerdo con el criterio de valor propio >1 (específicamente 1,06 para este caso); también hay un modelo de nueve factores de primer nivel, obtenido a partir del criterio de 60% de varianza explicada (específicamente 60,59%), el cual está sistemáticamente por encima del azar - encima del criterio de 3,841 puntos que representa al 95% de confianza ($\chi^2 = 4,48$, para este caso), y dos modelos obtenidos a partir del criterio de caída de Kaiser, uno de dos factores de primer nivel y otro de tres factores de primer nivel.

En el caso de la $MC_{policóricas}$, existe un modelo de siete factores de primer nivel, a partir del criterio de valor propio ≥ 1 (específicamente 1,06 para éste caso); también hay un modelo de ocho factores de primer nivel, a partir del criterio de 60% de varianza explicada (específicamente 63,14%) sistemáticamente por encima del azar, con un 95% de confianza ($\chi^2 = 6,90$, para este caso), y dos modelos obtenidos por el criterio de caída de Kaiser, uno compuesto por dos factores de primer nivel y el otro de tres factores de primer nivel. Adicionalmente, a cada uno de estos modelos, se consideró un modelo alternativo, al que se le agregaba una puntuación factorial de segundo nivel, que representaría la puntuación total de resiliencia, de acuerdo con las especificaciones originales de Connor y Davidson (2003).

En la tabla 1 se describió la organización de los ítems en cada modelo factorial según la saturación factorial más alta por ítem y factor de cada modelo. Los modelos de nueve factores fueron descartados al constituirse como soluciones inapropiadas por tener un solo ítem (p13) con la mayor saturación factorial en un solo factor (factor 7). Se observó que varios de los ítems (p9, p12, p6, p3, p1) en los modelos de dos factores de primer nivel (modelo 3) y dos factores de primer nivel con un factor de segundo nivel (modelo 4), obtenidos a partir de la $MC_{Pearson}$, tenían una saturación factorial más alta, que no superaba el valor mínimo de 0,30 puntos, lo cual hacía que fuesen descartados al momento de comparar los indicadores de ajuste del AFC. Lo mismo sucedió con los modelos factoriales de tres factores de primer nivel y de tres factores de primer nivel con un factor de segundo nivel, que fueron obtenidos por la $MC_{Pearson}$ (modelo 5 y 6, respectivamente), como la $MC_{policóricas}$ (modelo 7 y 8, respectivamente). También con los modelos de ocho factores de primer nivel (modelo 9) y ocho factores de primer nivel con un factor de segundo nivel (modelo 10), que fueron obtenidos a partir de la $MC_{policóricas}$.

Para el AFC se buscó minimizar el sesgo confirmatorio al evaluar el ajuste de los modelos factoriales descritos en la introducción mediante el método de máxima verosimilitud ($MC_{Pearson}$) y el método de mínimos cuadrados no ponderados ($MC_{policóricas}$) por la naturaleza ordinal de los ítems. En la tabla 2 se describen los indicadores de ajuste para cada modelo, pero no se incluyen los resultados de los modelos 4, 12, 14, 15 y 16 al no converger su solución factorial porque la matriz no se definió positivamente.

Figura 1 Sedimentación con porcentaje de varianza acumulada por componentes y su independencia al azar, para matriz inter - ítem de Pearson y matriz policórica



Tabla 1 Organización de ítems de acuerdo con los factores para cada modelo del análisis factorial exploratorio de la CD-RISC

Matriz	Modelo N°	Factor nivel II	Factores de nivel I con la distribución de los ítems							
			1	2	3	4	5	6	7	8
Pearson	1	0	10, 11, 21, 22, 24, 25	2, 8, 16, 17	18, 19	12, 13, 14, 15, 23	4, 5, 20	1, 6, 7	3, 9	N/A
	2									
	3	0	1, 3, 5, 6, 9, 10, 11, 12, 13, 15, 21, 22, 23, 24, 25	2, 4, 7, 8, 14, 16, 17, 18, 19, 20	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
	4									
	5	0	3, 5, 9, 10, 11, 15, 21, 22, 24, 25	2, 4, 7, 8, 16, 17, 18, 19, 20	1, 6, 12, 13, 14, 23	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
	6									
Policóricas	7									
	8	1	1, 6, 7	2, 8, 16, 17	3, 9	4, 5, 20	12, 13, 14, 15, 23	10, 11, 21, 22, 24, 25	18, 19	N/A
	9									
	10	1	1, 6	2, 7, 8, 16, 17	3, 9	4, 5, 20	10, 11, 21, 22, 24, 25	13, 15	18, 19	12, 14, 23
	11	0	1, 3, 5, 6, 9, 10, 11, 12, 13, 15, 21, 22, 23, 24, 25	2, 4, 7, 8, 14, 16, 17, 18, 19, 20	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
	12	1	1, 3, 4, 5, 6, 12, 13, 14, 15, 22, 23	2, 7, 8, 16, 17, 18, 19, 20	9, 10, 11, 21, 24, 25	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
	13	0								
	14	1								

Nota: Los ítems se organizaron con rotación varimax. Los ítems en negrita no se descartan para el análisis factorial confirmatorio pero la saturación factorial más alta es menor a 0,30.

Tabla 2
Indicadores de ajuste del análisis factorial confirmatorio de la CD-RISC

Nº Modelo*	Distribución	Medidas de ajuste											
		Absoluto					Incremental				Parsimonia		
		χ^2	χ^2/df	GFI	RMSR	RMSEA	NCP	AGFI	CFI	NNFI (TLI)	NFI	PNFI	PGFI
1	ML	376,47	1,48	0,92	0,05	0,037	122,47	0,90	0,97	0,96	0,91	0,77	0,72
	ULS	382,22	1,5	0,97	0,05	0,038	128,22	0,96	1,00	1,07	1,00	0,85	0,76
2	ML	398,05	1,49	0,92	0,05	0,037	130,05	0,90	0,97	0,96	0,91	0,81	0,76
	ULS	404,25	1,51	0,97	0,05	0,038	136,25	0,96	1,00	1,07	1,00	0,89	0,80
3	ML	529,63	1,93	0,89	0,06	0,051	255,63	0,87	0,94	0,93	0,88	0,8	0,75
	ULS	526,81	1,92	0,96	0,06	0,051	252,81	0,95	1,00	1,07	1,00	0,91	0,81
5	ML	509,92	1,87	0,90	0,06	0,049	237,92	0,88	0,94	0,93	0,88	0,80	0,75
	ULS	513,19	1,89	0,96	0,06	0,050	241,19	0,95	1,00	1,07	1,00	0,91	0,80
6	ML	512,48	1,88	0,90	0,06	0,049	237,92	0,88	0,94	0,93	0,88	0,80	0,75
	ULS	513,19	1,89	0,96	0,06	0,050	241,19	0,95	1,00	1,07	1,00	0,91	0,80
7	ML	376,47	1,48	0,96	0,06	0,037	122,47	0,90	0,97	0,96	0,91	0,77	0,72
	ULS	382,22	1,5	0,96	0,05	0,038	128,22	0,96	1,00	1,07	1,00	0,85	0,76
8	ML	398,05	1,49	0,92	0,05	0,037	130,05	0,90	0,97	0,96	0,91	0,81	0,76
	ULS	404,25	1,51	0,97	0,05	0,038	136,25	0,96	1,00	1,07	1,00	0,89	0,80
9	ML	378,85	1,53	0,92	0,05	0,039	131,85	0,90	0,97	0,096	0,91	0,75	0,70
	ULS	383,84	1,55	0,97	0,05	0,039	136,84	0,96	1,00	1,07	1,00	0,82	0,74
10	ML	398,55	1,49	0,92	0,05	0,037	131,36	0,90	0,97	0,96	0,91	0,81	0,75
	ULS	404,09	1,51	0,91	0,05	0,038	137,09	0,96	1,00	1,07	1,00	0,89	0,80
11	ML	522,03	1,91	0,89	0,06	0,051	255,63	0,87	0,94	0,93	0,88	0,80	0,75
	ULS	526,81	1,92	0,96	0,06	0,051	252,81	0,95	1,00	1,07	1,00	0,91	0,81

Nº Modelo*	Distribución	Medidas de ajuste												
		Absoluto						Incremental						Parsimonia
		χ^2	χ^2/gf	GFI	RMSR	RMSEA	NCP	AGFI	CFI	NNFI (TLI)	NFI	PNFI	PGFI	
13	ML	440,83	1,62	0,96	0,05	0,042	168,83	0,95	1,00	1,07	1,00	0,91	0,80	
	ULS	456,67	1,68	0,91	0,05	0,042	172,81	0,89	0,95	0,95	0,89	0,81	0,76	
17	ML	597,09	2,2	0,88	0,06	0,058	325,09	0,86	0,93	0,92	0,87	0,79	0,74	
	ULS	597,17	2,2	0,96	0,06	0,058	325,17	0,95	1,00	1,07	1,00	0,91	0,80	
18	ML	573,08	2,11	0,89	0,06	0,056	301,08	0,86	0,93	0,92	0,87	0,79	0,74	
	ULS	587,22	2,16	0,96	0,06	0,057	311,22	0,95	1,00	1,07	1,00	0,91	0,80	
19	ML	543,09	2,01	0,89	0,06	0,053	273,09	0,87	0,94	0,93	0,88	0,79	0,74	
	ULS	548,61	2,03	0,96	0,06	0,054	278,61	0,95	1,00	1,07	1,00	0,90	0,80	
20	ML	490,58	1,85	0,96	0,05	0,049	225,58	0,88	0,95	0,94	0,89	0,79	0,73	
	ULS	494,03	1,86	0,96	0,05	0,049	229,03	0,95	1,00	1,07	1,00	0,88	0,79	
21	ML	527,86	1,99	0,89	0,05	0,054	275,11	0,95	1,00	1,07	1,00	0,88	0,78	
	ULS	540,11	2,04	0,96	0,05	0,058	325,09	0,86	0,93	0,92	0,87	0,79	0,74	
22	ML	520,43	1,93	0,89	0,06	0,052	257,50	0,87	0,94	0,93	0,88	0,79	0,74	
	ULS	540,94	2,01	0,96	0,06	0,053	271,94	0,95	1,00	1,07	1,00	0,90	0,79	
23	ML	567,93	2,11	0,88	0,06	0,059	331,95	0,86	0,93	0,92	0,87	0,78	0,73	
	ULS	599,52	2,23	0,96	0,06	0,059	330,52	0,95	1,00	1,07	1,00	0,90	0,79	
24	ML	516,78	1,92	0,90	0,06	0,050	244,79	0,88	0,94	0,93	0,88	0,79	0,74	
	ULS	525,56	1,95	0,96	0,06	0,052	256,56	0,95	1,00	1,07	1,00	0,90	0,79	
25	ML	527,86	1,99	0,89	0,05	0,053	262,86	0,87	0,94	0,93	0,88	0,78	0,73	
	ULS	540,11	2,04	0,96	0,05	0,054	275,11	0,95	1,00	1,07	1,00	0,88	0,78	

Notas: * Representan a cada modelo factorial proveniente de estudios a priori que lograron converger: 17 Karairmak (2010); 18 Jorgensen y Seedat (2008); 19 Fujikawa et al (2013), Ponce (2015) y Connor y Davidson (2003); 20 Gillespie et al. (2007); 21 Lamond et al. (2008); 22 Singh y Yu (2010); 23 Khoshouei (2009); 24 Crespo et al. (2014); 25 Sexton, Byrd y Von Kluge (2010).

Al analizar el valor del chi cuadrado se encontró que el modelo con el mejor ajuste es el 7 y el 1 cuando es estimado por ML ($\chi^2= 376,47$), dado que son los modelos cuyo valor es más cercano a cero (tabla 2). Además, según la corrección en muestras mayores de 200 encuestados ($\chi^2/gl= 1,48$) era también los de mejor ajuste, por ser los modelos con el valor más bajo. Considerando el índice de bondad de ajuste (GFI), se observó que los valores máximos obtenidos fueron de 0,96 y 0,97 puntos, resultando admisibles en el primer caso los modelos 7, 13 y 20, todos ellos estimados por ML, e igualmente los modelos 3, 5, 6, 7, 11, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24 y 25 estimados por ULS. En el segundo caso, resultaron admisibles sólo los modelos 1, 2, 8 y 9 estimados por ULS.

Con relación al error de aproximación cuadrático medio (RMSEA), cuando la muestra es menor a 10 participantes se utilizan como límites esperados los 0,05 y 0,08 puntos, pero como la muestra en ésta investigación superó este tamaño, se interpretó este valor utilizando como criterio la verificación del residuo cuadrático medio (RMSR), en cuyo caso se consideró como adecuado bajos valores de RMSR y RMSEA. En nuestro caso, el valor del RMSR no ayudó a identificar el mejor modelo debido a que todos ellos se encontraron entre 0,05 y 0,06 puntos, mientras que el RMSEA ayudó a identificar como mejores a los modelos 1, 2, 7, 8 y 10, todos ellos estimados por ML, pues todos coinciden en tener el menor valor de RMSEA, es decir 0,037 puntos.

Se eligieron bajo el criterio del índice de no centralidad (NCP) los modelos 1 y 7, estimados por ML por tener el valor más bajo entre todos los modelos (NCP=122,47). De la interpretación de los tres criterios anteriores en conjunto, surgió nuevamente el modelo 7 como aquel más pertinente para explicar las respuestas al CD-RISC.

Con respecto al índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI), los modelos seleccionados son 1, 2, 7, 8, 9, 10, independientemente que se estimen por ML o ULS. Los modelos 3, 5, 6, 11, 17, 18, 19, 20, 22, 23, 24 y 25, se estiman por ULS y finalmente, los modelos 13, 21 se estiman por ML.

Con respecto a los índices CFI, TLI y NFI, los modelos que cumplieron con los criterios de éstos 3 indicadores fueron el 1, 2, 7, 8, 9 y 10, cuando son estimados por ML.

Finalmente, los modelos elegidos a partir del PNFI y del PGFI, fueron los modelos 3, 5, 6, 11, 18 cuando son estimados por ULS, y el modelo 13 cuando es estimado por ML, dado que el valor más alto de PNFI es 0,91 y los modelos 3, 11, cuando se estima por ULS para el PGFI al ser igual al valor más alto obtenido (PGFI=0,81).

Con base en todo lo anterior, se considera que el modelo que mejor explicó las respuestas de la CD-RISC fue el modelo 7 estimado a partir de ML. Las distribuciones de sus siete factores a partir del método de regresión se describen en la tabla 3.

Como se observa en la tabla 4, la distribución está estandarizada (media [μ] de 0 y desviación [δ] de 1) para todos los factores. La forma de las distribuciones de los factores 2, 3, 5 y 7 representan una curva normal y la significación de la prueba de Kolmogorov-Smirnov (K-S) con corrección de Lilliefors fue menor al criterio de 0,05 puntos.

Tabla 3

Parámetros para el cálculo de la puntuación de los sujetos en los factores de la CD-RISC

Ítem	μ	δ	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6	Factor 7
p1	3,11	0,73	-0,09	0,19	-0,05	0,03	0,03	0,07	0,18
p2	3,26	0,90	-0,01	-0,08	0,00	0,08	-0,15	0,47	-0,02
p4	3,08	0,72	-0,03	0,00	-0,12	0,01	0,48	0,00	-0,03
p5	3,48	0,67	0,04	-0,02	-0,12	0,06	0,32	0,05	-0,09
p6	3,29	0,78	0,00	-0,06	-0,06	-0,18	0,11	0,59	-0,11
p7	2,63	0,93	-0,17	0,12	0,10	0,00	0,06	0,27	0,14
p8	3,34	0,73	-0,07	0,46	-0,12	-0,11	0,06	0,07	-0,13
p9	3,34	0,89	0,01	0,06	-0,04	-0,24	0,14	-0,06	0,43
p10	3,37	0,64	0,24	-0,06	-0,08	0,04	0,01	-0,13	0,05
p11	3,66	0,54	0,28	-0,03	-0,05	-0,22	0,12	0,01	-0,17
p12	2,74	0,99	0,00	0,03	-0,15	0,45	-0,01	-0,10	-0,15
p13	3,06	0,95	0,01	0,10	-0,06	0,22	-0,34	0,14	0,20
p14	2,38	1,15	-0,16	-0,01	0,03	0,36	0,08	0,06	-0,01
p15	2,97	0,86	0,06	-0,11	0,04	0,21	0,16	-0,09	0,00
p16	2,93	0,90	-0,06	0,47	-0,09	0,12	-0,07	-0,21	-0,01
p17	3,32	0,76	0,04	0,36	0,08	-0,11	-0,12	-0,08	-0,01
p18	2,77	0,82	0,03	-0,16	0,51	-0,01	-0,01	-0,01	-0,08
p19	2,76	0,92	-0,04	0,04	0,54	-0,10	-0,10	-0,03	-0,07
p20	2,46	0,91	-0,11	-0,06	0,16	-0,02	0,35	-0,10	0,11
p21	3,63	0,64	0,23	-0,06	-0,01	0,08	-0,15	-0,02	-0,01
p22	3,20	0,80	0,10	-0,03	0,10	0,08	-0,05	0,06	0,02
p23	3,11	0,89	0,08	-0,16	0,13	0,26	0,00	-0,06	0,02
p24	3,62	0,59	0,26	-0,05	0,01	-0,04	-0,11	-0,01	0,04
p25	3,78	0,49	0,27	-0,01	0,02	-0,18	-0,03	0,03	-0,04

Tabla 4

Parámetros para la interpretación de los factores de la CD-RISC

Estadísticos	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6	Factor 7
<i>M</i>	-0,00	0,00	0,00	0,00	-0,00	0,00	-0,00
<i>DT</i>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Mínimo	-5,17	-3,61	-4,45	-4,50	-3,44	-4,08	-3,39
Máximo	1,93	2,03	3,10	2,50	3,45	2,33	2,83
Muy bajo	-2,40	-2,61	-2,42	-2,61	-2,75	-2,53	-2,77
Bajo	-0,53	-0,63	-0,58	-0,63	-0,66	-0,58	-0,65
Dentro de lo esperado							
Alto	0,71	0,69	0,65	0,69	0,74	0,72	0,76
Muy alto	2,58	2,67	2,49	2,67	2,83	2,68	2,88
K-S	0,114	0,048	0,046	0,054	0,030	0,075	0,039
Sig. asintótica (bilateral)	0,000	0,050	0,062	0,014	0,200	0,000	0,200

De acuerdo con la distribución de los ítems en la matriz de componentes rotados (tabla 5), se etiquetó cada factor así: Factor 1: Esfuerzo y control para lograr las metas; Factor 2: Tenacidad ante las adversidades; Factor 3: Autoconfianza; Factor 4: Proactividad ante las adversidades; Factor 5: Capacidad para resolver problemas y desafíos; Factor 6: Capacidad para establecer relaciones seguras; y Factor 7: Influencia espiritual.

Consistencia interna de la CD-RISC

El valor global del coeficiente Θ fue de 0,92 y el Ω de 0,85, ambos podrían considerarse como excelentes, por estar por encima de 0,85 puntos (Hernández, Ponsoda, Muñiz, Prieto y Elosua, 2016a y 2016b; Prieto y Muñiz, 2000). Dada la dificultad de utilizar α para interpretar la consistencia interna de los test factoriales y considerando que no existen estructuras previas de siete factores, se decidió no utilizar este coeficiente.

Tabla 5
Matriz de componentes rotados del modelo 7

Ítem		F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
p24	Trabajo para conseguir mis metas	0,71	0,12	0,09	0,09	-0,01	0,09	0,14
p25	Me siento orgulloso de mis logros	0,71	0,17	0,11	-0,08	0,09	0,13	0,06
p11	Puedo conseguir mis metas	0,70	0,12	-0,01	-0,15	0,24	0,08	-0,11
p10	Me esfuerzo al máximo en cada ocasión	0,67	0,09	-0,03	0,17	0,13	-0,05	0,15
p21	Tengo muy claro por donde quiero ir en la vida	0,63	0,09	0,05	0,22	-0,06	0,08	0,07
p22	Siento que controlo mi vida	0,45	0,18	0,26	0,26	0,09	0,20	0,12
p16	No me desanimo fácilmente por el fracaso	0,16	0,70	0,06	0,25	0,04	-0,14	0,03
p8	Tiendo a recuperarme de las enfermedades o de las dificultades	0,13	0,70	0,01	-0,01	0,17	0,18	-0,10
p17	Pienso que soy una persona fuerte	0,33	0,62	0,27	-0,01	-0,01	0,01	0,07
p2	Soy capaz de adaptarme a los cambios	0,09	0,37	0,09	0,15	0,15	0,18	0,28
p19	Puedo manejar sentimientos desagradables	0,04	0,24	0,80	-0,02	0,00	0,02	-0,02
p18	Tomo decisiones difíciles o impopulares	0,19	0,01	0,75	0,11	0,12	0,06	-0,01
p12	Cuando parece que irremediamente algo no tiene solución, no abandono	0,16	0,12	-0,11	0,63	0,06	-0,02	-0,15

p14	Bajo presión, me concentro y pienso claramente	-0,10	0,10	0,15	0,55	0,20	0,17	0,04
p23	Me gustan los desafíos	0,38	0,00	0,28	0,46	0,15	0,05	0,12
p15	Prefiero tomar la iniciativa cuando hay que resolver un problema	0,38	0,06	0,18	0,41	0,35	0,02	0,10
p13	Sé dónde acudir por ayuda	0,24	0,24	0,02	0,37	-0,31	0,28	0,29
p4	Puedo resolver cualquier acontecimiento que se me presente	0,20	0,14	-0,01	0,15	0,70	0,09	0,06
p20	Sigo los presentimientos que tengo	-0,06	0,04	0,32	0,06	0,53	-0,07	0,20
p5	Los éxitos pasados me ayudan a afrontar nuevos desafíos con confianza	0,35	0,15	-0,02	0,23	0,52	0,16	-0,01
p6	Veo el lado divertido de las cosas	0,15	0,04	-0,02	-0,10	0,19	0,76	-0,05
p1	Tengo personas en las que puedo confiar y me siento seguro	0,12	0,00	0,05	0,21	-0,13	0,64	0,03
p7	Afrontar el estrés me fortalece	-0,04	0,32	0,29	0,14	0,21	0,43	0,26
p3	Algunas veces dejo que el destino o Dios me ayude	0,11	-0,09	-0,03	0,06	-0,01	0,02	0,80
p9	Pienso que las cosas ocurren por alguna razón	0,19	0,16	0,04	-0,23	0,27	-0,01	0,58

Notas: Se utilizó el método de extracción por análisis de componentes principales con rotación Varimax y normalización Kaiser. Se resalta en **negrita** la saturación factorial más alta y se organizan de mayor a menor.

Normas de corrección de la CD-RISC

El protocolo de cálculo de la CD-RISC es el siguiente: (1) Se estandarizan las respuestas originales (Z puntuación directa) de los sujetos en cada ítem. (2) Se hace la suma ponderada de las mismas de acuerdo con los β de cada ítem en el factor que se está estimando. (3) Considerando que las distribuciones factoriales obtenidas no presentan una distribución normal, se identifican los puntos de corte para la interpretación cualitativa de la CD-RISC, con el método de estimación de estadísticos no sesgados, y se interpretará como dentro de lo normal o esperado de acuerdo con la distribución normativa a todas las puntuaciones que se encuentren dentro del 50% central de la distribución de cada factor (tablas 3 y 4), y se considerará como una puntuación: muy alta, alta, normativa, baja o muy baja, a todas las puntuaciones que se ubiquen dentro de $\pm 1,5$ desviaciones típicas.

Discusión

A partir de la literatura encontrada sobre la validez de la “Escala de resiliencia de Connor y Davidson” se observó que los estudios preliminares mostraron distintas estructuras factoriales (Ponce, 2015), lo que justificó explorar, no solo cuál

era la estructura factorial presente en diferentes poblaciones, sino que también era necesario explorar, qué tan consistente era dicha estructura para explicar las respuestas al CD-RISC en diferentes contextos. Por este motivo, era importante analizar también el grado de ajuste que tenían los modelos factoriales obtenidos en estudios anteriores. Lo anterior cobra más sentido, cuando se detalla el gran número de modelos factoriales distintos que pretendían explicar una misma escala, más aún cuando en algunos de ellos existían problemas metodológicos como la baja potencia estadística de los análisis, dado el tamaño de la muestra, la falta de heterogeneidad de las mismas, la no consideración de matrices factoriales distintas (MC_{Pearson} vs $MC_{\text{poli-córicas}}$) al momento de los análisis, o la recurrente falta de comparación de modelos alternativos explicativos que promovían un sesgo confirmatorio.

No obstante, cuando se cubrieron estos aspectos metodológicos se encontró una nueva composición en la estructura factorial de los ítems, siendo el mejor modelo explicativo el de siete factores de primer nivel, el cual no se había encontrado en los estudios a priori. Tal diferencia podría deberse a razones como las señaladas por Jorgensen y Seedat (2011) quienes plantean que las discrepancias de validez de la escala pueden estar asociadas con diferencias de grupos étnicos, o a razones indicadas por Gillespie, Chaboyer y Wallis (2009), quienes relacionan las discrepancias con la edad y experiencias de vida, aunque lo más probable sea por los aspectos metodológicos ya mencionados y que no fueron considerados en los estudios previos. Esto nos conduce necesariamente a recomendar que en un futuro se lleven a cabo estudios de invarianza factorial de la CD-RISC y que se evalúe la persistencia explicativa de este modelo de siete factores de primer nivel en poblaciones diferentes, respetando parámetros de cálculos como la matriz de correlación de ítems y las distribuciones (ML / ULS) para estimar los indicadores de ajuste.

Se encontró que el modelo que mejor ajuste tenía a las respuestas de los participantes al CD-RISC es el 7, dado que tenía un mejor ajuste que otros modelos (tabla 2) en los indicadores χ^2 , χ^2/df , los cuales fueron interpretados bajo criterios que consideraron la hipersensibilidad del χ^2 en muestras mayores de 200 encuestados (Hair *et al.*, 1999, p. 680) y porque mantenía, en conjunto con otros modelos explicativos, el mayor número de indicadores de ajuste adecuados en GFI, que supone aceptar los modelos con valor lo más cercano a 1, RMSR y RMSEA, siendo éste último el indicador más importante para el análisis de modelos confirmatorios bajo la estrategia de modelos rivales (Hair *et al.*, 1999). Éstos autores recomiendan, que se interprete al RMSEA con base en el valor del NCP, el cual por depender del valor del χ^2 no se interpreta a partir de un rango específico de valores, sino que se compara y elige entre los modelos alternativos a aquel que tenga en términos absolutos el menor valor (Hair *et al.*, 1999). Por ello, la elección del modelo 7 con base en el NCP, como el AGFI, se considera “aceptable y recomendado [cuando posee] un valor mayor o igual a 0,90” (Hair *et al.*, 1999, p. 683), aparece nuevamente el modelo 7 como uno de los modelos más pertinentes para explicar las repuestas del CD-RISC y aunque un AGFI que esté “cerca del nivel recomendado de 0,90 [...] se puede aceptar con precauciones” (Hair *et al.*, 1999,

p. 649), no se consideró necesario considerar ésta opción, dado el gran número de modelos que cumplían con éste criterio.

Con respecto al CFI, al NNFI (TLI) y al NFI, suponen un valor que va de 0 a 1, teniendo como valor recomendado de aceptación un nivel de 0,90 o superior (Hair *et al.*, 1999). No obstante, Batista y Coender (2000, p. 91), señalan que “la cota superior del estadístico no es la unidad” al estar construido a partir del estadístico χ^2 del modelo base, pues éste “suele tomar valores muy elevados, lo cual implica a su vez que los estadísticos de ajuste incremental acostumbren a tomar valores próximos a la unidad, dando así una visión excesivamente optimista del modelo” (Batista y Coender 2000, p. 90). Por ello señalan como una manera de minimizar este inconveniente, por un lado, que “se exijan valores superiores a 0,95 para referirnos a un buen ajuste” (Batista y Coender (2000, p. 91) y, por el otro lado, evitar los modelos con valores superiores a 1 ya que “...tienden a indicar sobreparametrización del modelo” (Batista y Coenders, 2000, p. 91). Esta sobreparametrización, se observó en todos los modelos que ajustaron bien en ML, cuando la estimación se hizo a partir de ULS y en esto se basa en parte nuestra conclusión de considerar como más apropiado al modelo 7, cuando se estima por ML y al hecho de que en los datos se cumplió con el supuesto de normalidad multivariante. Finalmente, los modelos a elegir a partir del PNFI y del PGFI, son aquellos que tengan los valores elevados y que indican una mayor parsimonia del modelo (Hair *et al.*, 1999).

Con respecto al modelo resultante en este estudio, el primer factor se corresponde parcialmente con los ítems de dos de las dimensiones de Connor y Davidson (2003): Competencia personal y tenacidad y Control. El factor dos corresponde parcialmente con dos dimensiones de la escala original: Competencia personal y tenacidad y Relaciones seguras y aceptación del cambio. El factor tres hace referencia a la dimensión Confianza en sí mismo, tolerancia a las situaciones negativas y el fortalecimiento de los efectos del estrés. El factor cuatro es una combinación de ítems de las dimensiones de Competencia personal y tenacidad; Control; Confianza en sí mismo, tolerancia a las situaciones negativas y el fortalecimiento de los efectos del estrés. El factor cinco corresponde con el original de dos dimensiones: Confianza en sí mismo, tolerancia a las situaciones negativas y el fortalecimiento de los efectos del estrés y, Relaciones seguras y aceptación del cambio. El factor seis es una combinación de ítems de las dimensiones de Confianza en sí mismo, tolerancia a las situaciones negativas y el fortalecimiento de los efectos del estrés y Relaciones seguras y aceptación del cambio. Y el factor siete queda igual que el original, como en la mayoría de estudios, y corresponde a la Influencia espiritual. Como se observa, existe una distribución disímil de los ítems y el primer factor es el de mayor saturación. Igualmente se observaron ítems que saturan en diferentes factores, indicando que se interpretan de forma similar. En consecuencia, y de acuerdo con Crespo *et al.* (2014, p 222) “existe una gran disparidad en las soluciones factoriales propuestas y el número de ítems retenidos”.

En conclusión, esta nueva estructura factorial es relevante para estudios sobre resiliencia en el contexto colombiano, particularmente en el universitario, aunque se recomienda la prudencia de su uso en otras poblaciones, particularmente con

afectaciones clínicas, hasta tanto no se realicen estudios que la validen en esos contextos. Por otro lado, el detalle del estudio en cuanto a la validación de los modelos factoriales existentes y los resultantes, aporta un valor agregado en el conocimiento del constructo de resiliencia, así como brinda nuevas dimensiones y organizaciones de ítems que se ponen a consideración de la comunidad científica, y que se espera sean una estructura factorial acorde para la población colombiana.

Es importante señalar que el protocolo de cálculo de la CD-RISC es el siguiente: (1) Se estandarizan las respuestas originales [Z puntuación directo] de los sujetos en cada ítem. (2) Se hace la suma ponderada de las mismas de acuerdo con los β de cada ítem en el factor que se está estimando. (3) Considerando que las distribuciones factoriales obtenidas no presentan una distribución normal, se consideró identificar los puntos de corte para la interpretación cualitativa de la CD-RISC, con el método de estimación de estadísticos inesgados de Tukey (1977). Interpretándose como dentro de lo normal o esperado a todas las puntuaciones que se encuentren dentro del 50% central de la distribución de cada factor y se considerará como una puntuación: muy alta, alta, baja o muy baja, a todas las puntuaciones que se ubiquen dentro de los rangos a ± 1.5 desviaciones típicas de dicho 50% central. Finalmente, queda aún por explorar la capacidad predictiva de dicha estructura factorial en contextos de vulnerabilidad (validez predictiva o de criterio), la cual brindará más pruebas sobre la capacidad práctica de la CD-RISC para prevenir dichas consecuencias sociales, puesto que en la medida que exista un modelo de regresión capaz de predecir sistemáticamente (más allá del azar) quienes son capaces de adaptarse o no a una situación traumática, será más fácil comprender cuáles son los factores - y en qué medida - se relacionan con el trauma o situación de vulnerabilidad específica, y así brindar recomendaciones más precisas de los aspectos a intervenir para promover la resiliencia. Por último, como limitaciones del estudio se pueden mencionar la homogeneidad de la población, teniendo en cuenta que se realizó en una universidad, debido a la dificultad de acceder a otras poblaciones universitarias, y por otro lado que fue una prueba de lápiz y papel, lo que en algunos casos invalidó los resultados debido a los errores que cometían los estudiantes al marcar sus respuestas, por lo que se recomienda en un próximo estudio, hacer la prueba informatizada.

Referencias

- Alva, S. A. (1991). Academic invulnerability among mexican-american students: the importance of protective resources and appraisals. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 13, 18-34.
- Baek, H. S., Lee, K. U., Joo, E. J., Lee, M. Y. y Choi, K. S. (2010). Reliability and validity of the korean version of the Connor-Davidson Resilience Scale. *Psychiatry Investigation*, 7, 109-115.
- Batista, J. M., Coenders, G. y Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica de la Facultad de Medicina de Barcelona*, 122, 21-27.
- Batista, J. M. y Coenders, G. (2000). *Modelo de ecuaciones estructurales (modelos para el análisis de relaciones causales)*. Madrid: La muralla.

- Burns, R. A. y Anstey, K. J. (2010). The Connor Davidson Resilience Scale (CD-RISC) testing the invariance of a unidimensional resilience measure that is independent of positive and negative affect. *Personality and Individual Differences*, 48, 527-531.
- Carmines, E. G. y Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Londres: Sage.
- Connor, K. y Davidson, J. (2003). Development of a new resilience scale: the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18, 76-82.
- Crespo, M., Fernández-Lansac, V. y Soberón, C. (2014). Adaptación española de la "Escala de resiliencia de Connor-Davidson" (CD-RISC) en situaciones de estrés crónico. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 22, 219-238.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (s.f.). *La estratificación socioeconómica en el régimen de los servicios públicos domiciliarios. Grupo de estratificación socioeconómica*. Bogotá: Dirección geoesestadística DANE.
- DiStefano, C., Zhu, M. y Mîndrilă, D. (2009). Understanding and using factor scores: considerations for the applied researcher. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 14, 1-7.
- Dunn, T., Baguley, T. y Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105, 399-412.
- Fínez, M. y Morán, M. (2015). La resiliencia y su relación con salud y ansiedad en estudiantes españoles. *International journal of developmental and educational psychology*, 1, 409-416.
- Fu, C., Leoutsakos, J. M. y Underwood, C. (2014). An examination of resilience cross-culturally in child and adolescent survivors of the 2008 China earthquake using the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Journal of Affective Disorders*, 155, 149-153.
- Fujikawa, M., Lee, E. J., Chan, F., Catalano, D., Hunter, C. y Bengston, K. (2013). The Connor-Davidson Resilience Scale as a positive psychology measure for people with spinal cord injuries. *Rehabilitation Research, Policy and Education*, 27, 213-222.
- García-Izquierdo, A., Ramos-Villagrasa, P. y García-Izquierdo, M. (2009). Los Big Five y el efecto moderador de la resistencia en el agotamiento emocional. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 25, 135-147.
- Gillespie, B.M., Chaboyer, W y Wallis, M. (2009). The influence of personal characteristics on the resilience of operating room nurses: a predictor study. *International Journal of Nursing Studies*. 46, 968-976.
- Green, K. T., Hayward, L. C., Williams, A. M., Dennis, P. A., Bryan, B. C., Taber, K. H. y Calhoun, P. S. (2014). Examining the factor structure of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) in a post-9/11 US military veteran sample. *Assessment*, 21, 443-451.
- Gucciardi, D. F., Jackson, B., Coulter, T. J. y Mallett, C. J. (2011). The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Dimensionality and age-related measurement invariance with Australian cricketers. *Psychology of sport and exercise*, 12, 423-433.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. y Black, W. (1999). *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- Harman, H. H. (1976). *Modern factor analysis* (3ª ed.). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Heise, D. R. y Bohrnstedt, G. W. (1970). Validity, invalidity and reliability. En E. F. Borgatta y G. W. Bohrnstedt (dirs.), *Sociological methodology* (pp. 104-129). San Francisco, CA: Jossey Bass.
- Hernández, A., Ponsoda, V., Muñoz, J., Prieto, G. y Elosua, P. (2016a). Revisión del modelo para evaluar la calidad de los test utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 37, 192-197.

- Hernández, A., Ponsoda, V., Muñiz, J., Prieto, G. y Elosua, P. (2016b). *Cuestionario de evaluación de tests revisado (CET-R)*. Disponible en: <http://www.cop.es/uploads/pdf/CET-R.pdf>
- Hoffmann, A., Stover, J., de la Iglesia, G. y Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 12, 151-164.
- Johnson, D. (2000). *Métodos multivariados aplicados al análisis de datos*. México, D.F.: Thomson.
- Jorgensen, I. y Seedat, S. (2011). Factor structure of the Connor-Davidson Resilience Scale in South African adolescents. *International Journal of Adolescent Medicine and Health*, 20, 23-32.
- Karairmak, O. (2010) Establishing the psychometric qualities of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) using exploratory and confirmatory factor analysis in a trauma survivor sample. *Psychiatry Research*. 179, 350-356.
- Khoshouei, M. S. (2009). Psychometric evaluation of the Connor-Davidson resilience scale (CD-RISC) using Iranian students. *International Journal of Testing*, 9, 60-66.
- Lamond, A. J., Depp, C. A., Allison, M., Langer, R., Reichstadt, J., Moore, D. J. y Jeste, D. V. (2008). Measurement and predictors of resilience among community-dwelling older women. *Journal of Psychiatric Research*, 43, 148-154.
- Luthar, S. S., Cicchetti D. y Becker, B. (2000). The construct of resilience: a critical evaluation and guidelines for future work. *Child Development*, 71, 543.
- Majul, E., Casari, L. y Lambiase, S. (2012) Resiliencia: Una experiencia con adolescentes de distintos contexto socioeconómico Universidad de Congreso Mendoza- Argentina, *Revista Electrónica de Psicología*, 1, 19-40.
- Manzano-García, G. y Ayala, G.C. (2013). Psychometric properties of Connor-Davidson Resilience Scale in a Spanish sample of entrepreneurs. *Psicothema*, 25, 245-51.
- Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.
- Menezes de Lucena, V., Fernández, B., Hernández, L., Ramos, F. y Contador I. (2006). Resiliencia y el modelo de burnout-engagement en cuidadores formales de ancianos. *Psicothema*, 18, 791-796.
- Ministerio de Educación Nacional (2016). *Compendio estadístico de la educación superior colombiana*. Equipo técnico del Ministerio de Educación Nacional, Bogotá, Colombia.
- Ponce, F. (2015). Análisis exploratorio de modelos de ecuaciones estructurales sobre la Escala de resiliencia de Connor y Davidson (CD-RISC) en Chile y España. *Salud y Sociedad*, 6, 238-247.
- Prieto, G. y Muñiz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los test utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77, 65-72.
- Richardson, G. E. (2002). The metatheory of resilience and resiliency. *Journal of Clinical Psychology*, 58, 307-321.
- Ríos, M. I., Carrillo, C. y Sabuco, E. (2012). Resiliencia y síndrome de burnout en estudiantes de enfermería y su relación con variables sociodemográficas y de relación interpersonal. *International Journal of Psychological Research*, 5, 88-95.
- Sarubin, N., Wolf, M., Giegling, I., Hilbert, S., Naumann, F., Gutt, D., Jobs, A., Seab, L., Falkai P, Rujescu, D., Böhner, M. y Padberg, F. (2015). Neuroticism and extraversion as mediators between positive/negative life events and resilience. *Personality and Individual Differences*, 82, 193-198.
- Serrano-Parra, M. D., Garrido-Abejar, M., Notario-Pacheco, B., Bartolomé-Gutiérrez, R., Solera-Martínez, M. y Martínez-Vizcaíno, V. (2012). Validez de la escala de resiliencia de Connor-Davidson (CD-RISC) en una población de mayores entre 60 y 75 años. *International Journal of Psychological Research*, 5, 49-57.

- Sexton, M. B., Byrd, M. R. y von Kluge, S. (2010). Measuring resilience in women experiencing infertility using the CD-RISC: examining infertility-related stress, general distress, and coping styles. *Journal of Psychiatric Research*, *44*, 236-241.
- Singh, K. y Yu, X. (2010). Psychometric evaluation of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) in a sample of Indian students. *Journal of Psychology*, *1*, 23-30.
- Tukey, J. W. (1977). *Exploratory data analysis*. Nueva York, NY: Addison-Wesley.
- Velasco, V., Suárez, G., Córdova, S., Luna, L. y Mireles, S. (2015). Niveles de resiliencia en una población de estudiantes de licenciatura y su asociación con variables familiares y académicas. *Revista Iberoamericana de Producción Académica y Gestión Educativa*, *2*, 1-23.

RECIBIDO: 21 de enero de 2019

ACEPTADO: 9 de mayo de 2019