

## Evidencias psicométricas sobre la validez y fiabilidad del cuestionario de capital psicológico (PCQ-12) en una muestra de trabajadores mexicanos

Soraya Santana-Cárdenas<sup>1\*</sup>, Joao Viseu<sup>2</sup>, María Inmaculada López Núñez<sup>3</sup> y Saul Neves De Jesús<sup>4</sup>

*1 Centro Universitario del Sur de la Universidad de Guadalajara (México).*

*2 Centro de Investigação sobre o Espaço e as Organizações, Universidad do Algarve (Portugal).*

*3 Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid (España).*

*4 Faculdade de Ciências Humanas e Sociais, Universidade do Algarve (Portugal).*

**Resumen:** El capital psicológico es un constructo que se incluye en la teoría del comportamiento positivo de la organización, que se basa en los principios positivos de la psicología. Este concepto está compuesto por cuatro dimensiones, autoeficacia, esperanza, resiliencia y optimismo, que tienen una acción sinérgica. El objetivo de este estudio fue informar sobre las propiedades psicométricas de una de las medidas de capital psicológico, el Cuestionario de Capital Psicológico-12 (CCP-12), en una muestra de 396 trabajadores mexicanos. La estructura factorial de este instrumento se analizó a través de un análisis factorial confirmatorio. La fiabilidad se evaluó con los coeficientes de fiabilidad Alfa y Compuesto de Cronbach. Además, también se evaluaron la validez convergente y discriminante. Con base en estos tres modelos concurrentes, se observó que el modelo que tenía un mejor ajuste estaba compuesto por cuatro factores correlacionados. Se discuten las implicaciones de estos resultados y se proporcionan recomendaciones para futuras investigaciones. Este artículo, que presenta una estructura factorial diferente a la habitual del capital psicológico, sugiere que las diferencias culturales pueden jugar un papel crucial en la forma en que se comporta el constructo evaluado.

**Palabras clave:** capital psicológico; Cuestionario de Capital Psicológico-12; fiabilidad; validez.

**Title:** Validity and reliability evidence of the Psychological Capital Questionnaire-12 in a sample of Mexican workers.

**Abstract:** Psychological capital is a construct that is included in the positive organizational behavior framework, which is based on positive psychology principles. This concept is composed by four dimensions, self-efficacy, hope, resilience, and optimism, which have a synergistic action. The aim of this study was to report the psychometric properties of one of the measures of psychological capital, the Psychological Capital Questionnaire-12 (PCQ-12), in a sample of 396 Mexican workers. This instrument's factor structure was analyzed through a confirmatory factor analysis. Reliability was assessed with the Cronbach's Alpha and Composite Reliability coefficients. Furthermore, convergent and discriminant validity were also evaluated. Based on three concurrent models, it was observed that the model which possessed a better fit was composed by four-correlated factors. The implications of these results are discussed, and recommendations are provided for future researches. This paper, which presents a different factor structure than the usual of psychological capital, suggests that cultural differences may play a crucial role on the way the assessed construct behaves.

**Keywords:** Psychological capital; Psychological Capital questionnaire-12; Reliability; Validity.

### Introducción

A lo largo de varias décadas la psicología se centró única y exclusivamente en el síntoma y la enfermedad. La mayoría de las publicaciones se enfocaban en el síntoma y enfermedad en vez de los recursos psicológicos positivos de los individuos (Myers, 2000; Schaufeli y Salanova, 2007). Sin embargo, este paradigma de la psicología enfocada en los aspectos negativos perdió énfasis con la publicación del artículo de Seligman y Csikszentmihalyi (2000), que defendió que la psicología debía evolucionar en el sentido de estudiar las fortalezas y capacidades psicológicas de los individuos y organizaciones, y de cómo éstas pueden ser mejoradas. La psicología positiva aparece entonces como un paradigma que supone un partaguas a partir de tres pilares: (a) el estudio de la emoción positiva; (b) el estudio de los rasgos positivos, fortalezas y virtudes de las personas; y (c) el estudio de las instituciones positivas que manifiestan virtudes y se sostienen a partir de emociones positivas (Seligman, 2003). Pero, sobre todo, la psicología positiva lo que ha promovido es el estudio de los aspectos positivos del ser humano en un contexto

que ha dado demasiado protagonismo por mucho tiempo a los aspectos negativos (Csikszentmihalyi, 2014).

En medio del escenario de la psicología positiva, el Comportamiento Organizacional Positivo (COP) se vincula a ésta y se propone como un nuevo paradigma herético que estudia la naturaleza y aplicación de fortalezas y capacidades psicológicas positivamente orientadas. El COP cuenta con criterios básicos fundamentales para considerar constructos como positivamente orientados, tales como: (a) poseer una teoría e investigación sólidas; (b) ser estados psicológicos (y por tanto, con posibilidad de aprendizaje y desarrollo a través de programas de prevención e intervención); y (c) tener un impacto positivo en el rendimiento de los trabajadores (Luthans, Youssef-Morgan, y Avolio, 2015; Youssef-Morgan y Luthans, 2015). El capital psicológico positivo respeta todos los criterios arriba citados y, como tal, puede integrarse en el COP (Luthans y Youssef, 2004, 2007). Este concepto surge para suprimir las limitaciones de otros tipos de capital (económico, social y humano) que se han demostrado ineficaces ante los cambios sociales, económicos y laborales registrados en los últimos años (Luthans, Luthans, y Luthans, 2004). Estos cambios tuvieron consecuencias negativas para los colaboradores, tales como la precariedad laboral y la disminución del bienestar (Luthans et al., 2015).

De este modo, este constructo surgió con el objetivo de mejorar los recursos psicológicos de los trabajadores, lo que ha llevado a un gran desarrollo en los estudios relacionados

**\* Correspondence address [Dirección para correspondencia]:**

Soraya Santana-Cárdenas. Centro Universitario del Sur de la Universidad de Guadalajara, México; Avenida Enrique Arreola Silva No. 883, Colonia Centro, C.P. 49000, Ciudad Guzmán, Jalisco (México).

E-mail: [soraya@cusur.udg.mx](mailto:soraya@cusur.udg.mx)

(Avey, 2014). El capital psicológico positivo puede definirse como:

El estado psicológico positivo de un individuo que se caracteriza por: (1) tener confianza (eficacia) para asumir y realizar el esfuerzo necesario y tener éxito en tareas desafiantes; (2) hacer atribuciones positivas (optimismo) de éxito actual y futuro; (3) perseverar en los objetivos y, cuando sea necesario, redireccionar el camino hacia dichas metas (esperanza) para tener éxito; y (4) cuando uno se vea acosado por los problemas y adversidades, mantenerse y recuperarse (resiliencia) para alcanzar el éxito (Luthans, Youssef, y Avolio, 2007, p.3).

### Dimensiones del capital psicológico positivo

La esperanza es un constructo desarrollado por Snyder, Irving y Anderson (1991) a partir de dos constituyentes básicos, la capacidad de planificar los caminos o itinerarios para conseguir los objetivos deseados y la motivación para hacer realidad lo anterior (Luthans et al., 2007). La autoeficacia, este concepto se basa en el trabajo de Bandura (1997) y puede definirse como la capacidad de reunir recursos motivacionales y cognitivos, y desarrollar estrategias para alcanzar los objetivos propuestos (Luthans, Avolio, y Avey, 2014). El estudio de la resiliencia se generó en los años 90 del siglo pasado a partir de investigación en niños y adolescentes en situaciones difíciles, de ahí que se asocie su significado a la palabra adaptación (Wagnild y Young, 1993). La resiliencia es la capacidad para enfrentar las adversidades y recuperarse (Block y Kremen, 1996). Desde el enfoque del COP, la resiliencia es una dimensión proactiva que permite que la adversidad sea vista como una oportunidad para el crecimiento. La resiliencia se ha mostrado predictor de resultados positivos en el entorno laboral y abierta al desarrollo (Sánchez-Teruel y Robles-Bello, 2014; Waite y Richardson, 2004). Los investigadores pioneros en el estudio del optimismo fueron Scheier y Carver (1985) definiéndolo como una atribución positiva que los individuos hacen del contexto y situaciones que experimentan (Luthans, Luthans, y Avey, 2014; Luthans et al., 2015).

La formulación del capital psicológico positivo mediante los cuatro recursos psicológicos citados ha mostrado una sinergia interna a partir del análisis empírico, lo que significa que el capital psicológico es un constructo de orden superior (Luthans, Avolio, Avey, y Norman, 2007). En términos psicométricos esto significa que existe una relación subyacente entre las cuatro dimensiones que actúa como un mecanismo común que contribuye a un impulso motivacional para lograr metas y objetivos (Luthans et al., 2014; Luthans et al., 2015). Los estudios realizados con este constructo, por ejemplo, los meta-análisis de Avey, Reichard, Luthans y Mhatre (2011) y de Rus y Jesus (2010) demostraron que el capital psicológico positivo promueve actitudes y comportamientos laborales deseables (e.g., creatividad, comportamientos de ciudadanía organizacional y satisfacción laboral) a la vez que contribuye a disminuir actitudes y comporta-

mientos inadecuados (cinismo, intención de abandonar la organización, rotación y estrés). Es decir, este constructo permite un mejor funcionamiento de las organizaciones debido a los beneficios que trae para los colaboradores, pudiendo ser considerado como una ventaja competitiva.

### Instrumentos utilizados para la evaluación del capital psicológico positivo

Para evaluar y medir el capital psicológico positivo Luthans et al. (2007) construyeron el *Psychological Capital Questionnaire* (PCQ) compuesto por 24 ítems, *Psychological Capital Questionnaire-24* (PCQ-24), y una versión corta con 12 ítems, *Psychological Capital Questionnaire-12* (PCQ-12; Avey, Avolio, y Luthans, 2011), ambas desarrolladas originalmente en los Estados Unidos de América. Además de estas escalas y dado el interés creciente del estudio del capital psicológico y sus resultados, más recientemente empiezan a surgir nuevos instrumentos de evaluación más específicos a las características del trabajador. Entre ellos podemos destacar el *Compound PyCap Scale* (CPC-12; Lorenz, Beer, Pütz, y Heinitz, 2016), el cuestionario Optimismo, Resiliencia, Esperanza y Autoeficacia (OREA; Meseguer-de Pedro, Solar-Sánchez, Fernández-Valera, y García-Izquierdo, 2017) y el *Psychological Capital* (Gupta y Singh, 2014). Estos instrumentos han mostrado una estructura empírica acorde con el modelo teórico, así como niveles de fiabilidad y validez adecuados.

Veamos con más detalle algunos de los estudios que se han realizado sobre el PCQ-12. Este instrumento se ha validado en otros países como China (Luthans, Avey, Clapp-Smith, y Li, 2008), Nueva Zelanda (Wooley, Caza, y Levy, 2011), Rumanía (Rus, Baban, Jesus, y Andrei, 2012), Portugal (Viseu et al., 2012) y España, en donde se reportan dos validaciones (Léon-Pérez, Antino, y Léon-Rubio, 2017; López-Núñez, Jesus, Viseu, y Santana, en prensa). Cabe señalar también el trabajo de Wersing (2014), este autor realizó un análisis transcultural del PCQ-12 en doce países: Brasil, China, Alemania, India, Italia, México, Polonia, Sudáfrica, Suecia, Turquía, Reino Unido y Estados Unidos de América. Hasta el momento, el trabajo de Wersing (2014) es el único reporte científico que informa sobre las propiedades psicométricas del PCQ-12 en México. Sin embargo, este trabajo utilizó exclusivamente una muestra de directores ejecutivos de empresas. Por otro lado, algunos investigadores propugnan la importancia de ahondar en las propiedades psicométricas del instrumento, para ampliar la discusión sobre el comportamiento del constructo en sectores y culturas diferentes (Antunes, Caetano, y Pina e Cunha, 2017; Dawkins, Martin, Scott, y Sanderson, 2013). Derivado de lo anterior, el objetivo de este trabajo fue estudiar las propiedades psicométricas del cuestionario de capital psicológico positivo en la versión de 12 ítems (PCQ-12) en una población trabajadora mexicana y verificar si se cumple el supuesto de constructo de orden superior. Para ello, se propusieron tres modelos concurrentes: un modelo de segundo-orden, un modelo de primer-orden y un modelo con cuatro factores correlaciona-

dos. En la conceptualización del capital psicológico el modelo que mejor ajuste presenta es el de segundo-orden (e.g., Alessandri, Borgogni, Consiglio, y Mitidieri, 2015; Badran y Youssef-Morgan, 2015; Wooley et al., 2011). No obstante, y debido a posibles variaciones interculturales de este constructo (Antunes et al., 2007), también se propusieron los dos modelos concurrentes arriba citados. A la vista de estos aspectos se definió la siguiente hipótesis de investigación:

Hipótesis 1 (H1): El capital psicológico positivo, medido por el PCQ-12, presenta un mejor ajuste para una muestra de trabajadores mexicanos cuando es conceptualizado como un concepto de segundo-orden.

## Método

### Participantes

Un total de 396 personas respondieron el instrumento de medición. Los participantes fueron obtenidos a través de un muestreo por conveniencia y eran empleados de quince organizaciones de diferentes sectores (de servicio, comercio, y educativo) del estado de Jalisco, México. Los criterios de inclusión fueron, participar de manera voluntaria y estar trabajando en una organización. Se hizo saber a los participantes que los datos proporcionados serían manejados con apego a criterios de anonimato y confidencialidad.

La mayoría de la muestra estuvo compuesta por mujeres (66%,  $n = 256$ ) y 34% ( $n = 132$ ) fueron varones, con una edad promedio de 33 años ( $M = 33.49$ ;  $DT = 10.02$ ). El perfil ocupacional fue diverso: personal operativo (58.9%,  $n = 231$ ), administrativo (18.5%,  $n = 69$ ), docentes (9.3%,  $n = 36$ ), mandos medios (11.2%,  $n = 43$ ) y directivos (2.8%,  $n = 11$ ). En cuanto al nivel de escolaridad: el 6.2% ( $n = 23$ ) de la muestra tenía estudios básicos, 19.9% ( $n = 79$ ) secundaria, 25% ( $n = 99$ ) bachillerato, 6.6% ( $n = 26$ ) estudios técnicos, 32.8% ( $n = 130$ ) estudios universitarios, 2.3% ( $n = 9$ ) posgrado y 1.3% ( $n = 5$ ) carrera trunca. Respecto al estado civil, se identificó que el 47.2% ( $n = 187$ ) eran solteros, 39.9% ( $n = 164$ ) casados y 5% ( $n = 20$ ) divorciados o separados; 25 personas no proporcionaron información (6.3%).

### Instrumento

Se utilizó la versión reducida del PCQ-24 denominado PCQ-12 (Avey et al., 2011). Esta versión está constituida por 12 ítems con seis opciones de respuesta (1- *Totalmente en desacuerdo*; 2 - *Bastante en desacuerdo*; 3 - *Un poco en desacuerdo*; 4 - *Moderadamente de acuerdo*; 5 - *Bastante de acuerdo*; 6 - *Totalmente de acuerdo*). El instrumento cuenta con cuatro dimensiones: autoeficacia (3 ítems), esperanza (4 ítems), resiliencia (3 ítems) y optimismo (2 ítems). Algunos ejemplos de ítems son: *Me siento seguro haciendo presentaciones ante compañeros* (autoeficacia); *Actualmente estoy alcanzado los objetivos profesionales que me había marcado* (esperanza); *Puedo trabajar de manera autónoma si es necesario* (resiliencia); *Soy optimista respecto a mi futuro laboral* (optimismo).

### Procedimiento

En primer lugar, los autores solicitaron la autorización previa para usar el PCQ-12 a los autores del instrumento a través del sitio de Internet *Mind Garden* ([www.mindgarden.com](http://www.mindgarden.com)). Una vez otorgada la autorización, el siguiente paso tuvo como objetivo la traducción del instrumento del inglés al español en un proceso de cuatro etapas, de acuerdo con las consideraciones de van Widenfelt, Treffers, Beurs, Siebelink y Koudijs (2005). Inicialmente, el PCQ-12 fue traducido de su idioma original (inglés) al español, procedimiento efectuado a través de un juez independiente bilingüe y bicultural. A continuación, este mismo instrumento fue objeto de una retroversión, (i.e., retraducción del PCQ-12 de español al inglés). El proceso de retroversión fue realizado por un segundo juez, igualmente bilingüe y bicultural. La tercera fase tuvo como objetivo efectuar una comparación entre las dos versiones obtenidas, en presencia de los dos jueces independientes, para resolver posibles divergencias a nivel del vocabulario empleado. Por último, se procedió a un estudio piloto, se les preguntó a 50 individuos para percibir si la versión obtenida del PCQ-12 necesitaba ajustes en el nivel del contenido de los ítems para hacerlos más comprensibles. De acuerdo a Weeks, Swerissen y Bel-frage (2007), una correcta traducción tiene beneficios en términos de validez y fiabilidad de un instrumento.

El PCQ-12 fue aplicado en contextos laborales, en presencia de los autores y en una única ocasión. Todos los participantes lo hicieron de forma anónima, completamente voluntaria y firmando un consentimiento informado. Los cuestionarios fueron aplicados en formato de papel y lápiz y el promedio de respuesta fue de 15 minutos aproximadamente.

La aplicación se llevó a cabo entre los meses de febrero y mayo de 2016. En relación a la recogida de información, y pese a que no hay un acuerdo acerca del tamaño de la muestra necesaria para ejecutar un análisis factorial confirmatorio (AFC), los autores siguieron las recomendaciones de Pais-Ribeiro (2008), cada ítem debería ser contestado por al menos 5 participantes. Adicionalmente, Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014) recomiendan aplicar el AFC a partir de muestras mayores a 200 participantes. Tanto las premisas de Pais-Ribeiro (2008) como las de Lloret-Segura et al. (2014) fueron respetadas, dado que la muestra final estaba compuesta por 396 individuos.

### Análisis Estadístico

Dado que el PCQ-12 tiene una estructura factorial predefinida, el análisis de las propiedades del instrumento se realizó a partir de un AFC ejecutado con el software *Analysis of Moment Structures* (AMOS) versión 20. Previo a este análisis, los autores evaluaron la distribución normal multivariada a través de los valores de asimetría y curtosis. Además, también se consideró el valor del test de Mardia, para una distri-

bución multivariada normal esta prueba debe presentar valores inferiores a 5 (Byrne, 2010). El resultado de la prueba de Mardia fue superior al valor mencionado. A pesar de este resultado y de acuerdo con Iacobucci (2010), si los valores de asimetría y curtosis no son demasiado altos, el alejamiento de la normalidad no es suficiente para cuestionar los resultados de un modelo.

En la literatura no hay consenso referente a los valores que indiquen la existencia de una distribución normal multivariada, sin embargo algunos autores (e.g., Curran, West, y Finch, 1996) consideran que para el método de estimación de máxima verosimilitud, el más utilizado en modelos de ecuaciones estructurales, valores de asimetría y curtosis de 2 y 7, respectivamente, indican la presencia de una distribución normal multivariada. Los resultados obtenidos respetaron los valores antes citados y no fueron demasiado altos. Por lo tanto, se utilizó el método de máxima verosimilitud para evaluar los datos, ya que éste presenta mayor robustez ante posibles incumplimientos de la normalidad multivariada (Iacobucci, 2010, Marôco, 2010) (Tabla 1).

**Tabla 1.** Análisis Estadístico Uni y Multivariado ( $N = 396$ ).

Item	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>IS</i>	<i>IK</i>
1	4.89	1.145	-1.34	1.70
2	4.71	1.171	-.96	.71
3	4.80	1.188	-1.04	.71
4	5.05	1.084	-1.47	2.45
5	4.98	1.098	-1.21	1.40
6	5.21	.957	-1.78	4.60
7	4.58	1.310	-.95	.49
8	5.01	1.195	-1.49	2.05
9	4.26	1.510	-.75	-.32
10	4.96	1.244	-1.43	1.73
11	5.26	.993	-1.82	4.08
12	5.31	.965	-1.88	4.24

Test de Mardia normalizado padronizado: 53.494

Nota. *M* = Media; *DT* = Desviación típica; *IS* = Índice de asimetría; *IK* = Índice de curtosis.

Inicialmente se propusieron tres modelos para analizar la estructura de los datos: modelo de segundo-orden, modelo de primer-orden y modelo de cuatro factores correlacionados. El modelo de segundo-orden (modelo 1) fue compuesto por cuatro factores: autoeficacia, esperanza, resiliencia y optimismo asociado con un factor de capital psicológico positivo de segundo-orden. La varianza de este modelo fue establecida en uno. En el caso del modelo de primer-orden o modelo unidimensional (modelo 2), se definió que el primer ítem debía presentar una carga factorial de uno. Por último, en el modelo de cuatro factores correlacionados (modelo 3), se decidió que el primer ítem de cada una de las dimensiones podría presentar una carga factorial de uno.

La prueba Chi-cuadrada de bondad de ajuste ( $\chi^2$ ) se empleó para evaluar la calidad del modelo. Sin embargo, esta prueba presenta una limitación relacionada con el tamaño de la muestra, en grandes muestras puede indicar la existencia de diferencias estadísticamente significativas cuando no están presentes. Para superar esta limitación se consideraron el

Índice de Ajuste Comparado (CFI), el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA), la Raíz Media Cuadrática Residual Estandarizada (SRMR) y la prueba de Chi-cuadrado ( $\chi^2/df$ ). Valores de CFI entre .90 y .95 se consideran buenos, a su vez los valores por encima de .95 son muy buenos (Byrne, 2010; Marôco, 2010). Un RMSEA entre .05 y .10 es aceptable y por debajo de .05 es bueno (Byrne, 2010; Marôco, 2010). Además, se estimó también un intervalo de confianza del 90% para este índice (90% RMSEA). Un valor de SRMR por debajo de .08 indica un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999). Por último, los valores de  $\chi^2/df$  inferiores a cinco son aceptables.

Las cargas factoriales obtenidas se compararon con los valores propuestos por Comrey y Lee (1992), excelente ( $>.71$ ), muy bueno ( $>.63$ ), bueno ( $\geq .55$ ), aceptable ( $\geq .45$ ) y pobre ( $>.32$ ). Para mejorar la calidad de los modelos se observaron los índices de modificación. Las diferencias entre los modelos se evaluaron a través del  $\Delta CFI$ , valores superiores a .01 indican los modelos estadísticamente diferentes (Cheung y Rensvold, 2002).

Se comprobó la validez convergente y discriminante. Para observar la existencia de validez convergente se siguieron los valores de la Varianza Media Extractada (AVE), los cuales deben ser superiores a .50 (Bagozzi y Yi, 1988; Sharma, 1996). Por su parte, la validez discriminante fue evaluada a través de la comparación entre los valores de AVE y los coeficientes de correlación de las dimensiones al cuadrado (Fornell y Larcker, 1981).

Por último, la fiabilidad fue evaluada por los coeficientes *Alpha* de Cronbach y Fiabilidad Compuesta (FC). Los resultados obtenidos se clasificaron de acuerdo con la propuesta de Sharma (1996), valores superiores a .90 son excelentes, entre .80 y .90 son muy buenos, entre .70 y .80 son adecuados y por debajo de .50 son pobres.

## Resultados

El modelo 1 (modelo de segundo-orden) presentó un ajuste pobre. La misma situación se observó en el modelo 2 (modelo de primer-orden), sólo el índice SRMR respetó los límites definidos. En oposición, el modelo 3 (cuatro factores correlacionados) registró un buen ajuste (Tabla 2).

**Tabla 2.** Índices de Ajuste para las Estructuras Factoriales Probadas ( $N = 396$ )

Modelo	$\chi^2$	df <sup>a</sup>	$\chi^2/df$	RMSEA	90%RMSEA	SRMR	CFI
Modelo 1	827808*	62	13.352	.177	.166-.188	.335	.634
Modelo 2	355285*	54	6.579	.119	.107-.131	.063	.856
Modelo 3	147212*	48	3.067	.072	.059-.086	.045	.953

Nota. Modelo 1 = modelo de segundo-orden; Modelo 2 = modelo de primer-orden; Modelo 3 = modelo de cuatro factores correlacionados; \*  $p < .01$ ; <sup>a</sup>Grados de libertad.

Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas y poseían el signo esperado (Tabla 3). El ítem nueve tenía una carga factorial pobre en el modelo 2 (mode-

lo de primer-orden), de acuerdo con la clasificación de Comrey y Lee (1992).

**Tabla 3.** Cargas Factoriales de los Ítems PCQ-12 en los Modelos Propuestos ( $N = 396$ )

Ítems	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	$\lambda^a$	$\delta^b$	$\lambda$	$\delta$	$\lambda$	$\delta$
Autoeficacia	.49 (.85;.86) <sup>c</sup>	-	-	-	(.85;.85)	-
Ítem 1	.82	.67	.71	.51	.80	.64
Ítem 2	.84	.70	.71	.51	.84	.70
Ítem 3	.79	.62	.73	.53	.80	.63
Esperanza	.40 (.79;.79)	-	-	-	(.79;.79)	-
Ítem 4	.69	.48	.69	.47	.70	.49
Ítem 5	.71	.50	.69	.48	.72	.53
Ítem 6	.79	.62	.71	.51	.75	.57
Ítem 7	.59	.35	.60	.36	.62	.39
Resiliencia	.39 (.58;.59)	-	-	-	(.58;.57)	-
Ítem 8	.61	.37	.58	.34	.63	.40
Ítem 9	.49	.24	.25	.06	.35	.12
Ítem 10	.61	.37	.57	.33	.67	.45
Optimismo	.42 (.81;.82)	-	-	-	(.81;.82)	-
Ítem 11	.82	.66	.72	.52	.84	.70
Ítem 12	.84	.70	.71	.51	.82	.67
PsyCap	-	-	(.88;.90)	-	-	-

*Nota.* Modelo 1 = modelo de segundo-orden; Modelo 2 = modelo de primer-orden; Modelo 3 = modelo de cuatro factores correlacionados; <sup>a</sup>Cargas factoriales; <sup>b</sup>Unicidad ítem; <sup>c</sup>Coefficientes *Alpha* de Cronbach y FC.

Después de la evaluación inicial de las estructuras factoriales propuestas, se analizaron los índices de modificación para posibles mejoras en el ajuste de los modelos, particularmente en cuanto a las posibles covarianzas entre los errores de los ítems de PCQ-12. Se identificó un par de ítems, ítems nueve y diez, posteriormente se evaluó su significación estadística. Por lo tanto, los tres modelos se reespecificaron con esta covarianza (Tabla 4).

**Tabla 4.** Índices de Ajuste para las Estructuras Factoriales Reespecificadas ( $N = 396$ )

Modelo	$\chi^2$	df <sup>a</sup>	$\chi^2/df$	RMSEA	90%RMSEA	SRMR	CFI
Modelo 1	611522*	61	10.025	.151	.141-.162	.299	.737
Modelo 2	319740*	53	6.033	.100	.088-.112	.055	.902
Modelo 3	146389*	47	3.115	.064	.050-.078	.038	.964

*Nota.* Modelo 1 = modelo de segundo-orden; Modelo 2 = modelo de primer-orden; Modelo 3 = modelo de cuatro factores correlacionados; \*\*  $p < .01$ ; <sup>a</sup>Grados de libertad.

Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas y mostraron el signo esperado (Tabla 5). Como en el caso anterior, el ítem nueve, en los modelos 2 y 3, informó de un factor de carga deficiente (Comrey y Lee, 1992).

El modelo 1 (modelo de segundo-orden) obtuvo un mal ajuste, no respetando cualquiera de los valores de corte para cada índice. A su vez, los modelos 2 (modelo de primer-orden) y 3 (cuatro factores correlacionados) presentaron un buen ajuste, sin embargo, fueron estadísticamente diferentes

( $\Delta CFI = -.62$ ). El modelo 3 poseía el mejor ajuste demostrando buenos valores para todos los índices seleccionados. Estos resultados son contrarios a la Hipótesis 1 planteada, en la que se mencionó que el modelo de segundo-orden sería el más adecuado para conceptualizar el capital psicológico positivo en una muestra de trabajadores mexicanos. Así, se puede afirmar que la hipótesis de investigación avanzada fue refutada por los datos obtenidos. En relación a las cargas factoriales de los ítems, excepto el ítem nueve en los modelos 2 ( $\lambda = .23$ ) y 3 ( $\lambda = .28$ ), todos los ítems restantes oscilaron entre aceptable ( $\lambda = .47$ ) y excelente ( $\lambda = .88$ ). Esta clasificación se basó en los supuestos de Comrey y Lee (1992), pudiendo afirmarse que los indicadores de este instrumento, excluyendo el ítem nueve, poseen fiabilidad individual, dado que sus cargas factoriales fueron superiores a .45.

**Tabla 5.** Cargas Factoriales de los Ítems de PCQ-12 en los Modelos Reespecificados ( $N = 396$ )

Ítems	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	$\lambda^a$	$\delta^b$	$\lambda$	$\delta$	$\lambda$	$\delta$
Autoeficacia	.40 (.85;.86) <sup>c</sup>	-	-	-	(.85;.87)	-
Ítem 1	.82	.67	.73	.54	.82	.67
Ítem 2	.84	.70	.74	.54	.85	.73
Ítem 3	.79	.62	.75	.56	.81	.66
Esperanza	.36 (.79;.82)	-	-	-	(.79;.82)	-
Ítem 4	.73	.54	.69	.48	.73	.54
Ítem 5	.74	.55	.69	.48	.76	.57
Ítem 6	.82	.67	.71	.50	.78	.61
Ítem 7	.63	.40	.60	.36	.65	.43
Resiliencia	.30 (.58;.56)	-	-	-	(.58;.54)	-
Ítem 8	.59	.35	.58	.35	.64	.41
Ítem 9	.47	.22	.23	.05	.28	.08
Ítem 10	.58	.33	.55	.30	.65	.42
Optimismo	.42 (.81;.87)	-	-	-	(.81;.86)	-
Ítem 11	.88	.78	.68	.47	.86	.74
Ítem 12	.88	.77	.67	.45	.88	.78
PsyCap	-	-	(.88;.89)	-	-	-

*Nota.* Modelo 1 = modelo de segundo-orden; Modelo 2 = modelo de primer-orden; Modelo 3 = modelo de cuatro factores correlacionados; <sup>a</sup>Cargas factoriales; <sup>b</sup>Unicidad ítem; <sup>c</sup>Coefficientes *Alpha* de Cronbach y FC.

Una vez que el modelo 3 fue el que presentó un mejor ajuste, se calculó la validez convergente y discriminante sobre la base de los resultados obtenidos en él. Los valores de AVE registrados respetaron el punto de corte (*cut-off*) definido por la literatura (.50) a excepción de la dimensión resiliencia. Si se opta por calcular la validez convergente de esta dimensión eliminando el ítem nueve, porque éste obtuvo una carga factorial pobre, se puede observar que los valores alcanzados mejoraron sustancialmente (.42) (Tabla 6). Sin embargo, este valor no es suficiente para considerar que esta dimensión presenta validez convergente. En la Tabla 6 se pueden encontrar también los valores de validez discriminante. Del análisis de esta tabla se puede concluir que las dimensiones del instrumento analizado poseen una adecuada

validez discriminante. Finalmente, con respecto a la fiabilidad, todos los valores fueron aceptables, oscilando de adecuado (.79) a bueno (.89) (Sharma, 1996). Una excepción se observó en la dimensión de resiliencia, en los modelos 1 y 3.

**Tabla 6.** Valores de Validez Convergente y Discriminante ( $N = 396$ )

Dimensiones	1.	2.	3.	4.
1. Autoeficacia	<b>.68</b>			
2. Esperanza	.44	<b>.54</b>		
3. Resiliencia	.27	.34	<b>.42</b>	
4. Optimismo	.31	.42	.36	<b>.76</b>

*Nota.* En negrita se señalan los valores de AVE. Los demás valores se refieren al coeficiente de correlación al cuadrado.

Con el objetivo de solucionar las limitaciones planteadas por el ítem nueve tanto al nivel de la fiabilidad individual de los ítems como al nivel de la fiabilidad de la dimensión resiliencia, se calculó el modelo 3, el que tuvo un mejor ajuste, sin el ítem arriba mencionado. Los resultados obtenidos respetaron los valores de corte definidos ( $\chi^2(39) = 107.592$ ,  $p < .01$ ;  $\chi^2/df = 2.579$ ; RMSEA = .067; 90%RMSEA = [.052-.082]; SRMR = .058; CFI = .966) que fueron, en general, buenos. En la Tabla 7 se encuentran los valores de las cargas factoriales de los ítems del PCQ-12 y los resultados de fiabilidad para el modelo 3 con la exclusión del ítem nueve.

**Tabla 7.** Cargas factoriales de los Ítems del PCQ-12 para el Modelo 3 con la Exclusión del Ítem Nueve ( $N = 396$ )

Ítems	Modelo 3	
	$\lambda^a$	$\delta^b$
Autoeficacia	(.85;.87) <sup>c</sup>	-
Ítem 1	.82	.67
Ítem 2	.85	.73
Ítem 3	.81	.66
Esperanza	(.79;.82)	-
Ítem 4	.74	.54
Ítem 5	.76	.57
Ítem 6	.78	.61
Ítem 7	.65	.43
Resiliencia	(.53;.59)	-
Ítem 8	.64	.41
Ítem 10	.65	.42
Optimismo	(.81;.86)	-
Ítem 11	.86	.74
Ítem 12	.88	.78

*Nota.* Modelo 3 = modelo de cuatro factores correlacionados; <sup>a</sup>Cargas factoriales; <sup>b</sup>Unicidad ítem; <sup>c</sup>Coefficientes *Alpha* de Cronbach y FC.

Como se puede observar, la eliminación del ítem nueve del modelo 3 condujo a una mejor fiabilidad individual de los ítems del PCQ-12, variando sus cargas factoriales entre .64 y .88, es decir, de acuerdo con la clasificación de Comrey y Lee (1992), entre muy buena y excelente. En el nivel de consistencia interna la eliminación del ítem nueve no produjo cambios significativos, dado que la dimensión resiliencia continuó presentando un valor inferior a .70.

## Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo evaluar las propiedades psicométricas, en particular de validez y fiabilidad, del cuestionario PCQ-12 en una muestra de trabajadores mexicanos y observar si en capital psicológico positivo se comporta como un constructo de segundo-orden. En este trabajo, a partir del AFC, se analizaron tres modelos concurrentes y se comprobó que el modelo de cuatro factores correlacionados es el que presenta mejores resultados de ajuste, lo que indica que cada una de las cuatro dimensiones del capital psicológico positivo tiene una identidad propia e interaccionan entre sí. Estos resultados no coincidieron con lo señalado en la H1, que planteó que el capital psicológico positivo, medido por el PCQ-12, en una muestra de trabajadores mexicanos presentaría una estructura factorial.

Nuestros resultados son coincidentes con los obtenidos por Portugal, España y Brasil (Formiga, Viseu, y Jesus, 2014; López-Núñez et al., en prensa; Viseu et al., 2012) quienes también describen un modelo de cuatro factores relacionados y que representan igualmente culturas latinas, diferentes a la población que dio origen al PCQ-12, aportando nueva información sobre el comportamiento del constructo en culturas con lenguas diferentes al inglés, posibilidad avanzada anteriormente por Rus et al. (2012). En este sentido, Azanza, Domínguez, Moriano y Molero (2014) señalan cómo pruebas con muestras diferentes y variadas en su composición pueden dar lugar a composiciones de factores diferentes.

Los resultados que se presentan dan cuenta de una consistencia interna global muy buena para el PCQ-12 en la muestra estudiada. La opción de presentar un valor global se basó en los trabajos de Avey et al. (2011), Rus et al. (2012) y Viseu et al. (2012). Esta situación permite resolver una cuestión planteada por estudios pasados (e.g., León-Pérez et al., 2017), donde se verificó que existe una gran variabilidad en los valores de consistencia interna de este instrumento, debiéndose presentar un valor de fiabilidad global y valorar los resultados obtenidos en la AFC (Rus et al., 2012; Urbina, 2004). Los resultados obtenidos están en consonancia con el análisis de la fiabilidad en otros países, (e.g., China, Australia y Rumanía reportan índices totales de .68, .88 y 90, respectivamente y no ahondan por dimensión) (Wernsing, 2014).

En cuanto a los análisis por dimensiones, Dawkins et al. (2013) en una revisión psicométrica de 29 estudios destacaron que las dimensiones optimismo y resiliencia tienden a ser más bajas que las dimensiones de autoeficacia y esperanza. En el caso de la dimensión resiliencia, validaciones previas en otras poblaciones reportan también una pobre fiabilidad (León-Pérez et al., 2017; López-Núñez et al., en prensa; Viseu et al., 2012). Estos datos parecen indicar que la dimensión de resiliencia tiende a mostrar una fiabilidad menor, lo que apunta a que hay una mayor fluctuación de respuestas y la dimensión parece no discriminar adecuadamente este constructo (Martínez, Hernández, y Hernández, 2014). Esta situación fue también observada en nuestro estudio donde, a excepción de la resiliencia, todas las otras dimensiones obtuvieron resultados considerados muy buenos (Sharma, 1996). Las cargas factoriales de los ítems variaron entre aceptable y

excelente, a excepción del ítem nueve (perteneciente a la dimensión resiliencia) en los modelos 2 y 3 (Comrey y Lee, 1992). Dado que el modelo 3 fue el que presentó un mejor ajuste, se probó su funcionamiento con la eliminación del ítem en cuestión. Así, fue posible verificar que en esta situación los ítems del modelo con cuatro factores correlacionados poseían una carga factorial que variaba entre muy bueno y excelente (Comrey y Lee, 1992). Estos resultados fueron superiores a los obtenidos en estudios anteriores (e.g., López-Núñez et al., en prensa; Rus et al., 2012; Viseu et al., 2012).

Los datos obtenidos parecen indicar que, a pesar de ser conceptos complementarios y de actuar sinérgicamente, la autoeficacia, el optimismo, la resiliencia y la esperanza son constructos distintos (Bagozzi y Yi, 1988; Fornell y Larcker, 1981; Sharma, 1996). Sin embargo, estos resultados lejos de disminuir el interés del trabajo lo que hacen es añadir información interesante a la investigación sobre el PCQ 12 y la conceptualización teórica del constructo del capital psicológico en los casos en los que tiene un comportamiento diferente al señalado por los autores del instrumento (Rego, Marques, Leal, Sousa, y Pina e Cunha, 2010). Dawkins et al. (2013), van más allá de estas consideraciones y señalan: “se sugieren estudios adicionales, fuera del equipo de autoría principal del PCQ para fomentar la replicación independiente” (p. 355-357) y en este sentido, “un resultado contra teórico puede ser tan valioso como el de apoyo” (Rego et al., 2017, p. 1533).

Los resultados indican que el PCQ-12 puede ser considerado un instrumento valioso para medir el capital psicológico positivo en muestras de trabajadores mexicanos, pero es necesario colmar algunas lagunas detectadas en la dimensión resiliencia, tal como se verifica en estudios realizados en otros países (e.g., López-Núñez et al., en prensa; Viseu et al., 2012). Los datos obtenidos a partir de los análisis de fiabilidad y validez sugieren la eliminación del ítem nueve en esta dimensión. Con su eliminación fue posible observar una mejora en la fiabilidad individual de los mismos. Sin embargo, los valores de consistencia interna y de validez convergente para la dimensión resiliencia no mejoraron significativamente. Por lo tanto, las limitaciones detectadas pueden no ser *per se* del ítem nueve, sino de la dimensión resiliencia. Una posibilidad es que la dimensión resiliencia debiera ser reformulada probando nuevas combinaciones de ítems. Para ello se podrían seleccionar elementos de la dimensión resiliencia presentes en el PCQ-24 y probar su inclusión en el PCQ-12 en sustitución de los elementos actuales. Los estudios futuros pueden seguir esta dirección a través de dos vías, (a) realizar un análisis factorial exploratorio (AFE) con los ítems del PCQ-24 y seleccionar los mejores elementos para cada dimensión, incluyendo la dimensión resiliencia, procurando mantener el número original de ítems de cada dimensión; o (b) realizar una AFC con los elementos originales del PCQ-12 para las dimensiones autoeficacia, esperanza y optimismo, e incluir nuevas combinaciones de elementos de resiliencia

para probar aquellos que mejor se adecuan a la solución factorial.

Este trabajo no está exento de limitaciones que deben ser consideradas, por ejemplo el tamaño de la muestra. El número de participantes no es representativo de la población trabajadora mexicana, por lo que debería ampliarse la muestra tanto en términos geográficos como en características laborales, así como emplear procedimientos que representen adecuadamente a la muestra evaluada (sea por población, por sector económico, por estatus, etc.). En cuanto a la utilización del instrumento de evaluación y diseño de la investigación, hubiera sido conveniente evaluar otras variables (e.g., satisfacción laboral) para observar el comportamiento del PCQ-12. La utilización de un diseño transversal también presenta sus dificultades, ya que el capital psicológico positivo puede verse influido por variables sociodemográficas, como los años de experiencia laboral, y de índole organizacional como la cultura, el clima y la salud organizacional,

Futuras líneas de investigación deberían analizar la validez convergente y discriminante del capital psicológico positivo con respecto a otros constructos (Antunes et al., 2017). Otra línea de investigación sería el diseño de estudios longitudinales con variables antecedentes que influyan en este constructo (e.g., variables sociodemográficas y variables ligadas al contexto laboral), tal y como sugiere Avey (2014) además de procurar comprender cómo el capital psicológico positivo se comporta como variable moderadora y mediadora, hecho que permitiría una evolución en esta área de investigación dado que hasta el momento sólo se ha enfocado en los resultados (Newman, Ucbasaran, Zhu, y Hirst, 2014). Otros estudios de validación deberían considerar el contenido de los ítems del PCQ-12 y utilizar conjuntamente otros instrumentos de evaluación del capital psicológico (e.g., Cuestionario OREA; Meseguer-de Pedro et al., 2017), ya que la formulación de algunos ítems puede no ser relevante para todos los tipos de trabajadores (Meseguer-de Pedro et al., 2017). Por último, también son necesarios estudios transculturales para medir cómo este constructo se comporta tanto en términos de estructura factorial como en términos de su relación con otras variables en contextos distintos.

Es conveniente también destacar las implicaciones de este trabajo que aporta datos interesantes y novedosos respecto al PCQ-12 y la conceptualización teórica del capital psicológico positivo. Por un lado, supera algunas limitaciones respecto a la evaluación psicométrica del instrumento ya que habitualmente sólo se reportan valores de consistencia interna para las dimensiones del PCQ-12, no incluyendo evidencias de validez (Viseu et al., 2012). En este trabajo se probaron soluciones alternativas para eliminar las deficiencias psicométricas observadas, en particular a nivel de consistencia interna de algunas dimensiones y fiabilidad individual de los elementos (Dawkins et al., 2013) y se incluyeron datos sobre la validez convergente y discriminante. En la muestra estudiada se ha observado que todas las dimensiones del instrumento presentan una adecuada validez convergente, excluyendo la dimensión de resiliencia. En cuanto a la validez dis-

criminante es posible afirmar que las dimensiones del capital psicológico positivo son independientes, aunque actúen de forma sinérgica para promover los recursos psicológicos positivos de los individuos, lo cual tiene implicaciones prácticas

en el entorno organizacional ya que cada una de las dimensiones puede ser identificada y desarrollada para mejorar el desempeño, así como promover el capital psicológico en los empleados (Dawkins et al., 2013; Rego et al., 2010).

## Referencias

- Alessandri, G., Borgogni, L., Consiglio, C., & Mitidieri, G. (2015). Psychometric properties of the Italian version of the Psychological Capital Questionnaire. *International Journal of Selection and Assessment*, *23*, 149-159. doi: 10.1111/ijsa.12103
- Antunes, A. C., Caetano, A., & Pina e Cunha, M. (2017). Reliability and construct validity of the Portuguese version of the Psychological Capital Questionnaire. *Psychological Reports*, *120*, 520-536. doi: 10.1177/0033294116686742
- Avey, J. (2014). The left side of psychological capital: New evidence on the antecedents of PsyCap. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, *21*, 141-149. doi: 10.1177/1548051813515516
- Avey, J. B., Avolio, B. J., & Luthans, F. (2011). Experimentally analyzing the impact of leader positivity on follower positivity and performance. *Leadership Quarterly*, *22*, 282-294. doi: 10.1016/j.leaqua.2011.02.004
- Avey, J. B., Reichard, R. J., Luthans, F., & Mhatre, K. H. (2011). Meta-Analysis of the impact of positive psychological capital on employee attitudes, behaviors, and performance. *Human Resource Development Quarterly*, *22*, 127-152. doi: 10.1002/hrdq.20070
- Azanza, G., Domínguez, Á. J., Moriano, J. A., & Molero, F. J. (2014). Capital psicológico positivo: Validación del cuestionario PCQ en España. *Anales de Psicología*, *30*, 294-301. doi: 10.6018/analesps.30.1.153631
- Badran, M., & Youssef-Morgan, C. (2015). Psychological capital and job satisfaction in Egypt. *Journal of Managerial Psychology*, *30*, 354-370. doi: 10.1108/JMP-06-2013-0176
- Bagozzi, R., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *16*(1), 74-94.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, NY: Freeman.
- Block, J., & Kremen, A. M. (1996). IQ and ego-resiliency: Conceptual and empirical connections and separateness. *Journal of Personality and Social Psychology*, *70*, 349-361. doi: 10.1037/0022-3514.70.2.349
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, application, and programming* (2nd ed.). New York, NY: Routledge.
- Cheung, G., & Rensvold, R. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Comrey, A., & Lee, H. (1992). *A first course in factor load analysis* (2nd ed.). New York, NY: Erlbaum.
- Csikszentmihalyi, M. (2014). *Flow and the foundations of positive psychology: The collected works of Mihaly Csikszentmihalyi*. Claremont, CA: Springer.
- Curran, P., West, S., & Finch, J. (1996). The robustness of test statistics to non-normality and specification error in confirmatory factor load analysis. *Psychological Methods*, *1*, 16-29. doi: 10.1037/1082-989X.1.1.16
- Dawkins, S., Martin, A., Scott, J., & Sanderson, K. (2013). Building on the positives: A psychometric review and critical analysis of the construct of psychological capital. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, *86*, 348-370. doi:10.1111/joop.12007
- Formiga, N., Viseu, J., & Jesus, S. N. (2014). Empirical verification of a measure of positive psychological capital in Brazilian workers. *Eureka*, *11*, 284-300.
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*, 39-50. doi: 10.2307/3151312
- Gupta, V., & Singh, S. (2014). Psychological capital as a mediator of the relationship between leadership and creative performance behaviors: Empirical evidence from the Indian R&D sector. *The International Journal of Human Resource Management*, *25*, 1373-1394. doi: 10.1080/09585192.2013.870311
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Iacobucci, D. (2010). Structural equation modeling: Fit indices, sample size, and advanced topics. *Journal of Consumer Psychology*, *20*, 90-98. doi: 10.1016/j.jcps.2009.09.003
- Léon-Pérez, J. M., Antino, M., & Léon-Rubio, J. M. (2017). Adaptation of the short version of the Psychological Capital Questionnaire (PCQ-12) into Spanish. *Revista de Psicología Social*, *32*, 196-213. doi: 10.1080/02134748.2016.1248024
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, *30*, 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- López-Núñez, M. I., Jesus, S. N., Viseu, J., & Santana, C. S. (en prensa). Capital psicológico de los trabajadores españoles: Análisis factorial confirmatorio del PCQ-12. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*.
- Lorenz, T., Beer, C., Pütz, J., & Heinitz, K. (2016). Measuring psychological capital: construction and validation of the compound PsyCap scale (CPC-12). *PLoS one*, *11*, e0152892. doi: 10.1371/journal.pone.0152892
- Luthans, F., Avey, J., Clapp-Smith, R., & Li, W. (2008). More evidence on the value of Chinese workers' psychological capital: A potentially unlimited competitive resource? *The International Journal of Human Resource Management*, *19*, 818-827. doi:10.1080/09585190801991194
- Luthans, F., Avolio, B. J., Avey, J. B., & Norman, S. M. (2007). Positive psychological capital: Measurement and relationship with performance and satisfaction. *Personnel Psychology*, *60*, 541-572. doi: 10.1111/j.1744-6570.00083.x
- Luthans, F., Avolio, B. J., & Avey, J. B. (2014). *Psychological capital questionnaire: Manual development, applications, & research*. Menlo Park, CA: Mind Garden Inc.
- Luthans, B., Luthans, K., & Avey, J. (2014). Building the leaders of tomorrow: The development of academic psychological capital. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, *21*, 191-199. doi: 10.1177/1548051813517003
- Luthans, F., Luthans, K. W., & Luthans, B. C. (2004). Positive psychological capital: Beyond human and social capital. *Business Horizons*, *47*, 45-50. doi: 10.1016/j.bushor.2003.11.007
- Luthans, F., & Youssef, C. M. (2004). Human, social, and now positive psychological capital management: Investing in people for competitive advantage. *Organizational Dynamics*, *33*, 143-160. doi:10.1016/j.orgdyn.2004.01.003
- Luthans, F., & Youssef, C. M. (2007). Emerging positive organizational behavior. *Journal of Management*, *33*, 321-349. doi: 10.1177/0149206307300814
- Luthans, F., Youssef, C., & Avolio, B. (2007). *Psychological capital: Developing the human competitive edge*. New York, NY: Oxford University Press.
- Luthans, F., Youssef-Morgan, C., & Avolio, B. J. (2015). *Psychological capital and beyond*. New York, NY: Oxford University Press.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações*. Pêro Pinheiro, Portugal: ReportNumber.
- Martínez, A., Hernández, L., & Hernández, L. (2014). *Psicometría*. Madrid, España: Alianza Editorial.
- Meseguer-de Pedro, M., Soler-Sánchez, M. I., Fernández-Valera, M. M., & García-Izquierdo, M. (2017). Evaluation of psychological capital in Spanish workers: design and empirical structure of the OREA questionnaire. *Anales de Psicología*, *33*, 713-721. doi: 10.6018/analesps.33.3.238571
- Myers, D. (2000). The funds, friends and faith of happy people. *American Psychologist*, *55*, 56-67. doi: 10.1037/0003-066X.55.1.56
- Newman, A., Ucbasaran, D., Zhu, F., & Hirst, G. (2014). Psychological capital: A review and synthesis. *Journal of Organizational Behavior*, *35*(S1), S120-S138. doi: 10.1002/job.1916



- Pais-Ribeiro, J. (2008). *Metodologia de investigação em psicologia e saúde*. (2.ª ed.). Porto, Portugal: Legis Editora.
- Rego, A., Marques, C., Leal, S., Sousa, F., & Pina e Cunha, M. (2010). Psychological capital and performance of Portuguese civil servants: Exploring neutralizers in the context of an appraisal system. *The International Journal of Human Resource Management*, *21*, 1531-1552. doi: 10.1080/09585192.2010.488459
- Rus, C., Baban, A., Jesus, S. N., & Andrei, D. (2012). An analysis of the psychometric properties of the Psychological Capital Questionnaire-12. *Journal of Educational Sciences & Psychology*, *2*, 110-122.
- Rus, C., & Jesus, S. N. (2010). Psychological capital in organizational context: A meta-analytic study. In M. Milcu (Ed.), *Modern Psychology Research: Quantitative research vs. Qualitative research?* (pp. 142-151). Sibiu, Romania: Editura Universitara.
- Sánchez-Teruel, D., & Robles-Bello, M. A. (2015). Escala de resiliencia 14 ítems (RS-14): propiedades psicométricas de la versión en español. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, *40*, 103-113.
- Schaufeli, W., & Salanova, M. (2007). Work engagement: An emerging psychological concept and its implications for organizations. In S. Gilliland, D. Steiner, & D. Skarlicki (Eds.), *Research in social issues in management: Vol. 5 managing social and ethical issues in organizations* (pp. 135-177). Greenwich, CT: Information Age.
- Scheier, M. F., & Carver, C. S. (1985). Optimism, coping, and health: Assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology*, *4*, 219-247. doi: 10.1037/0278-6133.4.3.219
- Seligman, M. (2003). *La auténtica felicidad*. Barcelona, España: Ediciones B.S.A.
- Seligman, M., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive Psychology: An introduction. *American Psychologist*, *55*, 5-14. doi: 10.1037/0003-066X.55.1.5
- Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*. New York, NY: John Wiley and Sons Inc.
- Snyder, C., Irving, L., & Anderson, J. (1991). Hope and health. In C. Snyder & Forsyth (Eds.), *Handbook of social and clinical psychology* (pp. 285-305). Elmsford, NY: Pergamon.
- Urbina, S. (2004). *Essentials of psychological testing*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Van Widenfelt, B., Treffers, P., Beurs, E., Siebelink, B., & Koudijs, E. (2005). Translation and cross-cultural adaptation of assessment instruments used in psychological research with children and families. *Clinical Child and Family Psychology Review*, *8*, 135-147.
- Viseu, S., Jesus, N. S., Rus, C., Nunes, H., Lobo, P., Cara-Linda, I. (2012). Capital Psicológico e sua avaliação com o PCQ-12. ECOS. *Estudos Contemporâneos da Subjetividade*, *2*, 4-16.
- Wagnild, G. M., & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the resilience scale. *Journal of Nursing Management*, *1*, 165-178.
- Waite, P., & Richardson, G. (2004). Determining the efficacy of resiliency training in the work site. *Journal of Allied Health*, *33*, 178-183.
- Weeks, A., Swerissen, H., & Belfrage, J. (2007). Issues, challenges, and solutions in translating study instruments. *Evaluation Review*, *31*, 153-165.
- Wernsing, T. (2014). Psychological capital: A test of measurement invariance across 12 national cultures. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, *21*, 179-190. doi: 10.1177/1548051813515924
- Wooley, L., Caza, A., & Levy, L. (2011). Authentic leadership and follower development: Psychological capital, positive work climate, and gender. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, *18*, 438-448. doi: 10.1177/1548051810382013
- Youssef-Morgan, C., & Luthans, F. (2015). Psychological capital and well-being. *Stress and Health*, *31*, 180-188. doi: 10.1002/smi.2623.

(Artículo recibido: 24-01-2018; revisado: 27-03-2018; aceptado: 18-04-2018)