

ANÁLISIS EXPLORATORIO DE MODELOS DE ECUACIONES ESTRUCTURALES SOBRE LA ESCALA DE RESILIENCIA DE CONNOR Y DAVIDSON (CD-RISC) EN CHILE Y ESPAÑA

STRUCTURAL EQUATION MODELING EXPLORATORY ANALYSIS BASED ON CDRISC (CONNOR-DAVIDSON RESILIENCE SCALE) IN CHILE AND SPAIN

DOI: 10.22199/S07187475.2015.0003.00004

Recibido: 23 de Octubre del 2015 | Aceptado: 10 de Diciembre del 2015

FERNANDO PATRICIO PONCE CISTERNAS ¹

(PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE, Santiago de Chile, Chile)

RESUMEN

Introducción: La resiliencia es el proceso de negociación, gestión y adaptación a las fuentes significativas de estrés o trauma. La CD-RISC es uno de los instrumentos para la evaluación de la resiliencia más utilizados, con diversos estudios sobre sus propiedades psicométricas en una gran variedad de países. Pese a ello, aun no existe consenso acerca de la estructura interna de la escala. **Objetivo:** modelar simultáneamente la comunalidad y las especificidades presentes en la escala, a fin de alcanzar una visión completa de la estructura dimensional de la CD-RISC en muestras distintas. **Método:** analizar las respuestas a la CD-RISC en muestras independientes originarias de Chile (n=376) y España (n=300), a fin de comprobar la estabilidad y solidez del modelo sobre muestras demográficamente similares pero pertenecientes a dos países distintos. **Resultados:** la CD-RISC en su totalidad es fuertemente unidimensional. El factor general fue estable entre ambas muestras, y explicó la mayor parte de la varianza fiable de los ítems. Después de parcializar el efecto de la dimensión general, las facetas no contribuyeron apenas a la medida, y fueron métricamente inestables entre ambas muestras. La excepción fue la faceta Espiritualidad, que resultó el único factor específico estable en ambas muestras. No obstante, su pobre definición en la CD-RISC (sólo dos ítems) impide llegar a conclusiones sobre la naturaleza substantiva del factor espiritualidad. **Conclusiones:** Las dimensiones de resiliencia no son demostrables desde un punto de vista psicométrico, por lo que tiene poco o ningún sentido utilizar las subescalas en forma de puntuaciones específicas, en cuanto que empíricamente no se diferencian entre sí.

PALABRAS CLAVE: Resiliencia; CD-Risc; Estructura factorial.

ABSTRACT

Introduction: Resilience has to do with dealing, negotiating and adapting to significant sources of stress or trauma. CD-RISC is one of the most common tools around the world to assess resilience, with a plethora of studies about their psychometric properties. Yet, there is no agreement regarding the internal structure of this scale. **Objective:** To apply simultaneously in two different samples the commonality and features of the CD-RISC in order to have a general vision of the dimensional structure of this scale by assessing its stability and solidity. **Method:** Answers to the CD-RISC from two different samples (Chile, n=376; Spain, n=300) were analyzed. **Results:** The CD-RISC is a strong one-dimensional scale. The general factor proved to be stable in both samples. That explains a reliable variance in all items. After being partial about the effect of the general dimension, the facets showed a different reality. They were metrically unstable in both samples. The Spiritual Facet was an exception, being the only stable specific factor in both samples. However, the poor definition of the spiritual factor (only two items) in the CD-RISC is not enough to reach conclusions about its substantive nature. **Conclusions:** From a psychometrical point of view, dimensions of resilience cannot be demonstrated. This means using sub-scales to find specific punctuations is pointless because they are empirically similar.

KEY WORDS: Resilience, CD-RISC, factorial structure.

¹. Afiliado a la Pontificia Universidad Católica de Chile. E-mail: fpponce@uc.cl

La resiliencia es el proceso de negociación, gestión y adaptación a las fuentes significativas de estrés o trauma. Esta capacidad de adaptarse y resurgir ante la adversidad puede estar facilitada recursos presentes en el individuo y en su medio ambiente (Windle, 2011). La literatura científica sobre resiliencia ha registrado en los últimos años un crecimiento considerable. Esto ha tenido como consecuencia la creación de varias escalas para evaluar la resiliencia en niños, adolescentes y adultos. En un ranking elaborado por Windle et al. (2011) de acuerdo a las propiedades psicométricas de dichos instrumentos, las primeras posiciones las ocuparon la *Resilience Scale for Adults* (Friborg et al., 2003, 2005) y la *Connor-Davidson Resilience Scale / CD-RISC* (Connor y Davidson, 2003).

La CD-RISC es posiblemente uno de los instrumentos para la evaluación de la resiliencia más utilizados. Consta de 25 ítems organizados en cinco factores teóricos. El primero (8 ítems) refleja la competencia personal, la tenacidad y la persecución de estándares elevados. El segundo (7 ítems), tiene que ver la tolerancia al afecto negativo y efectos fortalecedores del estrés. El tercero (5 ítems) se refiere a la aceptación positiva del cambio y relaciones seguras. El cuarto (3 ítems), al control. El quinto (2 ítems), a las influencias espirituales. En la Tabla 1 se lista el contenido de cada ítem y el factor teórico de pertenencia. Los autores de la escala informaron de adecuadas consistencia interna, fiabilidad test-retest, validez convergente y discriminante (Connor y Davidson, 2003).

El número de estudios sobre las propiedades psicométricas de la CD-RISC es notablemente amplio. Pese a ello, aún hay puntos oscuros que resolver, especialmente el referido a una sorprendente falta de consenso acerca de la estructura interna de la escala. La evidencia empírica ha apoyado el modelo unidimensional (Gucciardi et al., 2011;

Burns & Anstey, 2010; Campbell-Sills & Stein, 2007; Notario-Pacheco et al., 2011; Sarubin et al., 2015), de dos dimensiones (Fu et al., 2013; Green et al., 2014; Jorgensen and Seedat, 2008), de tres dimensiones (Menezes et al., 2006; Karairmak, 2010; Yu and Zhang, 2007; Serrano-Parra et al., 2011), de cuatro dimensiones (Lamond et al., 2008; Singh and Yu, 2010; Khoshouei, 2009), de cinco dimensiones (Fujikawa et al., 2013; Gillespie et al., 2007) y de segundo orden (Yu et al., 2011). Si aceptamos que la CD-RISC presenta una configuración factorial diferente entre estudios, países o tipos de informante, hemos de aceptar también que, en cada caso, estamos midiendo constructos diferentes. Esta aparente violación de la invarianza configural implica serias dificultades para lograr una definición operativa consensuada de la resiliencia, y supone una grave amenaza a la validez de la escala (Wu, Li & Zumbo, 2006).

En varios de los modelos multidimensionales citados se han encontrado correlaciones muy elevadas entre factores (e.g., Green et al., 2014), y grandes ratios entre los dos primeros valores propios, en el caso de los estudios que emplearon análisis factorial exploratorio (e.g., Karairmak, 2010). Tales resultados sugieren la existencia de un factor general no modelado, y en consecuencia, que la estructura de la escala tiende a la unidimensionalidad. Esto apoya a los estudios que propusieron la solución unifactorial. Sin embargo, estos estudios no han estado exentos de dificultades para lograr un buen ajuste en el modelo unidimensional. Para lograr el ajuste se ha requerido la liberación de múltiples correlaciones entre unicidades de los ítems (e.g., Burns & Anstey, 2010) o la reducción drástica de la escala. Por ejemplo, Campbell-Sills & Stein (2007) eliminaron los quince ítems que mostraron saturaciones bajas o inconsistentes en el factor general. Este procedimiento es correcto y habitual en la reducción de escalas, pero supone el riesgo de desvirtualizar el significado del

constructo original, especialmente cuando se parte de una estructura latente desconocida. Esto puede a su vez llevar a un escenario en que, tras ajustar lo empírico a las hipótesis de partida (i.e., la unidimensionalidad del constructo), la resiliencia se convierta en aquello que miden las escalas de resiliencia (en otras palabras, que la naturaleza del constructo sea –en parte- consecuencia de la manera en que se mide).

Entonces, ¿es la CD-RISC unidimensional, o multidimensional? Quizá sea las dos cosas a la vez. En constructos psicológicos complejos, como suelen ser los rasgos de personalidad, la unidimensionalidad pura es una entelequia, incluso a nivel del ítem (para una discusión en profundidad acerca de este tema, vid. eg., Morin et al., 2015). Un constructo puede tender a la unidimensionalidad psicométrica, en la medida en que las conductas que lo representan tiendan a producirse juntas. Al mismo tiempo, un factor o dominio general puede presentar facetas específicas, representadas por aspectos más delimitados presentes en el constructo más amplio (vid., e.g., DeYoung et al., 2007). Por tanto, la pregunta no debería ser si la CD-RISC es o no unidimensional, sino *cuanto* de unidimensional es. Los ajustes sub-óptimos encontrados en los modelos unifactoriales de la escala completa posiblemente se deben a desviaciones de la unidimensionalidad básica que no fueron adecuadamente modeladas. Cabe preguntarse si estas desviaciones constituyen aspectos relevantes para la medida (e.g., representaciones de facetas de la resiliencia) o residuos que se deben eliminar para tener una visión más clara del constructo bajo investigación. Un ejemplo de lo anterior es el factor espiritualidad. Sus ítems han sido sistemáticamente eliminados en las versiones reducidas de la escala, fundamentalmente por motivos empíricos (i.e., cargas bajas en el factor general). Por tanto, desconocemos si espiritualidad, pese a su aparente separabilidad, contribuye en algo a la medida de la resiliencia general.

En este estudio proponemos el uso de métodos avanzados de análisis factorial para revisar la estructura interna de la CD-RISC. Dada la investigación previa, partimos de la hipótesis de que dicha estructura está compuesta simultáneamente por un factor general y varias facetas específicas, representadas en nuestra hipótesis por los cinco factores de resiliencia propuestos originalmente por Connor y Davidson (2003). Llevaremos a cabo el análisis sobre muestras independientes originarias de Chile y España, a fin de comprobar la estabilidad y solidez del modelo sobre muestras demográficamente similares pero pertenecientes a dos países distintos. Nuestro objetivo es modelar simultáneamente la comunalidad y las especificidades presentes en la escala, a fin de alcanzar una visión completa de la estructura dimensional de la CD-RISC.

Participantes

Se utilizaron dos muestras independientes. La muestra 1 consistió en 376 estudiantes de una universidad de Chile que voluntariamente participaron en la investigación. Dados los objetivos del estudio, sólo se solicitó la edad ($M=22,6$; $DT=3,1$) y el género (71% mujeres). La muestra 2 estuvo formada por 300 estudiantes universitarios españoles, evaluados en las mismas condiciones que la muestra 1 (edad: $M=23,1$; $DT=2,8$; 69% mujeres). Las escalas se aplicaron mediante computador en grupos de aproximadamente 30 personas. No se observaron datos perdidos, debido al método de aplicación de la escala. No se observaron diferencias significativas en la edad respecto al género de los participantes ($t[375] = -.67$; $p = .21$ -muestra 1; $t[299] = -.74$; $p = .41$ -muestra 2).

Instrumento

Se utilizó la Connors-Davidson Resilience Scale (CD-RISC; Connor & Davidson, 2003) en su versión en español (Bobbes et al., 2001; 2008). El instrumento consta de 25 ítems distribuidos en cinco dimensiones

(competencia personal, confianza, aceptación, control y influencias espirituales). Se solicitó a los participantes que indicaran su grado de acuerdo con cada ítem, en una escala de frecuencia de cinco puntos (0 =En absoluto, 1 =Rara vez, 2 =A veces, 3 =A menudo, 4 =Casi siempre), basándose en sus experiencias durante el último mes.

Análisis de datos

Los análisis se realizaron en dos fases. En la fase I se utilizó la muestra chilena para estimar un modelo bifactor (modelo R1) compuesto por un factor general de resiliencia y cinco factores específicos correspondientes a las dimensiones teóricas propuestas por Connor y Davidson (2003). Los modelos bifactor (Holzinger and Swineford, 1937; Reise, 2012) permiten aislar la varianza asociada a la presencia de un hipotético factor general subyacente a todos los ítems, de aquella asociada a clusters de especificidades que aportan información más allá del factor general. El modelo se estimó mediante exploratory structural equation modeling (ESEM; Asparouhov & Muthén, 2009). Decidimos utilizar ESEM en lugar de análisis factorial confirmatorio (CFA) porque a) es más flexible que el CFA y lleva a menos errores de identificación y especificación (Marsh et al., 2014); b) posee las ventajas propias del CFA, tales como la posibilidad de análisis multigrupo (Asparouhov & Muthén, 2009); el ESEM genera estimaciones más precisas de las cargas factoriales y las correlaciones entre factores (Schmitt & Sass, 2011); y d) permite investigar la validez discriminante al nivel del ítem, al permitir la estimación libre de las cargas cruzadas. La Figura 1 es una representación conceptual del modelo bifactor-ESEM estimado en este estudio. Para la estimación del modelo se utilizó rotación target. Este procedimiento genera la solución rotada más próxima a una configuración pre-especificada de cargas, por lo que permite utilizar el ESEM en un modo confirmatorio (Asparouhov y Muthén, 2009). Sobre los resultados del ESEM, se

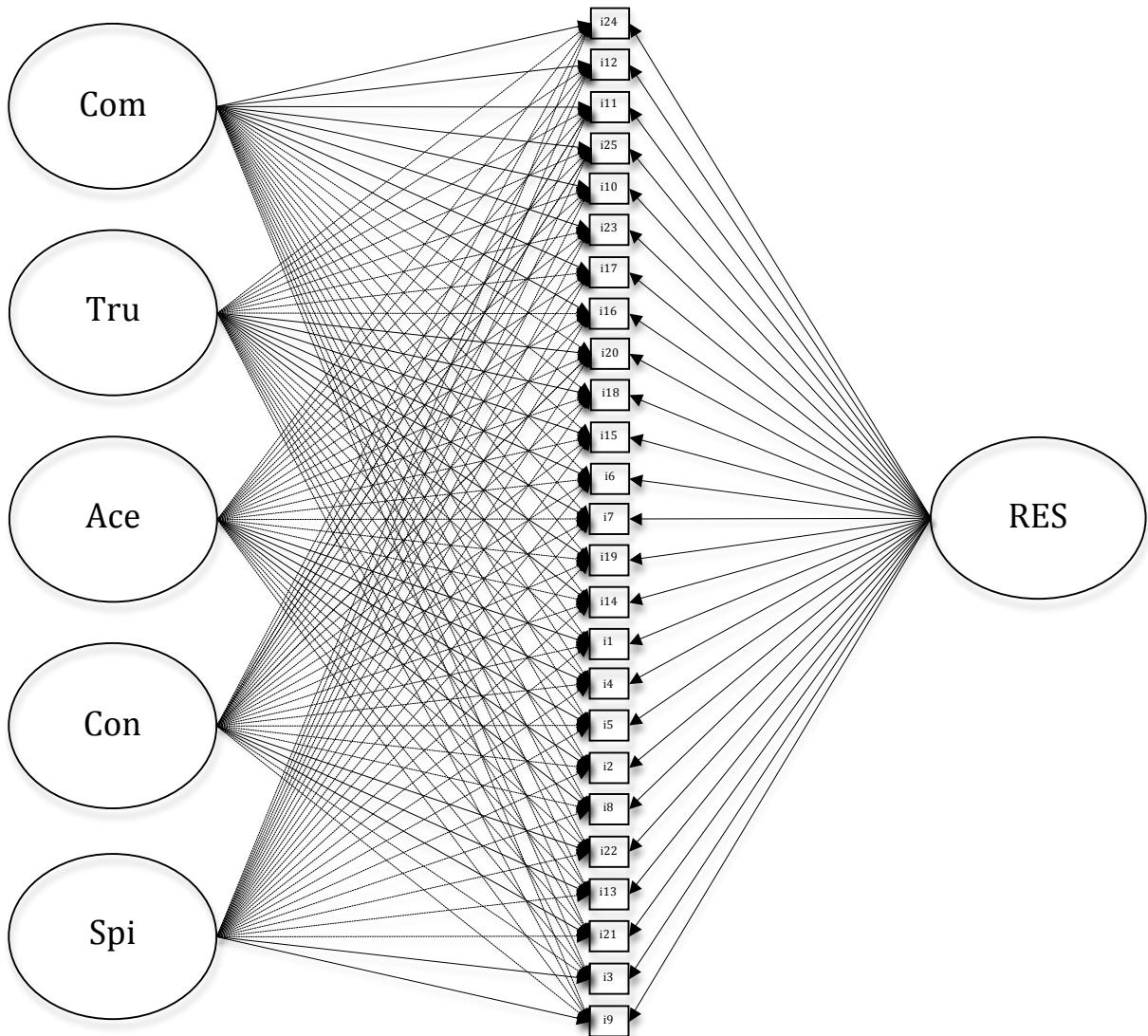
estimó la fuerza relativa de los factores general y específicos (i.e., el grado de unidimensionalidad de la escala) mediante la varianza común esperada (ECV; Brunner et al., 2012) y el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC; Rios & Wells, 2014). También se estimó la fiabilidad basada en el modelo de cada factor mediante los índices omega jerárquico general y específico (ω_h y ω_s ; Zinbarg et al., 2005; Reise, 2012).

En la fase II se aplicó a la muestra 2 (España) el mismo análisis descrito en la fase I (modelo R2). A continuación se estimó la similaridad entre la configuración de cargas factoriales de ambos modelos mediante el coeficiente de congruencia (CC; Tucker, 1951) y el Índice de similaridad de variables salientes (S; Cattell & Baggaley, 1960). Valores de CC superiores a .95 indican que los factores comparados se pueden considerar equivalentes (Lorenzo-Seva & Ten Berge, 2006). Valores S cercanos a 1 sugieren igualdad de factores en el patrón de cargas salientes. La interpretación combinada de CC y el S permite obtener evidencia del grado de similaridad entre factores obtenidos de diferentes muestras, y en consecuencia de su invarianza métrica.

Todos los modelos fueron estimados mediante mínimos cuadrados no ponderados con ajuste en medias y varianzas (WLSMV). La bondad de ajuste se evaluó mediante el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Valores de CFI y TLI superiores a .90 y .95, y valores de RMSEA inferiores a .08 y .05, se consideraron aceptables y buenos, respectivamente. (Hu and Bentler 1999; Marsh and Hau 1996; Browne and Cudeck 1992). Todos los análisis se realizaron mediante MPlus v. 7.3 (Muthén & Muthén, 2014). CC y S se calcularon mediante una aplicación informática específica (Watkins, 2005).

FIGURA 1.

Modelo ESEM bifactor de la CD-RISC. RES = Resiliencia general; COM = Competencia personal; TRU = Confianza; ACE = Aceptación; CON = Control; SPI = Influencias espirituales.



Nota: Las líneas discontinuas representan las cargas cruzadas.

RESULTADOS

El modelo R1 estimado sobre la muestra chilena obtuvo índices de ajuste adecuados (CFI=.983 TLI=.970 RMSEA=.052). En la Tabla 1 se encuentran las cargas factoriales estandarizadas, ECV y fiabilidad de los modelos R1 (Chile) y R2 (España). Las cargas en el factor general de resiliencia mostraron un rango comprendido entre .83 y .28 (M=.67, DT=.12). En términos generales, las cargas primarias de los factores específicos fueron muy bajas y en

su mayor parte no significativas. La ECV del factor general fue de .87, lo que indica una fuerte unidimensionalidad de la escala en su conjunto. El ω_h del factor general fue de .94, indicando una alta fiabilidad del factor para reflejar la posición de los sujetos en un continuo único de resiliencia medido por todos los ítems. Por el contrario, los índices ω_s de los factores específicos adquirieron valores muy bajos, que impidieron su interpretación como componentes útiles para la medida, más allá del factor general. La única excepción fue la faceta

espiritualidad: su ω s fue sustancialmente más elevado que el resto de los factores específicos (.46). Al mismo tiempo, mientras que Espiritualidad se desmarcó del resto de factores, mantuvo cierta contribución a la medida del factor general de resiliencia.

El modelo R2 se estimó sobre la muestra española. Los índices de ajuste fueron adecuados (CFI=.995 TLI=.992 RMSEA=.024). Los valores de ECV y omega del factor general fueron ligeramente menores a los obtenidos en la muestra chilena (ECV=.80; ω h=.90). Sin embargo, el coeficiente de congruencia entre el factor general de ambas muestras (CC=.98) sugirió que los factores fueron equivalentes. Lo contrario sucedió con los factores específicos, cuyos CC oscilaron entre -.49 y .87, indicando que en ningún caso los factores específicos fueron métricamente equivalentes entre ambos países. De nuevo, la excepción fue el factor específico espiritualidad, que alcanzó elevada congruencia entre muestras (CC=.99). El patrón de similitudes descrito por los índices de congruencia se verificó mediante el índice S. Tanto el factor general de resiliencia como el factor específico espiritualidad alcanzaron valores S de 1 (p =.000), reflejando elevada similitud en el patrón de cargas salientes de cada par de factores comparados. Por el contrario, los valores S de los contrastes entre los cuatro factores específicos restantes no superaron en ningún caso el valor mínimo ($S=0$; $p>.05$).

CONCLUSIONES

El objetivo de este estudio fue analizar simultáneamente la comunalidad y especificidades de la resiliencia, tal y como es medida por la CD-RISC. Para ello, se analizó la estructura interna de la escala mediante un modelo ESEM bifactor, en dos muestras independientes de Chile y España. El modelo propuesto (un factor general de resiliencia y cinco factores específicos) presentó adecuados índices de

ajuste. Los parámetros fueron altamente estables entre muestras, lo que evidencia la solidez del modelo.

La CD-RISC en su totalidad es fuertemente unidimensional. El factor general fue estable entre ambas muestras, y explicó la mayor parte de la varianza fiable de los ítems. Después de parcializar el efecto de la dimensión general, las facetas no contribuyeron apenas a la medida. Sus bajos valores de fiabilidad basada en el modelo hicieron imposible la interpretación de las puntuaciones específicas. El hecho de que los factores específicos (al contrario que Resiliencia general) fueran inestables entre ambas muestras, refuerza la conclusión de que la poca varianza explicada en ellos se debió a residuos y particularidades de los ítems, sin valor para la medida y en posiblemente tampoco para posibles interpretaciones substantivas desde un punto de vista teórico.

La excepción fue la faceta Espiritualidad. Fue el único factor específico estable en ambas muestras. En la muestra chilena, adquirió valores de omega jerárquico en un rango interpretable para la medida (cerca de .50; Gignac & Watkins, 2009). Por tanto, Espiritualidad adquirió identidad propia más allá de la resiliencia general, pero al mismo tiempo contribuyó a la medida del factor general de resiliencia. Este resultado se replicó parcialmente en la muestra española, donde Espiritualidad adquirió valores de omega jerárquico sustancialmente mayores al resto de factores específicos, pero menores a los obtenidos en la muestra chilena.

En resumen, la CD-RISC presentó un grado de unidimensionalidad elevado, donde las facetas específicas apenas aportaron información no redundante más allá del factor general. Así, tanto en contextos aplicados como en investigación, la práctica más apropiada sería utilizar una puntuación única obtenida de los 25 ítems de la escala. En posibles versiones futuras

de la CD-RISC o construcción de nuevas escalas, un procedimiento adecuado podría ser seleccionar aquellos ítems que carguen con más fuerza en el factor general, y con menor fuerza en su factor específico (obviamente, conservando la validez de contenido de la escala). Un aspecto más controvertido es lo ocurrido con el factor espiritualidad. Nuestros resultados sugieren que espiritualidad contribuye en cierto grado a la medida de la resiliencia (ya que carga en el factor general), pero también funciona como faceta independiente. Sin embargo, espiritualidad está en la CD-RISC representada muy pobremente (sólo dos ítems), por lo que su interpretación como factor específico con importancia substantiva al constructo bajo evaluación se hace sumamente difícil. Para lograr una visión más clara de la verdadera entidad de espiritualidad como factor específico, y su contribución real a la medida de la resiliencia, es imprescindible aumentar el número de indicadores del factor. Dada la controvertida evidencia a favor y en contra de la relación entre espiritualidad y resiliencia, un tema de investigación relevante es comprobar el papel de la espiritualidad en la resiliencia general mediante modelos de medida complejos como el propuesto en esta investigación. Por otra parte, aunque espiritualidad fue estable en ambos países, se observaron diferencias en la magnitud de las cargas tanto hacia factor general como en el propio factor específico. Esto sugiere la posibilidad de diferencias culturales afectando a la medida del factor. Sin embargo, como se ha dicho, llegar a conclusiones más sólidas requeriría una medida más amplia y detallada de la espiritualidad.

El objetivo de esta investigación ha sido la medida de la resiliencia, no el desarrollo teórico del constructo. Es importante en este punto recordar la diferencia entre un factor psicométrico y un constructo psicológico (Thorndike, 1994). En primer lugar, si la resiliencia es realmente un constructo psicológico unitario, su estructura

unidimensional debería replicarse en otras posibles aproximaciones a su medida, tales como entrevistas u observaciones de la conducta. En segundo lugar, podemos afirmar que en nuestro estudio las facetas de resiliencia (e.g., control, o competencia personal) no existen desde un punto de vista psicométrico. Esto no implica que no tengan relevancia teórica, por ejemplo para el desarrollo del contenido de nuevas medidas de resiliencia. Sin embargo, desde un punto de vista aplicado, tiene poco o ningún sentido utilizar las subescalas en forma de puntuaciones específicas, en cuanto que empíricamente no se diferencian apenas nada entre sí.

Esta investigación no está exenta de limitaciones. La principal se refiere al tipo de muestra utilizada (estudiantes universitarios). El modelo debería por tanto ser replicado en otro tipo de poblaciones. En segundo lugar, en esta investigación se ha utilizado sólo una de las posibles escalas de resiliencia, por lo que sería necesario replicar estos resultados con otras medidas desarrolladas a tal fin. En tercer lugar, los índices de similitud utilizados (Cr y S), si bien son útiles desde una perspectiva exploratoria, al no poseer distribución conocida no pueden llegar a conclusiones tan potentes como otras técnicas, por ejemplo el análisis factorial confirmatorio multi-grupo.

TABLA 1.
Cargas factoriales del modelo bifactor B-ESEM en Chile y España.

Ítems	Factor Teórico	Resiliencia General		Factor 1		Factor 2		Factor 3		Factor 4		Factor 5	
		Chile	España	Chile	España	Chile	España	Chile	España	Chile	España	Chile	España
24. trabajo para alcanzar mis metas.	Com	0.83 (.04)*	0.65 (.04)*	0.21 (.35)	0.52 (.07)*	0.06 (.09)	-0.07 (.05)	-0.08 (.05)	0.00 (.05)	-0.37 (.12)*	0.14 (.06)*	-0.01 (.04)	-0.03 (.04)
12. Cuando las cosas parecen perdidas, no me doy por vencido.	Com	0.81 (.02)*	0.47 (.05)*	-0.06 (.18)	0.20 (.07)*	0.02 (.04)	0.22 (.06)*	0.00 (.05)	0.09 (.08)	-0.18 (.09)	-0.13 (.06)	0.07 (.04)	-0.08 (.04)
11. Puedo conseguir mis metas.	Com	0.79 (.02)*	0.76 (.03)*	0.16 (.06)*	0.29 (.06)*	0.00 (.04)	-0.04 (.05)	0.17 (.04)*	0.06 (.06)	0.00 (.10)	-0.13 (.06)	0.11 (.04)*	0.01 (.04)
25. Me siento orgulloso de mis logros.	Com	0.73 (.05)*	0.72 (.03)*	0.27 (.21)	0.27 (.06)*	0.02 (.04)	-0.07 (.06)	0.00 (.08)	0.00 (.07)	0.25 (.47)	0.11 (.06)	0.01 (.04)	0.01 (.04)
10. Me esfuerzo al máximo.	Com	0.65 (.04)*	0.58 (.04)*	0.19 (.38)	0.35 (.06)*	-0.02 (.13)	0.07 (.07)	-0.01 (.07)	0.16 (.06)*	-0.44 (.12)*	0.09 (.06)	0.05 (.06)	0.06 (.06)
23. Me gustan los retos.	Com	0.80 (.02)*	0.70 (.03)*	0.03 (.19)	0.11 (.07)	0.03 (.04)	0.02 (.06)	-0.01 (.04)	-0.15 (.07)	-0.18 (.03)*	-0.07 (.06)	-0.11 (.04)*	-0.08 (.04)
17. Pienso en mí mismo como una persona fuerte.	Com	0.79 (.02)*	0.72 (.03)*	-0.11 (.11)	-0.18 (.06)*	-0.08 (.10)	-0.02 (.06)	0.08 (.04)	0.06 (.06)	0.18 (.11)	-0.06 (.06)	-0.07 (.04)	-0.07 (.04)
16. No me desanimo fácilmente por el fracaso.	Com	0.55 (.04)*	0.65 (.03)*	-0.18 (.05)*	-0.19 (.07)*	0.14 (.07)	-0.08 (.07)	-0.21 (.05)*	-0.05 (.06)	0.08 (.19)	0.03 (.06)	-0.04 (.05)	-0.23 (.06)
20. Actúo por corazonadas.	Tru	0.56 (.04)*	0.32 (.04)*	0.07 (.05)	0.01 (.08)	-0.36 (.07)*	-0.02 (.10)	0.09 (.05)	0.20 (.09)	0.06 (.12)	-0.01 (.09)	0.06 (.05)	0.27 (.06)
18. Puedo tomar decisiones impopulares o difíciles.	Tru	0.71 (.03)*	0.67 (.04)*	-0.17 (.04)*	-0.11 (.06)	-0.08 (.09)	0.44 (.09)*	-0.10 (.05)	-0.02 (.07)	0.06 (.15)	0.03 (.06)	-0.08 (.04)	0.09 (.04)
15. Prefiero tomar la iniciativa en la solución de los problemas.	Tru	0.63 (.03)*	0.66 (.04)*	-0.08 (.04)	-0.03 (.05)	-0.10 (.08)	0.12 (.11)	-0.12 (.05)	-0.23 (.06)*	0.05 (.09)	0.00 (.07)	-0.12 (.05)*	0.07 (.04)
6. Veo el lado gracioso de las cosas.	Tru	0.59 (.04)*	0.65 (.03)*	0.02 (.08)	-0.01 (.05)	0.42 (.09)*	-0.15 (.06)	0.21 (.05)*	-0.01 (.06)	0.16 (.09)	-0.10 (.06)	0.00 (.05)	-0.04 (.04)
7. Lidiar con el estrés me fortalece.	Tru	0.68 (.03)*	0.51 (.05)*	-0.05 (.04)	-0.14 (.06)	0.21 (.08)*	-0.42 (.11)*	0.03 (.05)	-0.15 (.07)	0.07 (.10)	-0.05 (.06)	-0.13 (.04)*	0.08 (.04)
19. Puedo manejar los sentimientos desagradables.	Tru	0.54 (.05)*	0.65 (.04)*	-0.20 (.20)	-0.24 (.05)*	-0.14 (.14)	0.00 (.10)	0.09 (.06)	-0.01 (.07)	0.28 (.16)	0.06 (.07)	-0.01 (.04)	0.02 (.04)
14. Bajo presión, me concentro y pienso con claridad.	Tru	0.66 (.03)*	0.41 (.05)*	-0.11 (.05)	-0.16 (.07)	0.16 (.08)	-0.09 (.09)	-0.23 (.05)*	-0.05 (.08)	0.04 (.16)	0.10 (.07)	0.00 (.05)	-0.08 (.04)
1. Soy capaz de adaptarme a los cambios	Ace	0.70 (.03)*	0.62 (.04)*	-0.01 (.05)	0.03 (.06)	0.00 (.05)	0.16 (.06)*	0.17 (.05)*	0.11 (.07)	-0.01 (.06)	0.04 (.06)	0.00 (.05)	-0.04 (.04)
4. Puedo enfrentarme con todo lo que encuentro en mi camino.	Ace	0.76 (.02)*	0.64 (.04)*	-0.06 (.08)	0.03 (.05)	0.00 (.04)	0.06 (.06)	0.39 (.05)*	-0.02 (.08)	-0.09 (.08)	-0.17 (.06)*	0.00 (.04)	0.07 (.04)
5. El éxito pasado me da confianza para nuevos desafíos.	Ace	0.75 (.03)*	0.63 (.04)*	0.17 (.03)*	0.03 (.06)	0.07 (.05)	-0.19 (.06)*	0.33 (.05)*	0.06 (.09)	0.04 (.10)	0.05 (.06)	0.07 (.04)	0.14 (.04)
2. Tengo relaciones estrechas y seguras.	Ace	0.56 (.04)*	0.53 (.04)*	0.13 (.05)*	0.11 (.05)	-0.07 (.05)	0.05 (.08)	0.16 (.06)*	0.51 (.09)*	0.00 (.11)	0.12 (.05)	0.04 (.05)	-0.04 (.04)
8. Tiendo a recuperarme después de una dificultad o enfermedad.	Ace	0.71 (.03)*	0.66 (.04)*	-0.03 (.07)	0.04 (.06)	0.13 (.07)	0.00 (.06)	0.17 (.05)*	0.17 (.08)	0.14 (.09)	-0.05 (.07)	0.07 (.04)	0.07 (.04)
22. Siento que controlo mi vida.	Con	0.77 (.02)*	0.62 (.04)*	0.05 (.04)	0.12 (.05)	-0.16 (.04)*	-0.09 (.06)	0.12 (.04)*	0.25 (.06)*	0.00 (.08)	0.16 (.10)	-0.05 (.04)	-0.19 (.04)
13. Sé a dónde acudir en busca de ayuda.	Con	0.59 (.03)*	0.45 (.04)*	0.04 (.05)	-0.05 (.05)	0.06 (.06)	0.17 (.05)*	-0.07 (.05)	0.10 (.05)	0.05 (.07)	0.49 (.07)*	0.20 (.05)*	0.10 (.04)
21. Tengo un fuerte sentido del propósito.	Con	0.76 (.02)*	0.66 (.03)*	0.16 (.11)	0.26 (.05)*	-0.16 (.04)*	-0.07 (.05)	-0.02 (.04)	-0.09 (.06)	-0.07 (.14)	0.28 (.06)*	0.00 (.04)	0.02 (.04)
3. En ocasiones, el destino o Dios pueden ayudar.	Spi	0.28 (.05)*	0.18 (.06)*	0.01 (.05)	0.05 (.06)	-0.14 (.05)*	0.00 (.06)	0.04 (.04)	0.00 (.05)	-0.03 (.04)	0.00 (.06)	0.62 (.08)*	0.51 (.11)*
9. Las cosas ocurren por alguna razón.	Spi	0.45 (.04)*	0.36 (.05)*	0.06 (.04)	0.04 (.07)	0.10 (.04)	0.07 (.07)	0.03 (.05)	-0.01 (.07)	0.06 (.06)	0.06 (.07)	0.54 (.07)*	0.35 (.06)*
	ECV	87.33%	80.71%	1.73%	6.11%	3.13%	3.78%	2.62%	2.78%	0.06%	3.13%	5.14%	3.45%
	ECV/i	3.493	3.228	0.216	0.764	0.447	0.541	0.523	0.556	0.019	1.045	2.569	1.7
	ωh	0.942	0.908	0.037	0.125	0.087	0.075	0.095	0.059	0.002	0.165	0.467	0.2
	CC	0.986		0.871		-0.497		0.436		0.097		0.993	
	S	1.000		0.000		0.000		0.000		0.000		1.000	

Nota. B-ESEM =Análisis bifactor exploratorio de modelo de ecuaciones estructurales; Com =Competencia personal; Tru =Confianza, Ace =Aceptación; Con =Control; Spi =Influencias espirituales; ECV =Varianza Común Esperada; ECV/i =Razón entre ECV y el número de ítems por factor; ωh =Omega jerárquico; CC =Coeficiente de Congruencia; S =Índice de similitud de variables salientes. Valores en negrita indican cargas factoriales en la dimensión primaria; Valores entre paréntesis corresponden al error estándar.

* p < 0.01

REFERENCIAS

- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16, 397-438.
- Baldasaro, R.E., Shanahan, M.J., & Bauer, D.J. (2012). Psychometric properties of the Mini-IPIP in a large, nationally representative sample of young adults. *Journal of Personality Assessment*, 95(1), 74-84.
- Bobes, J., Bascaran, M.T., García-Portilla, M.P., Bousoño, M., Sáiz, P.A., & Wallace, D.H. (2001). *Banco de instrumentos básicos de psiquiatría clínica*. Barcelona: Psiquiatría ED.
- Bobes, J., Bascaran, M.T., García-Portilla, M.P., Bousoño, M., Sáiz, P.A., & Wallace, D.H. (2008). *Banco de instrumentos básicos de psiquiatría clínica*. Barcelona: Psiquiatría ED.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21, 230-258.
- Brunner, M., Nagy, G., & Wilhelm, O. (2012). A tutorial on hierarchically structured constructs. *Journal of Personality*, 80(4), 796-846.
- Burns, G. L., Walsh, J. A., Servera, M., Lorenzo-Seva, U., Cardo, E., & Rodríguez-Fornells, A. (2013). Construct validity of ADHD/ODD rating scales: Recommendations for the evaluation of forthcoming DSM-V ADHD/ODD scales. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(1), 15-26.
- Burns, R.A., & Anstey, K.J. (2010). The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Testing the invariance of a uni-dimensional resilience measure that is independent of positive and negative affect. *Personality and Individual Differences*, 48, 527-531.
- Campbell-Sills, L., & Stein, M. B. (2007). Psychometric analysis and refinement of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Validation of a 10-item measure of resilience. *Journal of Traumatic Stress*, 20, 1019-1028.
- Cattell, R.B., & Baggaley, A.R. (1960). The salient variable similarity index for factor matching. *The British Journal of Statistical Psychology*, 13(1), 33-46.
- Connor, K.M., & Davidson, J.R.T. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson resilience scale (CD-RISC). *Depress Anxiety*, 18(2), 76-82.
- DeYoung, C.G., Quilty, L.C., & Peterson, J.B. (2007). Between facets and domains: 10 aspects of the big five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 93(5), 880-896.
- Donellan, M.B., Oswald, F.L., Baird, B.M., & Lucas, R.E. (2006). The Mini-IPIP scales: Tiny-yet-effective measures of the big five factors of personality. *Psychological Assessment*, 18(2), 192-203.
- Friborg, O., Hjemdal, O., Rosenvinge, J.H., & Martinussen, M. (2003). A new rating scale for adult resilience: What are the central protective resources behind healthy adjustment? *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 12, 65-76.
- Friborg, O., Barlaug, D., Martinussen, M., Rosenvinge, J.H., & Hjemdal, O. (2005). Resilience in relation to personality and intelligence. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 14(1), 29-42.
- Fu, C., Leoutsakos, J.M., & Underwood, C. (2013). Moderating effects of a post-disaster intervention on risk and resilience factors associated with posttraumatic stress disorder in Chinese children. *Journal of Traumatic Stress*, 26, 663-670.
- Fujikawa, M., Lee, E.J., Chan, F., Catalano, D., Hunter, C., Bengtson, K., & Rahimi, M. (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.

- Gillespie, B.M., Chaboyer, W., Wallis, M., & Grimbeek, P. (2007). Resilience in the operating room: Developing and testing of a resilience model. *Journal of Advanced Nursing*, 59(4), 427-438.
- Green, K.T., Hayward, L.C., Williams, A.M., Dennis, P.A., Bryan, B.C., Taber, K.H., Mid-Atlantic Mental Illness Research, Education and Clinical Center Workgroup, Davidson, J.R.T., Beckham, J.C., & Calhoun, P.S. (2014). Examining the factor structure of the Connor–Davidson Resilience Scale (CD-RISC) in a post-9/11 U.S. military veteran sample. *Assessment*, 21(4), 43-451.
- Gucciardi, D.F., Jackson, B., Coulter, T.J., & Mallett, C.J. (2011). The Connors-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Dimensionality and age-related measurement invariance with Australian cricketers. *Psychology of Sport and Exercise*, 12, 423-433.
- Holzinger, K.J., & Swineford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2(1), 41-54.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jorgensen, I.E., & Seedat, S. (2008). 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(1), 60-66.
- Lamond, A.J., Depp, C., Allison, M., Langer, R., Reichstadt, J., Moore, D.J., Golshan, S., Ganiats, T.G., & Jeste, D.V. (2008). Measurement and predictors of resilience among community-dwelling older women. *Journal of Psychiatric Research*, 43(2), 148-154.
- Lorenzo-Seva, U., & Ten Berge, J.M.F. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 2(2), 57-64.
- Marsh, H.W., & Hau, K. (1996). Assessing goodness of fit: Is parsimony always desirable? *The Journal of Experimental Education*, 64, 364-390.
- Marsh, H.W., Morin, A.J., Parker, P.D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110.
- Menezes, V.A., Fernandez, B., Hernandez, L., Ramos, F., & Contador, I. (2006). Resiliencia y el modelo burnout-engagement en cuidadores formales de ancianos. *Psicothema*, 18(4), 791-796.
- Morin, A. J., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2015). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, (ahead-of-print), 1-24.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (2014). *Mplus user's guide* (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Notario-Pacheco, B., Solera-Martinez, M., Serrano-Parra, M.D., Bartolome-Gutierrez, R., Garcia-Campayo, J., Martinez-Vizcaino, V. (2011). Reliability and validity of the Spanish version of the 10-item Connor-Davidson Resilience Scale (10-item CD-RISC) in

- young adults. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9, 63.
- Reise, S.P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696.
- Rios, J., & Wells, C. (2014). Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*, 26(1), 108-116.
- Sarubin, N., Wolf, M., Giegling, I., Hilbert, S., Naumann, F., Gutt, D., Jobst, A., Sabaß, L., Falkai, P., Rujescu, D., Buhner, M., & Padberg, F. (2015). Neuroticism and extraversion as mediators between positive/negative life events and resilience. *Personality and Individual Differences*, 82, 93-198.
- Schmitt, T.A., & Sass, D.A. (2011). Rotation criteria and hypothesis testing for exploratory factor analysis: Implications for factor pattern loadings and interfactor correlations. *Educational & Psychological Measurement*, 71, 95-113.
- Serrano-Parra, M.D., Garrido-Abejar, M., Notario-Pacheco, B., Bartolome-Gutierrez, R., Solera-Martinez, M., & Martinez-Vizcaino, V. (2011). 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(2), 49-57.
- Singh, K., & Yu, X. (2010). Psychometric evaluation of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) in a sample of indian students. *Journal of Psychology*, 1(1), 23-30.
- Tucker, L.R. (1951). A method for synthesis of factor analysis studies (Personnel Research Section Report No. 984). Washington, DC: Department of the Army.
- Thonrdike, R.L. (1994). g. *Intelligence*, 19, 45-155.
- Watkins, M.W. (2005). Invariance [Computer software]. Phoenix, AZ: Ed & Psych Associates.
- Windle, G. (2011). What is resilience? A review and concept analysis. *Reviews in Clinical Gerontology*, 21, 151-169.
- Windle, G., Bennet, K.M., & Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of life outcomes*, 9, 8.
- Yu, X., Lau, J.T.F., Mak, W.W.S., Zhang, J., Lui, W.W.S., & Zhang, J. (2011). Factor structure and psychometric properties of the Connor-Davidson Resilience Scale among chinese adolescents. *Comprehensive Psychiatry*, 52, 218-224.
- Yu, X., & Zhang, J. (2007). Factor analysis and psychometric evaluation of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) with chinese people. *Social Behavior and Personality*, 35, 19-30.
- Zinbarg, R.E., Revelle, W., Yovel, I., Li, W. (2005). Cronbach's alpha, Revelle's beta, and McDonald's omegah: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70, 123-133.