



Revista Latinoamericana de Psicología

www.elsevier.es/rlp



ORIGINAL

Propiedades psicométricas de la versión española de la escala de resiliencia de 10 ítems de Connor-Davidson (CD-RISC 10) en una muestra multiocupacional



M. Isabel Soler Sánchez*, Mariano Meseguer de Pedro y Mariano García Izquierdo

Departamento de Psiquiatría y Psicología Social, Universidad de Murcia, Murcia, España

Recibido el 7 de octubre de 2013; aceptado el 13 de mayo de 2015

Disponible en Internet el 24 de octubre de 2015

PALABRAS CLAVE

Resiliencia;
CD-RISC;
Psicología positiva;
Trabajadores

Resumen El objetivo del estudio es analizar las propiedades psicométricas de la adaptación española de la escala de resiliencia CD-RISC de Connor y Davidson (2003) en su versión de 10 ítems en una muestra multiocupacional. Se utilizaron dos muestras. En la primera completaron esta escala un total de 386 trabajadores y se realizó un análisis factorial exploratorio que arrojó un único factor que explica el 55.8% de la varianza total. La consistencia interna de la escala fue adecuada (alfa de Cronbach de 0.87) y la eliminación de ningún ítem mejoraba la fiabilidad de la escala. Con el fin de ratificar el modelo obtenido en el AFE, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio con los datos de la segunda muestra de 238 participantes que corroboró el modelo unifactorial. Para analizar la validez divergente se utilizó los datos de las dos muestras ($N=624$); así, las correlaciones con las puntuaciones de las variables *burnout*, bienestar psicológico y satisfacción laboral fueron estadísticamente significativas y siguieron la dirección teórica esperada. Se concluye que la versión española de 10 ítems de la CD-RISC de Connor y Davidson presenta adecuadas propiedades psicométricas para estimar la resiliencia en trabajadores.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Resilience;
CD-RISC;
Positive psychology;
Workers

Psychometric properties of the spanish version of the 10-item Connor-Davidson resilience scale (10-item CD-RISC) in a sample of workers

Abstract The aim of the study is to analyze the psychometric properties of the Spanish adaptation of the scale of resilience CD-RISC of Connor and Davidson (2003) in the 10-item version in a sample of workers. Two samples were used. In the first sample a total of 386 workers completed this scale. We carry out EFA to observe the factor structure of the scale which resulted in one main factor responsible for 55.8% of the total variance and containing the 10 items. The

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: misoler@um.es (M.I. Soler Sánchez).

internal consistency was appropriate (Cronbach's alpha of 0.87). In order to ratify the model obtained in the AFE, a confirmatory factor analysis was conducted with data from sample 2 (N=238) which corroborated the univariate model. As for the divergent validity, correlations with scores on the variable burnout, psychological health and job satisfaction were statistically significant and followed the theoretical direction (total sample= 624). It is concluded that the Spanish 10-item version of the CD-RISC by Connor and Davidson (2003) presents adequate psychometric properties to estimate resilience in workers.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Una característica de las organizaciones y del contexto laboral actual es que están sometidas a continuos y significativos cambios que se traducen en entornos estresantes. En este escenario, los trabajadores deben realizar esfuerzos para amoldarse a ellos y minimizar su efecto. Desde la psicología positiva, que se centra en la experiencia subjetiva positiva que permite a las personas enfrentarse a la adversidad y mejorar su calidad de vida (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000; Zellars, Hochwarter, Perrewé, Hoffman & Ford, 2004), ha recibido un fuerte apoyo la idea de que algunas personas se ajustan mejor que otras a las condiciones estresantes y mantienen sus niveles de bienestar mediante la utilización de distintas capacidades psicológicas (Luthans, Vogelgesang, & Lester, 2006).

Estas capacidades o fortalezas humanas han sido investigadas bajo diversas denominaciones (Aspinwall & Staudinger, 2003; Magnuson & Mahoney, 2003). Así, se encuentran investigaciones sobre el optimismo (Grau, Suñer, & García, 2005; Rioli & Savicki, 2003), la autoeficacia (Salanova, Grau, & Martínez, 2005; Xanthopoulou, Bakker, Demerouti, & Schaufeli, 2007), la autoestima (Mäkikangas & Kinnunen, 2003), la dureza (Garrosa, Moreno, Liang, & González, 2008) o la resiliencia (Baek, Lee, Joo, Lee, & Choi, 2010).

El constructo resiliencia se ha utilizado para describir la capacidad de adaptación en situaciones de cambio y el proceso dinámico que implica la interacción entre factores situacionales de riesgo y personales de protección que actúa para modificar los efectos en la salud de las personas en situaciones aciagas (Olsson, Bond, Burns, Vella-Brodrick, & Sawyer 2003; Luthar & Becker, 2002; Luthar, Cicchetti, & Becker, 2000; Luthans et al., 2006; Richardson, 2002).

Una de las definiciones más aceptada es la de Garmezy (1991) para quien la resiliencia es la capacidad para recuperarse y mantener una conducta adaptativa después de la incapacidad inicial ante un evento estresante; antes que una invulnerabilidad al estrés es la habilidad para recobrase de los efectos de sucesos negativos.

En definitiva, la resiliencia es ampliamente considerada como la adaptación positiva a circunstancias de significativa adversidad como las desgracias y las situaciones trágicas de la vida (Luthar et al., 2000; Tugade & Fredrickson, 2004). Recientemente, también se ha relacionado con la contrariedad que supone el ambiente laboral estresante, de modo que las personas con resiliencia se adaptarían

mejor a estas situaciones (Baek et al., 2010; Jackson, Firtko, & Edenborough, 2007). En consecuencia, la resiliencia se ha reconocido como un componente esencial para el buen rendimiento laboral y como un elemento básico para la protección del bienestar de los trabajadores (Ablett & Jones, 2007; Baek et al., 2010; Bishop, McCullough, Thompson, & Vasi, 2006; Campbell-Stills & Stein, 2007; Harland, Harrison, Jones, & Reiter-Palmon 2005; Jackson et al., 2007; Tusaie & Dyer, 2004).

A pesar de lo anteriormente expuesto, se ha estudiado muy poco la resiliencia como recurso personal en el lugar de trabajo (García-Izquierdo, Ramos, & García-Izquierdo, 2009; Gilliespie, Chaboyer, & Wallis, 2009; Matos, Neushotz, Quinn, & Fitzpatrick, 2010). Un obstáculo para la utilización de la resiliencia en el ámbito laboral es la falta de trabajos de validación de los instrumentos de medida. Varias escalas han sido diseñadas para evaluar la resiliencia en adultos entre las que destacan la *Resilience Scale* de Wagnild y Young (1993), la *Resilience Scale for Adults* de Friborg, Hjemdal, Rosenvinge y Martinussen (2003) y, sobre todo, la *Connor-Davidson Resilience Scale* (CD-RISC) de Connor y Davidson (2003). Esta última es una de las más aceptadas y utilizadas (Ahem, Kiehl, Lou, & Byers, 2006; Baek et al., 2010; Campbell-Stills & Stein, 2007; Gilliespie et al., 2009; Serrano-Parra et al., 2012; Windle, Bennett, & Noye, 2011).

Connor y Davidson (2003), basándose en los trabajos previos de Kobasa (1979), Rutter (1985) y Lyons (1991), consideran que la resiliencia es una capacidad personal que protege de las situaciones estresantes, es antes un estado que un rasgo y, por lo tanto, modificable. A partir de aquí, plantean que la resiliencia se compone de cinco dimensiones: competencia personal, confianza en los propios instintos, tolerancia a la adversidad, aceptación positiva del cambio, control e influencia espiritual, y diseñan una escala de 25 ítems distribuidos en las dimensiones anteriormente mencionadas. La escala fue validada por los autores con muestras de población general y muestras clínicas (pacientes de atención primaria, psiquiátricos, y pacientes con trastornos de ansiedad y síndrome de estrés postraumático), y presentó adecuados índices de fiabilidad tanto en el alfa de Cronbach (0.89), como en análisis de test-retest (0.87).

Sin embargo, se encuentran resultados contradictorios tanto en estudios con población general como con población trabajadora que tienen que ver fundamentalmente con la

estructura factorial (Campbell-Stills & Stein, 2007; García-Izquierdo et al., 2009; Gilliespie et al., 2009; Jorgensen & Seedat, 2008; Menezes de Lucena, Fernández, Hernández, Ramos, & Contador 2006; Notario-Pacheco et al., 2011; Windle, 2010).

Por ejemplo, el análisis de la escala que realizan Gilliespie et al. (2009) muestra cinco factores, pero tres de ellos no tienen la suficiente fiabilidad. Menezes de Lucena et al. (2006) en una muestra de cuidadores de ancianos indican una estructura de tres factores (competencia personal, capacidad de acción y espiritualidad). Jorgensen y Seedat (2008) resaltan que los datos del análisis factorial exploratorio que realizan sugiere una estructura de dos factores. García-Izquierdo et al. (2009) administran la escala en una muestra multiocupacional y hallan también una estructura empírica de dos factores, que denominan competencia personal y adaptación positiva a los cambios por su semejanza con los factores del mismo nombre de la escala original.

Manzano-García y Ayala (2013) encuentran tres factores: personalidad resistente, recursos y optimismo. Serrano-Parra et al. (2012) en una muestra de mayores (personas entre 60 y 75 años de edad) encuentran también tres factores subyacentes, y adecuada validez convergente, pero con una consistencia interna baja para el tercer factor (alfa de Cronbach de 0.79, 0.79 y 0.56 para cada uno de los factores). Finalmente, Campbell-Stills y Stein (2007) encuentran una estructura de dos factores que denominan resiliencia y persistencia, y después de diferentes análisis factoriales sobre las puntuaciones de una muestra de 764 personas adultas estadounidenses llegan a proponer una escala unidimensional de 10 ítems con una adecuada consistencia interna (alfa de Cronbach de 0.85) y validez de constructo, convergente y discriminante.

La CD-RISC de 10 ítems ha tenido una alta notoriedad derivada sobre todo de su brevedad y de las buenas propiedades psicométricas obtenidas. Así, Wang, Shi, Zhang y Zhang (2010) indican que el análisis factorial exploratorio que realizaron evidencia un único factor, con buena consistencia interna (alfa de Cronbach de 0.91) y fiabilidad de test-retest ($r=0.90$ para un intervalo de dos semanas). En España, Notario-Pacheco et al. (2011) aplicaron la escala a una muestra de 681 jóvenes universitarios y concluyeron que tiene las adecuadas propiedades psicométricas para ser utilizada. Además, Serrano-Parra et al. (2013) mediante análisis factorial confirmatorio encuentran también un factor subyacente, y apropiada validez convergente y consistencia interna (alfa de Cronbach de 0.81). Ahora bien, pocos estudios, se han interesado en demostrar las propiedades psicométricas del CD-RISC en trabajadores, aunque como excepción se puede citar el realizado por Lopes y Martins (2011) en una muestra de 463 trabajadores brasileños donde confirman la estructura unifactorial y obtienen un alfa de Cronbach de 0.82.

El interés de nuestro estudio tiene su origen tanto en la carencia de estudios de validación como en la necesidad de evaluar la resiliencia en trabajadores dadas las características estresantes de los puestos de trabajo actuales. A partir de lo señalado anteriormente, se pretende analizar las propiedades psicométricas de la versión española de 10 ítems de la escala de resiliencia CD-RISC de Connor y Davidson (2003) en una muestra multiocupacional con el fin de decidir sobre su posible utilización en el contexto laboral.

Método

Participantes

Se utilizaron dos muestras dado que; si bien partíamos de un cuestionario validado en otras poblaciones, el hecho de que no estaba probado en trabajadores exige una aproximación estadística más robusta. Así, la utilización de dos métodos de análisis factorial, uno no restrictivo como el análisis factorial exploratorio y otro más restrictivo como el análisis factorial confirmatorio, implica la conveniencia de utilizar dos muestras, maximizando así los beneficios de una validación cruzada y evitando de esta manera una tautología procedural.

La muestra 1 estuvo compuesta por 386 trabajadores (49.7% hombres y 50.3% mujeres), con una media de edad de 35.59 años ($SD=12.01$; rango=18-63 años) y una experiencia profesional media de 9.10 años ($SD=10.15$; rango=2 meses-45 años). Atendiendo a la actividad de la empresa, los participantes se distribuyeron en comercio (22.1%), industria (15.4%), hostelería (13.1%), administración pública (8.8%), sanidad (8.6%), construcción (8.1%), educación (7.5%), agricultura (4.7%) y transporte (3%), y un 6% no incluyó este dato. La mayoría estaban casados o vivían en pareja (71%). Según el nivel de formación reglada, el 36.9% poseía estudios universitarios, el 21.2% primarios, el 18.5% formación profesional y el 17.7% bachillerato. En cuanto al puesto de trabajo, el 54% pertenecían a la categoría de personal de base, el 29.3% eran técnicos y el 9.5% formaban parte del grupo de directivos. El 64.6% estaban contratados de forma indefinida y el resto temporal.

La muestra 2, constó de 238 trabajadores pertenecientes a empresas de distintos sectores socioeconómicos y diferentes ocupaciones de los cuales 124 (52.1%) son hombres y 113 (47.5%) mujeres, con una media de edad de 36.33 años ($SD=11.86$, rango=17-63 años), y una experiencia profesional de 10.12 años ($SD=11.15$, rango=un mes a 45 años). La mayoría de los participantes estaban casados o viven en pareja (169, 71.3%). Según el nivel académico, el 34.2% contaban con estudios universitarios, el 24.1% bachillerato, el 21.9% estudios primarios y el 19.8% formación profesional. En cuanto a la actividad de la empresa, los participantes se distribuyeron entre comercio (26.2%), industria (14.6%), hostelería (12.8%), administración pública (8.2%), sanidad (7.9%), construcción (7.4%), educación (7.3%), agricultura (5.3%) y transporte (3.2%), el resto no incluyó este dato (7.1%). En relación al puesto de trabajo, el 48.5% ocupaban puestos de base (operarios y administrativos), el 40.3% técnicos y el 11.3% directivos. Por último, en cuanto al tipo de contrato, el 53.2% tenían contrato indefinido y el resto temporal.

Procedimiento

La recogida de datos para la muestra 1, se realizó en el puesto de trabajo mediante un protocolo que incluía tanto las instrucciones como el objetivo científico, y compuesto por varios cuestionarios de autoaplicación que fueron entregados a los trabajadores por miembros del equipo investigador; una vez completados, fueron introducidos en un sobre cerrado y recopilados entre enero y marzo de 2012.

Todos los participantes lo hicieron voluntariamente, y se garantizó el anonimato y la confidencialidad. Se entregaron 550 cuestionarios y fueron devueltos 442, de los cuales se rechazaron 56 por no estar correctamente cumplimentados (tasa de respuesta 70%). Con el mismo procedimiento, entre enero y marzo de 2013 se recogió la muestra 2. En este caso, se repartieron 300 cuestionarios, se recogieron 278 y fueron desechados 40 (tasa de respuesta de 79.3%).

Instrumentos

La resiliencia fue evaluada con la versión breve de la CD-RISC en la adaptación española de [Notario-Pacheco et al. \(2011\)](#). Está conformada por 10 ítems (los numerados como 1, 4, 6, 7, 8, 11, 14, 16, 17, 19) de la escala original elaborada por [Connor y Davidson \(2003\)](#).

Mediante esta escala se solicita a los participantes que respondan en qué medida están de acuerdo con cada una de las frases que se les presenta (por ejemplo, el ítem 1: «soy capaz de adaptarme a los cambios»). La forma de respuesta es una escala tipo Likert de cinco puntos desde 0 (*totalmente en desacuerdo*) hasta 4 (*totalmente de acuerdo*).

Para analizar la validez divergente empleamos las variables *burnout*, satisfacción laboral y salud psicológica, tres variables de gran repercusión en el ámbito laboral. El *burnout* ha sido evaluado mediante la escala *Maslach Burnout Inventory-General Survey* de [Schaufeli, Maslach, Leiter y Jackson \(1996\)](#) en la versión española de [Salanova, Schaufeli, Llorens, Peiró y Grau \(2000b\)](#). Esta escala consta de 16 ítems y tres dimensiones: agotamiento emocional, que se refiere a la pérdida de recursos emocionales debido al trabajo (por ejemplo, el ítem 1: «me siento agotado emocionalmente por mi trabajo»); cinismo, que refleja indiferencia y actitudes distantes hacia el trabajo (por ejemplo, el ítem 8: «he perdido interés por mi trabajo desde que empecé en este puesto»), y eficacia profesional, que se refiere a la eficacia percibida en el desarrollo del trabajo (por ejemplo, el ítem 5: «puedo resolver de manera eficaz los problemas que surgen en mi trabajo»). Todos los ítems se valoran mediante una escala de siete puntos que va desde 0 (*nunca*) hasta 6 (*siempre*). Aunque hay cierta controversia sobre su dimensionalidad, la investigación sobre el *Maslach Burnout Inventory* en diferentes ocupaciones ha demostrado la adecuación de la estructura trifactorial ([Halbesleben & Buckley, 2004](#); [Salanova, Grau, Cifré, & Llorens 2000a](#)).

La satisfacción laboral fue evaluada a través de la Escala General de Satisfacción Laboral (*Overall Job Satisfaction*) de [Warr, Cook y Wall \(1979\)](#), adaptada por [Pérez y Fidalgo \(1995\)](#). Es una escala que aprecia la satisfacción con distintos aspectos del ámbito laboral compuesta por 15 ítems (por ejemplo, el ítem 10: «reconocimiento que obtiene por el trabajo bien hecho»), y con 7 opciones de respuesta, desde 1, *muy insatisfecho*, hasta 7, *muy satisfecho*.

La salud fue medida con el Cuestionario General de la Salud GHQ-12 de [Goldberg y Williams \(1988\)](#). Este cuestionario, que ha sido ampliamente utilizado en población española (ver en [Sánchez-López & Dresch, 2008](#)), consta de 12 ítems que se refieren a problemas de bienestar padecidos en las últimas semanas (por ejemplo, el ítem 5: «¿se ha sentido constantemente agobiado y en tensión?»). Se evalúa mediante una escala tipo Likert de 4 puntos desde 1 (*no*,

en absoluto) hasta 4 (*mucho más de lo habitual*). Dado su forma de medida, altas puntuaciones indican peor salud.

Análisis de los datos

Para los datos de la muestra 1, en primer lugar, se realizaron los estadísticos descriptivos de los ítems de la CD-RISC y la consistencia interna con el programa SPSS 19.0. En segundo lugar, con el FACTOR 7.2. ([Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006](#)), programa que permite la utilización de matrices de correlación policórica que están especialmente indicadas cuando los ítems presentan un formato de respuesta tipo Likert ([Muthen & Kaplan, 1992](#)), se efectuó un análisis factorial exploratorio (AFE) con el método de extracción de ejes principales y rotación oblimin.

Con la muestra 2, y mediante el programa EQS 6.1, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio con el método de estimación de máxima verosimilitud.

Por último, con el programa SPSS 19.0 se analizó la consistencia interna, y la validez divergente mediante las correlaciones entre las puntuaciones obtenidas en el CD-RISC y las de las escalas de *burnout*, satisfacción laboral y salud en toda la muestra ($N = 624$).

Resultados

Antes de proceder con el AFE de la escala CD-RISC consideramos diversos criterios para valorar su viabilidad. Así, como se puede observar en la [tabla 1](#), todas las correlaciones entre ítems son estadísticamente significativas a $p < .01$, el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin mostró un valor de 0.92 y el test de esfericidad de Bartlett resultó significativo ($\chi^2 = 1500.4$; $gl = 45$ y $\alpha = 0.00$). Estos valores indican la pertinencia del AFE ([Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999](#)).

Posteriormente, se realizó el AFE ya señalado que determinó una estructura de un único factor que explica el 55.8% de la varianza (ver [fig. 1](#) y [tabla 2](#)). El coeficiente α de Cronbach obtenido fue de 0.87 y la eliminación de ningún ítem mejoraba la fiabilidad de la escala.

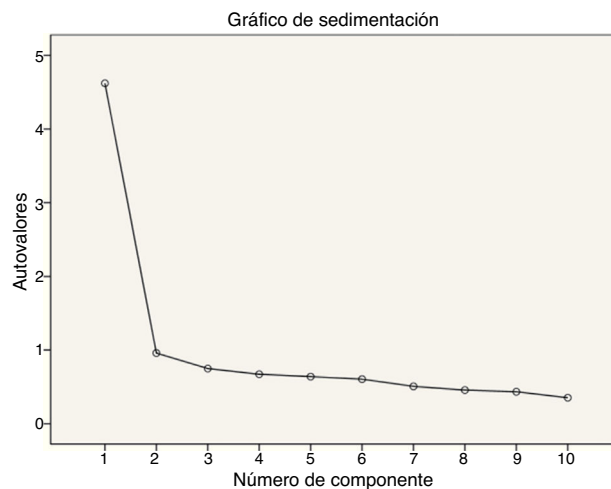


Figura 1 Gráfico de sedimentación de los componentes de la CD-RISC de 10 ítems.

Tabla 1 Media, desviación típica y correlaciones de Pearson entre los 10 ítems del CD-RISC. N = 386

Ítems	Me	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	3.35	0.61									
2	2.74	0.71	0.36								
3	3.12	0.73	0.31	0.35							
4	3.04	0.66	0.35	0.41	0.55						
5	3.17	0.64	0.30	0.31	0.47	0.52					
6	3.06	0.60	0.33	0.44	0.34	0.34	0.36				
7	2.72	0.84	0.28	0.33	0.34	0.49	0.37	0.33			
8	2.64	0.82	0.27	0.28	0.34	0.37	0.34	0.29	0.37		
9	3.09	0.73	0.36	0.39	0.37	0.44	0.46	0.42	0.38	0.44	
10	2.84	0.76	0.32	0.37	0.37	0.46	0.45	0.33	0.46	0.35	0.45

Todas las correlaciones son significativas a $p < .01$.

Tabla 2 Saturación de los 10 ítems de la CD-RISC

Ítems	Saturación
1. Sé adaptarme a los cambios	0.58
2. Puedo manejar cualquier situación	0.65
3. Veo el lado positivo de las cosas	0.67
4. Me puedo manejar bien a pesar de la presión o el estrés	0.74
5. Después de un grave contratiempo suelo «volver a la carga»	0.68
6. Consigo alcanzar mis metas a pesar de las dificultades	0.66
7. Puedo mantener la concentración bajo presión	0.69
8. Difícilmente me desanimo por los fracasos	0.70
9. Me defino como una persona fuerte	0.70
10. Puedo manejar los sentimientos desagradables	0.67

Con el fin de ratificar el modelo obtenido en el AFE, se llevó a cabo un AFC con los datos de la muestra 2. Se utilizó el método de estimación de máxima verosimilitud para explorar las relaciones entre las variables. La bondad de ajuste del modelo propuesto se evaluó mediante diversos indicadores: χ^2 dividido por los grados de libertad, el promedio de los residuales (RMR), el promedio de los residuales estandarizados (RMSEA), el índice de bondad de ajuste GFI y el índice de ajuste comparativo CFI. Para que exista un buen ajuste los valores GFI y CFI deben superar el valor 0.90, los valores RMSEA estar cercanos a 0.05, y el coeficiente χ^2 /gl menor o igual a 3. Los resultados del AFC (que se pueden observar en la [tabla 3](#) y en la [figura 2](#) la representación gráfica del modelo) corroboran el modelo unifactorial.

Seguidamente, se analizó la validez divergente mediante la correlación de constructos distintos y que, según [Lévy-Mangin y Varela \(2006\)](#), no debe superar 0.50. De esta forma, se obtuvieron asociaciones estadísticas entre las puntuaciones de resiliencia y de *burnout* (en sus tres dimensiones), satisfacción laboral y salud psicológica. En la [tabla 4](#) pueden observarse las correlaciones entre dichas variables que aun siendo estadísticamente significativas no superan el criterio señalado. Así, la resiliencia se asocia positivamente con satisfacción laboral y la escala de eficacia profesional. Las asociaciones son negativas con salud, aunque hay que precisar que dada la forma de medida a menor puntuación en resiliencia peor percepción de la salud, y con las escalas del *Maslach Burnout Inventory-General Survey* de agotamiento emocional y cinismo. Todas las correlaciones tienen el sentido teórico esperado.

Discusión

El objetivo de nuestro estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la medida de la resiliencia CD-RISC de 10 ítems en trabajadores. De acuerdo con los datos obtenidos, esta escala posee unas adecuadas propiedades psicométricas.

Al igual que [Campbell-Stills y Stein \(2007\)](#), [Wang et al. \(2010\)](#), [Lopes y Martins \(2011\)](#) y, en España, [Notario-Pacheco et al. \(2011\)](#), se encuentra un único factor que en este caso explica el 55.8% de la varianza. Este porcentaje de varianza es mayor que el encontrado en otros estudios; por ejemplo, [Campbell-Stills y Stein \(2007\)](#) 32%, [Notario-Pacheco et al. \(2011\)](#) 44.1%, [Wang et al. \(2010\)](#) 55.6%, y [Lopes y Martins \(2011\)](#) 38%.

En cuanto a la consistencia interna, en el presente estudio se halló un α de Cronbach de 0.87, algo superior a los expuestos en los estudios de [Campbell-Stills y Stein \(2007\)](#) ($\alpha = 0.85$), [Notario-Pacheco \(2011\)](#) ($\alpha = 0.85$),

Tabla 3 Índices de bondad de ajuste del modelo de un factor del CD-RISC 10

Modelo factorial	χ^2 /gl	CFI	GFI	RMR	RMSEA
Un factor	0.00049	0.95	0.95	0.04	0.05
Adecuación	Buena	Buena	Buena	Buena	Buena

Tabla 4 Estadísticos descriptivos y correlaciones de las variables principales del estudio

	M	Sd	1	2	3	4	5	
Resiliencia	3.26	0.72	($\alpha=0.87$)					
Satisfacción laboral	2.76	0.70	0.41**	($\alpha=0.92$)				
Salud	3.13	0.72	-0.47**	-0.40**	($\alpha=0.88$)			
Agotamiento emocional	2.93	0.67	-0.30**	-0.43**	0.47**	($\alpha=0.86$)		
Cinismo	3.18	0.65	-0.39**	-0.56**	0.37**	0.52**	($\alpha=0.72$)	
Eficacia profesional	3.01	0.67	0.40**	0.52**	-0.29**	-0.19**	-0.45**	($\alpha=0.87$)

Entre paréntesis se muestran los coeficientes de fiabilidad de las escalas.

** $p < .01$. $N = 624$.

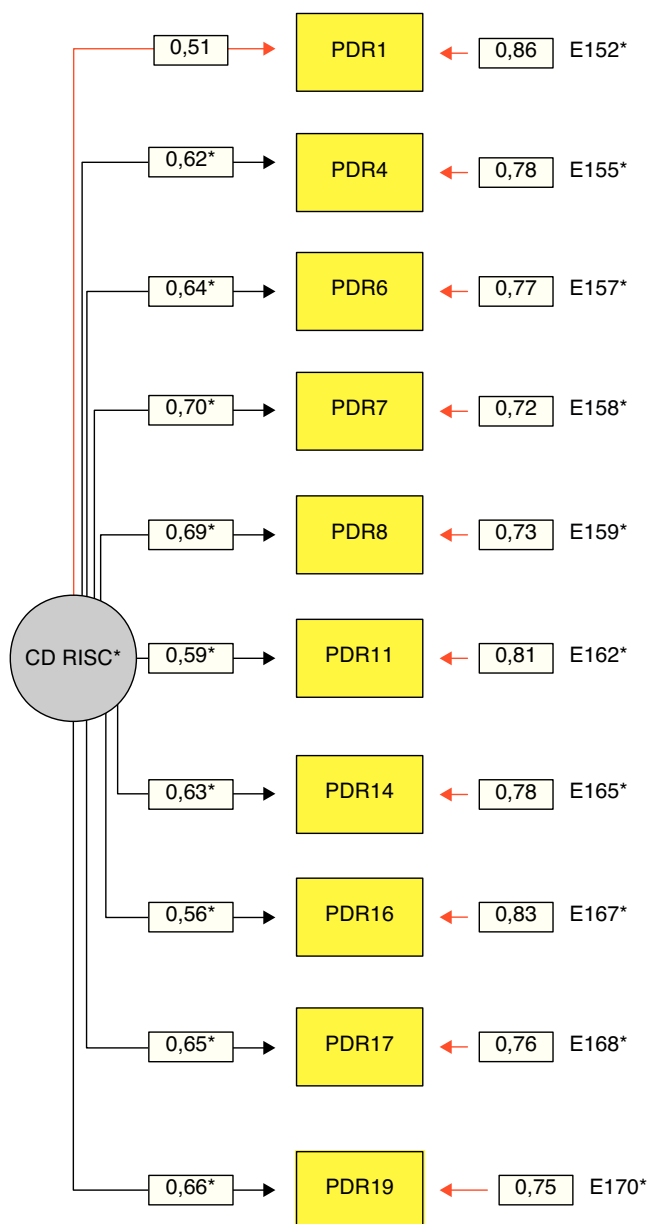


Figura 2 Representación gráfica del modelo del CD-RISC de 10 ítems. $N = 238$.

Lopes y Martins (2011) ($\alpha=0.82$) y Serrano-Parra et al. (2013) ($\alpha=0.81$), pero inferior al obtenido por Wang et al. (2010) ($\alpha=0.91$).

Para analizar la validez se optó por utilizar variables que en el contexto laboral tienen una gran repercusión, como son la salud psicológica percibida, la satisfacción laboral y el burnout. Las relaciones entre las puntuaciones de la escala de resiliencia y las de las variables criterio han sido estadísticamente significativas en todos los casos y en la dirección esperada.

En cuanto a las limitaciones del estudio, en primer lugar, podemos señalar que los datos han sido recogidos mediante autoinforme. Esta es una práctica usual en los estudios que puede dar lugar a un sesgo en la respuesta de los participantes, exacerbar la varianza común y aumentar artificialmente las correlaciones entre variables (Spector, 2006). Además, tiene un efecto limitado en la objetividad de los resultados y en un problema tan complejo como el estudiado siempre es conveniente contar con otras fuentes de recogida de datos para la triangulación de la información.

En segundo lugar, la muestra está compuesta por trabajadores españoles, que tiene sus propias características culturales; por lo tanto, los resultados obtenidos no pueden extrapolarse a otras muestras. Sería interesante la realización de estudios interculturales o transnacionales para verificar si los resultados de nuestro trabajo son semejantes a los de otros países.

En tercer lugar, hemos utilizado un diseño transversal y correlacional que, aunque es habitual en la investigación no deja de plantear inconvenientes; por ejemplo, la imposibilidad de establecer relaciones causales. Las limitaciones llevan a considerar en trabajos próximos la conveniencia de utilizar diseños más sofisticados.

En cuarto lugar, no se debe olvidar que la resiliencia es un concepto multidimensional y puede verse afectado por otros factores tales como biológicos, demográficos o contextuales, esto puede llevar a investigaciones futuras que intenten buscar marcadores biológicos, demográficos o contextuales que pueden aumentar o disminuir la capacidad de recuperación de las personas (Manzano-García & Ayala, 2013).

Es necesario poner de relieve la importancia de contar con un instrumento de medida de la resiliencia en el ámbito laboral. Como se ha comentado anteriormente, la resiliencia es una fortaleza personal que ha sido poco estudiada entre los trabajadores, a pesar de la conveniencia de estudiar su influencia en las personas en situaciones estresantes del trabajo. Con este trabajo se dispone de una medida de

la resiliencia válida y fiable que puede ser utilizada tanto con fines de investigación como de gestión organizativa. En este último sentido, por ejemplo, al ser considerada la resiliencia como una variable estado y maleable (Lyons, 1991; Rutter, 1985), su evaluación facilita en gran medida que los programas de formación y desarrollo de la resiliencia puedan evaluarse.

Como conclusión, en este estudio se proporcionan evidencias de que el CD-RISC de 10 ítems puede utilizarse como una medida de la resiliencia fiable y válida en trabajadores españoles. A lo anterior se une que es un instrumento sencillo y que requiere poco tiempo para ser completado. Esta cualidad es muy importante para su uso en contextos organizativos, fundamentalmente en la gestión de recursos humanos y prevención de riesgos laborales.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Ablett, J. R. & Jones, R. S. (2007). Resilience and well-being in palliative care staff: a qualitative study of hospice nurses' experience of work. *Psychooncology*, 16(8), 733–740.
- Ahern, N., Kiehl, E., Lou, M. & Byers, J. (2006). A review of instruments measuring resilience. *Issues in Comprehensive Pediatric Nursing*, 29(2), 103–125.
- Aspinwall, L. G. & Staudinger, U. M. (2003). *A psychology of human strengths: Fundamental questions and future directions for a positive psychology* (xvi) Washington, DC: American Psychological Association. <http://dx.doi.org/10.1037/10566-000>
- Baek, H. S., Lee, K. U., Joo, E. J., Lee, M. Y. & Choi, K. S. (2010). Reliability and validity of the Korean version of the Connor-Davidson resilience scale. *Psychiatry Investigation*, 7, 109–115.
- Bishop, S., McCullough, B., Thompson, C. & Vasi, N. (2006). Resiliency in the aftermath of repetitious violence in the workplace. *Journal of Workplace Behavioral Health*, 21(3/4), 101–118.
- Campbell-Stills, 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(6), 1019–1028.
- Connor, K. M. & Davidson, J. R. (2003). Development of a new resilience scale: the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depress Anxiety*, 18(2), 76–82.
- 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(2), 65–76. <http://dx.doi.org/10.1002/mpr.143>
- García-Izquierdo, A. L., Ramos, P. J. & 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(2), 135–147.
- Garmezzy, N. (1991). Resilience and vulnerability to adverse developmental outcomes as associated with poverty. *American Behavioral Scientist*, 34, 416–430.
- Garrosa, E., Moreno, B., Liang, Y. & González, J. L. (2008). The relationship between socio-demographic variables, job stressors, burnout, and hard personality in nurses: An exploratory study. *International Journal of Nursing Studies*, 45, 418–427.
- Gilliespie, B. M., Chaboyer, W. & Wallis, M. (2009). The influence of personal characteristics on the resilience of operating room nurses: A predictor study. *International Journal of Nursing Studies*, 46(7), 968–976.
- Goldberg, D. & Williams, P. (1988). *A user's guide to the General Health Questionnaire*. Windsor: Nfer-Nelson.
- Grau, A., Suñer, R. & García, M. M. (2005). Desgaste profesional en el personal sanitario y su relación con los factores personales y ambientales. *Gaceta Sanitaria*, 19(6), 463–470.
- Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, C. W. (1992). *Multivariate data analysis*. Englewoods Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Halbesleben, J. R. & Buckley, M. R. (2004). Burnout in organizational life. *Journal of Management*, 30(6), 859–879.
- Harland, L., Harrison, W., Jones, J. R. & Reiter-Palmon, R. (2005). Leadership behaviors and subordinate resilience. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, 11(2), 2–14.
- Jackson, D., Firtko, A. & Edenborough, M. (2007). Personal resilience as a strategy for surviving and thriving in the face of workplace adversity: a literature review. *Journal of Advanced Nursing*, 60(1), 1–9.
- 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(1), 23–32.
- Kobasa, S. C. (1979). Stressful life events, personality, and health: An inquiry into hardiness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 1–11.
- Lévy-Mangin, J. P. & Varela, J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en Ciencias Sociales*. La Coruña, España: Netbiblo.
- Lopes, V. R. & Martins, M. D. C. F. (2011). Validação fatorial da escala de resiliência de Connor-Davidson (CD-RISC-10) para brasileiros. *Revista Psicologia*, 11(2), 36–50.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88–91.
- Luthans, F., Vogelgesang, G. R. & Lester, P. B. (2006). Developing the psychological capital of resiliency. *Human Resource Development Review*, 5(1), 25–44. <http://dx.doi.org/10.1177/1534484305285335>
- Luthar, S. S. & Becker, B. E. (2002). Privileged but pressured: A study of affluent youth. *Child Development*, 73, 1593–1610.
- Luthar, S., Cicchetti, D. & Becker, B. E. (2000). The construct of resilience: A critical evaluation and guidelines for future work. *Child Development*, 71, 543–562.
- Lyons, J. (1991). Strategies for assessing the potential for positive adjustment following trauma. *Journal Traumatic Stress*, 4, 93–111.
- Magnusson, D. & Mahoney, J. L. (2003). A holistic person approach for research on positive development. En L. G. Aspinwall, & U. M. Staudinger (Eds.), *A psychology of human strengths: Fundamental questions and future directions for a positive psychology* (pp. 227–244). Washington, DC: American Psychological Association.
- Mäkikangas, A. & Kinnunen, U. (2003). Psychosocial work stressors and well-being: Self-esteem and optimism as moderators in a one-year longitudinal sample. *Personality and Individual Differences*, 35, 537–557.
- Manzano-García, G. & Ayala, J. C. (2013). Psychometric properties of Connor-Davidson Resilience Scale in a Spanish sample of entrepreneurs. *Psicothema*, 25(2), 245–251. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2012.18>
- Matos, P. S., Neushotz, L. A., Quinn, M. T. & Fitzpatrick, J. J. (2010). An exploratory study of resilience and job satisfaction among psychiatric nurses working in inpatient units. *International Journal of Mental Health Nursing*, 19, 307–312.
- Menezes de Lucena, V., Fernández, B., Hernández, L., Ramos, F. & Contador, I. (2006). Resiliencia y el modelo de burnout-engagement en cuidadores formales. *Psicothema*, 18, 791–796.
- Muthen, B. & Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables:

- A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45(1), 19–30.
- Notario-Pacheco, B., Solera, M., Serrano, M. D., Bartolomé, R., García-Campayo, J. & Martínez-Vizcaino, V. (2011). Reliability and validity of the Spanish version of the 10 item Connor–Davidson Resilience Scale (10 item CDRISC) in young adults. *Health Quality Life Outcomes*, 9, 63–68.
- Olsson, C. A., Bond, L., Burns, J. M., Vella-Brodrick, D. A. & Sawyer, S. M. (2003). Adolescent resilience: a concept analysis. *Journal of Adolescence*, 26(1), 1–11.
- Pérez, J. & Fidalgo, M. (1995). *Satisfacción laboral: escala general de satisfacción*. Instituto Nacional de Seguridad e Higiene en el Trabajo. Ediciones y Publicaciones Torrelaguna.
- Richardson, G. E. (2002). The metatheory of resilience and resiliency. *Journal of Clinical Psychology*, 58(3), 307–321.
- Rioli, L. & Savicki, V. (2003). Information system organisational resilience. *Omega The International Journal of Management Science*, (31), 227–233.
- Rutter, M. (1985). Resilience in the face of adversity. *British Journal of Psychiatry*, 147, 598–611.
- Salanova, M., Grau, R. M. & Martínez, I. M. (2005). Demandas laborales y conductas de afrontamiento: el rol modulador de la autoeficacia profesional. *Psicothema*, 17(3), 390–395.
- Salanova, M., Grau, R., Cifré, E. & Llorens, S. (2000). Computer training, frequency of use and burnout: the moderating role of computer self-efficacy. *Computers in Human Behaviour*, 16, 575–590. [http://dx.doi.org/10.1016/S0747-5632\(00\)00028-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0747-5632(00)00028-5)
- Salanova, M., Schaufeli, W. B., Llorens, S., Peiró, J. M. & Grau, R. (2000). Desde el burnout al engagement: ¿Una nueva perspectiva? *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 16, 117–134.
- Sánchez-López, M. P. & Dresch, V. (2008). The 12-Item General Health Questionnaire (GHQ-12): Reliability, external validity and factor structure in the Spanish population. *Psicothema*, 20(4), 839–843.
- Schaufeli, W. B., Maslach, C., Leiter, M. P. & Jackson, S. E. (1996). Maslach Burnout Inventory-General Survey. En C. Maslach, S. E. Jackson, & M. P. Leiter (Eds.), *The Maslach Burnout Inventory (3rd.Ed)-Test Manual* (pp. 19–26). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Seligman, M. E. P. & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5–14. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5>
- Serrano-Parra, M. D., Garrido-Abejar, M., Notario-Pacheco, B., Bartolomé-Gutiérrez, R., Solera-Martínez, M. & Martínez-Vizcaino, 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(2), 49–57.
- Serrano-Parra, M. D., Garrido-Abejar, M., Notario-Pacheco, B., Bartolomé-Gutiérrez, R., Solera-Martínez, M. & Martínez-Vizcaino, V. (2013). Validity of the Connor-Davidson resilience scale (10 items) in a population of elderly. *Enfermería Clínica*, 23(1), 14–21. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enfcli.2012.11.006>
- Spector, P. E. (2006). Method variance in organizational research truth or urban legend? *Organizational Research Methods*, 9(2), 221–232.
- Tugade, M. M. & Fredrickson, B. L. (2004). Resilient individuals use positive emotions to bounce back from negative emotional experiences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 86, 320–333.
- Tusaie, K. & Dyer, J. (2004). Resilience: a historical review of the construct. *Holistic Nursing Practices*, 18, 3–8.
- Wagnild, G. M. & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 1(2), 165–178.
- Wang, L., Shi, Z., Zhang, Y. & Zhang, Z. (2010). Psychometric properties of the 10-item Connor–Davidson Resilience Scale in Chinese earthquake victims. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 64(5), 499–504. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1440-1819.2010.02130>
- Warr, P., Cook, J. & Wall, T. (1979). Scales for the measurement of some work attitudes and aspects of psychological well-being. *Journal of Occupational Psychology*, 52(2), 129–148.
- Windle, G. (2010). The Resilience Network: What is resilience? A systematic review and concept analysis. *Reviews in Clinical Gerontology*, 21, 1–18.
- Windle, G., Bennett, K. M., & Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales, *Health and Quality of Life Outcomes*, 9,8. Fecha de consulta: 4 de abril de 2013. Redispone en: <http://www.hqlo.com/content/9/1/8>
- Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Demerouti, E. & Schaufeli, W. B. (2007). The role of personal resources in the job demands-resources model. *International Journal of Stress Management*, 14, 121–141.
- Zellars, K., Hochwarter, W. A., Perrewé, P. L., Hoffman, L. & Ford, E. W. (2004). Experiencing job burnout: The roles of positive and negative traits and states. *Journal of Applied Social Psychology*, 34(5), 887–911. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1559-1816.2004.tb02576>