

Adaptación y validación del cuestionario del empleado saludable del modelo HERO

Ramón Gómez-Chacón^{1*}, Jerónimo García-Fernández², Verónica Morales-Sánchez³, and Antonio Hernández-Mendo³

¹ CEU Cardenal Spínola CEU (España).

² Universidad de Sevilla (España).

³ Universidad de Málaga (España).

Resumen: Las organizaciones están implementando acciones para la mejora de la salud y calidad de vida de sus empleados. Este hecho repercute por tanto en las empresas y en sus empleados, caracterizándose éstos últimos por disponer de cinco fortalezas como son el *engagement*, la resiliencia, la autoeficacia, el optimismo y la esperanza. El cuestionario del empleado saludable mide ocho dimensiones, por lo que el objetivo del trabajo es validar el instrumento reduciendo el constructo del empleado saludable de ocho dimensiones a cinco dimensiones y constatar la fiabilidad del mismo como medio de evaluación del empleado saludable. 287 empleados (208 hombres y 79 mujeres) de edades comprendidas entre 20-59 años participaron en este estudio. Se analizó el ajuste de los modelos de cinco y ocho dimensiones mediante un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), utilizando el método de estimación de Máxima Verosimilitud Robusto. Los índices incrementales (CFI y NNFI) y el absoluto SRMR mostraron un buen ajuste en ambos modelos al ser superiores a ,90 e inferior a ,08 respectivamente. En cuanto a la comparación de modelos se observa un aumento significativo del estadístico de contraste Chi Cuadrado de Satorra-Bentler en el modelo de cinco frente al de ocho dimensiones, aunque la reducción del CFI en el modelo de cinco dimensiones no superó el criterio de ,01, lo que permitió considerar ambos modelos como similares en cuanto a ajuste. Ambos modelos mostraron resultados satisfactorios en cuanto al ajuste, este hecho confirma el uso del cuestionario del empleado saludable de ocho dimensiones a cinco dimensiones.

Palabras clave: Organización; empleado saludable; engagement; resiliencia; optimismo; autoeficacia; esperanza.

Title: Adaptation and validation of the healthy employee questionnaire of the HERO model.

Abstract: Organisations are implementing actions to improve the health and quality of life of their employees. This fact therefore has an impact on companies and their employees, the latter being characterised by five strengths: engagement, resilience, self-efficacy, optimism and hope. The Healthy Employee Questionnaire measures eight dimensions, so the aim of the work is to validate the instrument by reducing the construct of the healthy employee from eight dimensions to five dimensions and to ascertain the reliability of the instrument as a means of evaluating the healthy employee. 287 employees (208 men and 79 women) aged 20-59 participated in this study. The fit of the five- and eight-dimensional models was analysed by Confirmatory Factor Analysis (CFA), using the Robust Maximum Likelihood estimation method. The incremental indices (CFI and NNFI) and the absolute SRMR showed a good fit in both models being higher than .90 and lower than .08, respectively. In terms of model comparison, a significant increase in the Satorra-Bentler Chi Square contrast statistic was observed in the five versus eight-dimensional model, although the reduction of the CFI in the five-dimensional model did not exceed the criterion of .01, which allowed both models to be considered as similar in terms of fit. The two models showed satisfactory results in terms of fit, this fact confirming the reduction of the healthy employee questionnaire from eight dimensions to five dimensions.

Keywords: Organisation; healthy employee; engagement; resilience; optimism; self-efficacy; hope.

Introducción

Las organizaciones españolas están iniciándose desde hace algunos años en el diseño e implementación de acciones de gestión y promoción de la salud. Este hecho ha propiciado que las organizaciones y sus dirigentes se preocupen por la salud de sus empleados surgiendo el concepto de organizaciones saludables. Originariamente el concepto comenzó como instituciones saludables y/o positivas, además distinguían entre organizaciones saludables y tóxicas (Dejoy y Wilson, 2003). El concepto ha ido evolucionando desde diversos autores (Cooper y Cartwright, 1994; Elliot y Macpherson, 2010) hasta llegar al modelo Healthy and Resilient Organization (HERO) (Salanova, Llorens, Cifre y Martínez, 2012) que es un modelo teórico que se compone de evidencia teórica proveniente de las investigaciones sobre estrés laboral, dirección de recursos humanos, comportamiento organizacional y desde la Psicología de la salud ocupacional positiva (Llorens, del Líbano, y Salanova, 2009; Salanova, Llorens, Cifre, y Martínez, 2009; Vandenberg, Park, DeJoy,

Wilson, y Griffin-Blake, 2002). Según Salanova et al., (2012) se entiende que una organización saludable y resiliente combina tres elementos clave que interaccionan entre sí: Recursos y prácticas organizacionales saludables; empleados saludables; resultados organizacionales saludables (Salanova, 2009; Salanova, Cifre, Llorens, Martínez, y Lorente, 2011; Salanova et al., 2012). Además, se definen como organizaciones que realizan esfuerzos sistemáticos, planificados y proactivos para mejorar la salud de los empleados por medio de buenas prácticas relacionadas con la mejora de las tareas, el ambiente social y la organización (Salanova, 2008; Salanova y Schaufeli, 2009). Por otro lado, los empleados saludables son los que pertenecen a las organizaciones saludables y se caracterizan con fortalezas y capacidades psicológicas que pueden ser medidas y gestionadas para conseguir la mejora del funcionamiento organizacional y el desempeño (Salanova, 2008). En un primer momento se definió al empleado saludable como capital psicológico (PsyCap) con las características de autoeficacia, la esperanza, el optimismo y la resiliencia (Luthans y Youssef, 2004; Stanjovik, 2006), para más tarde denominarse empleado saludable y añadirle la dimensión del *engagement* (Salanova, 2008; Salanova, 2009).

Las fortalezas del empleado saludable han sido estudiadas en el ámbito laboral tal que Xanthopoulou, Bakker, Demerouti y Schaufeli (2009) mostraron que la autoeficacia, competencia mental y emocional, autoestima y optimismo se

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

Gómez-Chacón, Ramón. CEU Cardenal Spínola CEU. Glorieta Ángel Herrera Oria, s/n, 41930 Bormujos, Sevilla (España).

E-mail: rgomez@ceuandalucia.es

(Artículo recibido: 9-9-2019; revisado: 3-12-2019; aceptado: 13-1-2020)

relaciona positivamente con el bienestar. También los recursos sociales grupales median completamente la relación entre las emociones positivas del grupo y el rendimiento (Peñalver, Salanova, Martínez y Wilmar, 2019). Además, el *engagement* y autoeficacia se relacionan a una mayor iniciativa personal, que implica una mejora del desempeño (Lisbona, Palací, Salanova y Frese, 2018). Por otro lado, el capital psicológico (Luthans y Youssef, 2004) se relaciona con el bienestar en el trabajo (Avey, Luthans, Smith y Palmer, 2010).

En la misma línea Hernández, Llorens y Rodríguez (2014) muestran que las creencias de eficacia y los efectos positivos manifiestan relación positiva con el *engagement* en el ámbito sanitario. En este mismo sentido, pero en conceptos individuales las creencias de eficacia se relacionan positivamente con el afrontamiento del estrés y la salud en las organizaciones (Salanova, Peiró y Schaufeli, 2002), y el *engagement* (Ventura, Salanova y Llorens, 2015). El *engagement* en los empleados se relaciona con mayor desempeño (Bakker y Demerouti, 2017; Schneider et al., 2017), mayor emprendimiento e ideas creativas (Gawke, Gorgievski y Bakker, 2017; Orth y Volmer, 2017). El optimismo se relaciona positivamente con empleados con mayores recursos para afrontar el estrés emocional y aumentar la autoestima (Jimenez, Montorio e Izal, 2017), además minimiza los efectos del mobbing (Sprigg et al., 2018) y el burnout (Gallavan y Newman, 2013), y es un predictor de satisfacción con la vida (Chico y Ferrando, 2008).

Con respecto a instrumentos utilizados para medir las fortalezas del empleado saludable se encuentra el *engagement* (Schaufeli y Bakker, 2003), autoeficacia (Parker, 1998), optimismo (Scheier y Carver, 1985), resiliencia (Wagnild y Young, 1993), esperanza (Snyder et al., 1996), cada una de estas escalas seleccionadas tiene un considerable apoyo psicométrico en múltiples muestras en investigaciones previas y también se han verificado en estudios en el lugar de trabajo por sí mismas o en combinación (Jensen y Luthans, 2006; Larson y Luthans, 2006; Luthans, Avolio, Walumbwa y Li, 2005; Peterson y Luthans, 2003).

Del mismo modo, HERO (Salanova et al., 2012) propone en uno de sus tres ejes medir en un solo cuestionario las cinco fortalezas del empleado saludable, no obstante, el cuestionario dispone de ocho dimensiones: emociones positivas, *engagement* vigor, *engagement* absorción, *engagement* dedicación, resiliencia, autoeficacia, competencia mental y competencia emocional (Salanova et al., 2012). De esta manera, el instrumento consta de ocho dimensiones estableciendo tres dimensiones para valorar el *engagement*, y dos dimensiones para valorar la esperanza por medio de la competencia. Este hecho hace que se plantee la reducción del instrumento de ocho dimensiones a cinco dimensiones ya que la literatura establece cinco dimensiones al empleado saludable (Salanova, 2008; Salanova, 2009), la autoeficacia, esperanza, optimismo, resiliencia y *engagement* (Salanova, 2008; Salanova, 2009; Salanova et al., 2012), y con ello establecer mayor comodidad y acercamiento del instrumento al concepto teórico.

Por lo tanto, este estudio tiene como objetivo validar el instrumento HERO (Salanova et al., 2012) reduciendo el constructo del empleado saludable de ocho dimensiones a cinco dimensiones y constatar la fiabilidad del mismo como medio de evaluación del empleado saludable.

Método

Participantes

Para la realización del estudio, se contó con tres empresas aportando un total de 287 participantes. La empresa A está inserta en la industria de la alimentación que cuenta con más de 1000 empleados repartidos en diferentes fábricas; en ésta se obtiene una muestra de 100, lo que supone el 34,84% del total de la muestra. La empresa B está dedicada a la consultoría y desarrollo web, y actualmente, entre todas las sedes, cuenta con unos 300 empleados, de los que 180 trabajan en Sevilla; la muestra recogida en esta empresa fue de 152, el 52,96% del total. La empresa C, es una empresa sevillana dedicada a la consultoría integral de recursos humanos, que aportó el 12,20% del total de la muestra ($n = 35$). Con respecto al género obtenido en los participantes indica que el 72,47% ($n = 208$) son hombres y el 27,53% ($n = 79$) son mujeres (Tabla 1). De esta manera en la empresa A el 30% ($n = 30$) de los empleados son mujeres, y el 70% ($n = 70$) son hombres. Con respecto a las empleadas mujeres de la empresa B supone el 23% ($n = 35$) de la muestra, mientras que los hombres son el 77% ($n = 117$). Por último, en la empresa C las empleadas mujeres de la muestra alcanzan un 34,3% ($n = 12$), mientras que los hombres llegan al 65,7% ($n = 23$).

Se utilizó el método de muestro no probabilístico de conveniencia al tener acceso a las tres empresas y que cada una de ellas pertenecía a sectores diferentes.

Tabla 1. Género de los empleados de las empresas muestreadas.

	Sexo (empresa)	Muestra	Porcentaje
Empresa A	Hombre	70	70
	Mujer	30	30
	Total	100	100,00
Empresa B	Hombre	117	77
	Mujer	35	23
	Total	152	100,00
Empresa C	Hombre	117	77
	Mujer	35	23
	Total	152	100,00
Total	Hombre	208	72,47
	Mujer	79	27,53
	Total	287	100,00

La distribución por edad de los participantes del estudio es la siguiente: el 30,31% ($n = 87$), tienen entre 20-29 años, el 42,86% ($n = 123$) están entre 30-39 años, el 19,51% ($n = 56$) entre 40-49 años, tan solo el 3,83% ($n = 11$) corresponde a edades comprendidas entre 50-59.

Tabla 2. Edad de los empleados.

Edad	Muestra	Porcentaje
20-29	87	30.31
30-39	123	42.86
40-49	56	19.51
50-59	11	3.83
Ns/nc	10	3.48
Total	287	100.00

Material

Cuestionario Healthy and Resilient Organization (HERO).

HERO en su cuestionario de empleado saludable confirma sus propiedades psicométricas, además el coeficiente α de Cronbach respaldó la validez interna y la confiabilidad de los instrumentos en empleados (Salanova et al., 2012). El instrumento consta de 40 ítems estructurados con la una primera escala de optimismo medida en el cuestionario del empleado saludable por el concepto de emociones positivas, de manera que las emociones positivas son medida a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, y consta de seis ítems. La segunda escala, el *engagement* está estructurado en tres dimensiones, *engagement* vigor (1), que es medida a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, donde 0 es nada y 6 es siempre, y consta de siete ítems. Una segunda dimensión de *engagement* dedicación (2) que es medida a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, donde 0 es nada y 6 es siempre, y consta de cuatro ítems. Y la tercera dimensión *engagement* absorción (3) que es medida a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, donde 0 es nada y 6 es siempre, y consta de siete ítems. La tercera escala, la resiliencia es medida a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, donde 0 es nada y 6 es siempre, y consta de siete ítems. La cuarta escala, la autoeficacia es medida a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, donde 0 es incapaces de hacerlo y 6 es seguro de hacerlo bien, y consta de tres ítems. Y finalmente la quinta escala de esperanza que es medida en el cuestionario del empleado saludable por dos dimensiones, competencia mental (1) que es medida a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, donde 0 es nada y 6 es siempre, y consta de tres ítems. Y competencia emocional (2) que es medida a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, donde 0 es nada y 6 es siempre, y consta de tres ítems.

Procedimiento

El procedimiento para contactar con las empresas fue en primer lugar un email donde constaba una carta de presentación y explicando el proyecto de investigación, en segundo lugar si la empresa respondía con inquietud se le enviaba un documento más elaborado y un enlace a Google formularios para que el gerente de la empresa o jefe de recursos humanos lo enviara a sus empleados. Los empleados contestaban anónima y voluntariamente. El periodo de recogida de la información de los participantes comenzó en mayo de 2015 y finalizó en mayo de 2016. La matriz final se obtuvo en sep-

tiembre de 2016. Posteriormente se obtuvo el consentimiento informado de los participantes. También se obtuvo autorización del Comité de Ética de la Universidad de Málaga (nº 243, nº de Registro CEUMA: 19-2015-H). Asimismo se cumplieron los principios de la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013) que establece los principios éticos fundamentales para la investigación con seres humanos.

Más tarde se analizó el ajuste de los modelos de cinco y ocho dimensiones mediante un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), utilizando el método de estimación de Máxima Verosimilitud Robusto (Satorra y Bentler, 2001) implementado en el programa Lisrel 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2006), dado el escalamiento ordinal de todos los indicadores.

Análisis estadístico

Los programas estadísticos utilizados han sido SPSS (22.0), SAS v.9.1 (SAS Institute Inc., 1999; Schlotzhauer & Littell, 1997), LISREL 8.8 (Jöreskog y Sörbom, 2006) para realizar el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) y SAGT (Hernández-Mendo, Blanco-Villaseñor, Pastrana, Morales-Sánchez y Ramos-Pérez, 2016) para realizar análisis de generalizabilidad.

En primer lugar se realizó un análisis de componentes de varianza utilizando un procedimiento de mínimos cuadrados (*VARCOM Type I*) y otro de máxima verosimilitud (*GLM*).

A continuación, se exponen las propiedades psicométricas del constructo del empleado saludable. Para ello, se analizó el ajuste de los modelos de 5 y 8 dimensiones mediante un AFC, utilizando el método de estimación de Máxima Verosimilitud Robusto (Satorra y Bentler, 2001) implementado en el programa Lisrel 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2006), dado el escalamiento ordinal de todos los indicadores. Según los criterios de ajuste de Hu y Bentler (1995), se valoró cada modelo utilizando la Chi Cuadrado relativa escalado de Satorra-Bentler ($SB - X^2 / GL$), CFI (Comparative Fit Index), NNFI (Non-Normed Fit Index de Bentler y Bonett), SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) y RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation). A partir de Hu y Bentler (1999) y Byrne (2010), se considera que $\chi^2 / gl \leq 3$, CFI y NNFI $\geq .90$, SRMR y RMSEA $\leq .08$ reflejan un ajuste adecuado. Además se realizó un ajuste de los modelos de cinco y ocho dimensiones mostrando los índices incrementales (CFI y NNFI) y el absoluto SRMR.

También se calcularon las diferencias entre los estadísticos de contraste Chi Cuadrado de cada uno de ellos y entre sus grados de libertad, asociándose un valor de significación "p" a cada una de las discrepancias encontradas. Además, se calculó la diferencia entre sus respectivos CFI's.

Y para finalizar, tras verificar que una reducción en el número de factores no supuso un empeoramiento significativo del ajuste, se analizó el modelo de cinco dimensiones en términos de validez convergente, discriminante y fiabilidad compuesta. Además se muestran los estadísticos descriptivos

(Media, desviación típica, asimetría y curtosis) y las cargas factoriales.

Resultados

Mediante el análisis de componentes de varianza se utilizó un modelo de 9 facetas [y=p e c u s d n a m], donde: Participante (p) x Empresa (e) x Centro (c) x Puesto (u) x Sexo (s) x Departamento (d) x Nacionalidad (n) x Edad (a) x T.Empresa (m). Debido a la saturación que produce trabajar con un número tan elevado de facetas se utilizó, inicialmente el modelo [y=p e c u s d n a m] sin interacciones. Se obtuvo que la varianza error con ambos procedimientos es igual (GLM=11152 / VARCOMP=11152), el modelo y la faceta [p] resultan significativos (<.0001) y explica el 98.6% de la varianza. El resto de las facetas colapsaban por el aporte al modelo de la faceta [p]. A continuación se realiza otro análisis sin interacciones con el modelo [y=e c u s d n a m] para conocer el aporte de cada faceta, prescindiendo de la faceta [p]. El modelo y todas las facetas resultan significativas. El modelo explica 98.19% de la varianza. La varianza error con ambos procedimientos es igual (GLM=11399 / VARCOMP=11393). A partir de este análisis se consideran las 4 facetas que más varianza aportan al modelo, y se realiza un nuevo análisis, con todas interacciones, con el modelo [y=e|c|u|s]. El modelo y todas las facetas con sus interacciones resultan significativas (a excepción de las interacciones e*c*s y e*c*u*s). El modelo explica 98.27% de la varianza. La varianza error con ambos procedimientos es igual (GLM= 11375 / VARCOMP= 11375). Con estos resultados estimados sobre la igualdad en la varianza error tanto un procedimiento de mínimos cuadrados como de máxima verosimilitud se puede asumir que la muestra es lineal, normal y homocedástica (Hemmerle & Hartley, 1973; Searle, Casella & McCulloch, 1992).

Cuando se realiza un análisis de generalizabilidad con un diseño de facetas cruzadas sobre el modelo [c] [u] [s] /[e] se obtiene coeficientes de generalizabilidad superiores a .99 (G relativo=.996 y G absoluto=.995). Este dato viene a confirmar la capacidad de generalización de la estructura numérica de la muestra estudiada.

Análisis factorial confirmatorio

La evaluación del ajuste de un modelo es un proceso relativo más que un proceso basado en criterios absolutos, por lo tanto, es más adecuado evaluar conjuntamente diversos tipos de medida para valorar la aceptabilidad de un modelo (Morales-Sánchez, Hernández-Mendo y Blanco, 2009). Además, con muestras relativamente grandes, la potencia del contraste es elevada y puede conducir a rechazar modelos por insignificantes errores de especificación o discrepancias (Bentler y Bonnet, 1980; Bollen, 1990). Se llevó a cabo una comparativa entre los dos modelos con objeto de determinar el de mejor ajuste a los datos empíricos. Se examinó la diferencia entre los valores de Chi Cuadrado escalado de Satorra-Bentler y los grados de libertad de ambos modelos para

poder compararlos en términos de ajuste. Sin embargo, dada la sensibilidad de la Chi Cuadrado al tamaño muestral, también se siguieron los criterios de Cheung y Rensvold (2002), por lo que se calculó la diferencia entre los valores del índice comparativo de Bentler (CFI), rechazando el modelo con menor CFI cuando las discrepancias fueron superiores a 0,01. También se consideró la discriminación entre factores como criterio de selección en los modelos multidimensionales. Según Lévy y Varela (2003), los constructos con correlaciones entre sus indicadores superiores a 0.85 se deberían fundir en un único factor, mientras que correlaciones entre constructos inferiores a 0.5 darán muestras de que tales indicadores pertenecen a variables latentes diferentes. Por último, se evaluó con el paquete estadístico SPSS 23.0, la consistencia interna de las escalas del modelo finalmente seleccionado mediante el coeficiente Alfa de Cronbach, valorándose su adecuación ($\alpha \geq .70$) según George y Mallery (1995). No se consideraron idóneos los indicadores cuya correlación ítem-total corregida fuese inferior a .35 y/o negativa (Nunnally y Bernstein, 1995), o que su exclusión provocara un incremento del coeficiente Alfa (Muñiz, Fidalgo, García Cueto, Martínez y Moreno, 2005).

Ajuste de los modelos de cinco y ocho dimensiones

Para el análisis del objetivo se compararon los dos modelos del empleado saludable. Un primer modelo fue de ocho dimensiones: emociones positivas que fue identificada por 6 indicadores, *engagement* vigor, *engagement* absorción y resiliencia por 7, *engagement* dedicación por 4, competencia mental, emocional y autoeficacia por 3 (Figura 1). El segundo modelo redujo a cinco las dimensiones anteriores, ya que *engagement* se consideró una sola dimensión con 18 indicadores tras agrupar vigor, dedicación y absorción, y la competencia fue otra dimensión con 6 indicadores que aglutinó los componentes mental y emocional (Figura 2).

En la tabla 3 se muestra el ajuste de ambos modelos. Los índices incrementales (CFI y NNFI) y el absoluto SRMR mostraron un buen ajuste en ambos modelos al ser superiores a .90 e inferior a .08 respectivamente. En cambio, el resto de índices apuntaron a un ajuste mediocre, aunque no inaceptable, ya que el RMSEA no llegó a superar el criterio de .10 (Arias-Martínez, 2008), y la Chi Cuadrado relativa de Satorra-Bentler estuvo por debajo de 5 (Hu y Bentler, 1999).

Tabla 3. Índices de ajuste de los modelos de cinco y ocho dimensiones.

Modelos	SB - X^2 / GL (≤ 3.00)	CFI ($\geq .90$)	NNFI ($\geq .90$)	SRMR ($\leq .08$)	RMSEA (IC 90%) ($\leq .08$)
M8D	2198.24 / 712 = 3.09	.95	.95	.077	.085 (.081; .090)
M5D	2595.65 / 730 = 3.56	.94	.93	.079	.095 (.091; .098)

N = 287, perdidos = 0%, M8D = modelo de 8 dimensiones, M5D = Modelo de 5 dimensiones, SB- X^2 / GL = Chi Cuadrado escalado de Satorra-Bentler relativo, CFI = Comparative Fit Index, NNFI = Non-Normed Fit Index, SRMR = Standardized Root Mean Square Residual, RMSEA (IC 90%) = Root Mean Square Error of Approximation

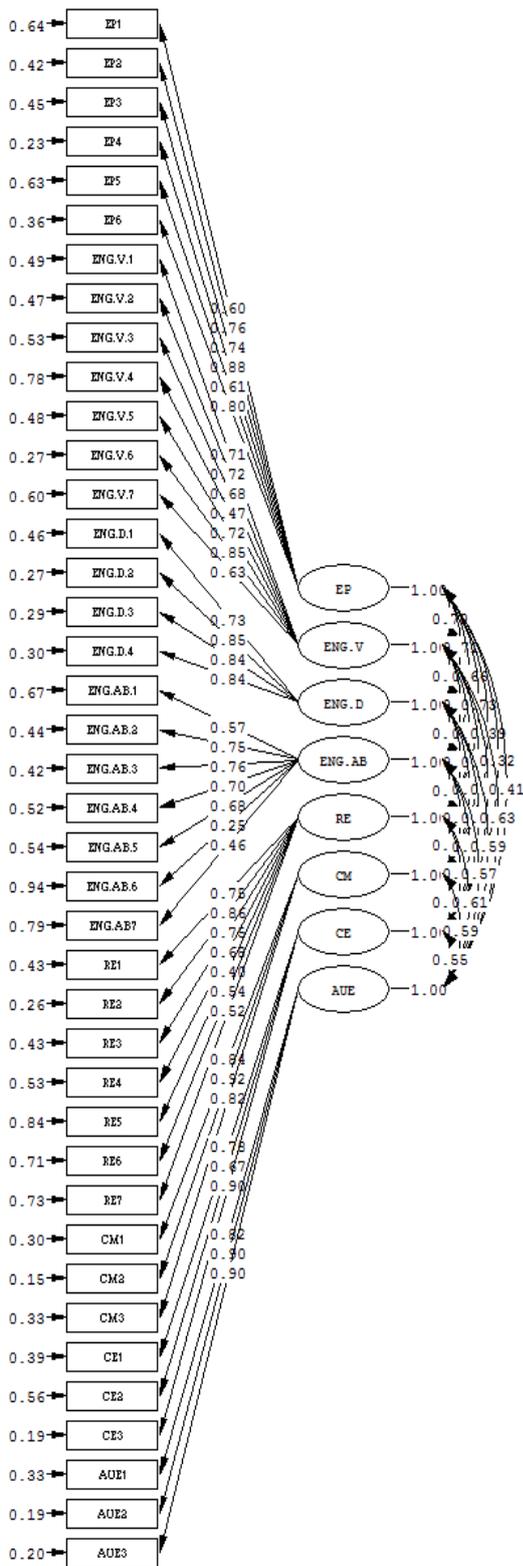


Figura 1. Diagrama de modelo de ocho dimensiones.

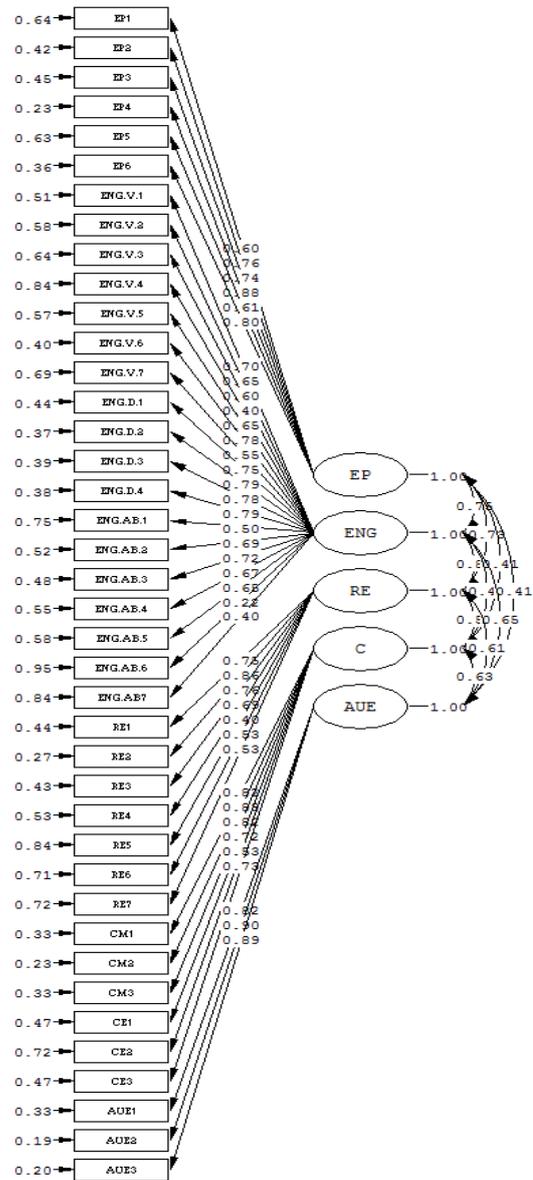


Figura 2. Diagrama del modelo de cinco dimensiones.

Comparación del ajuste de los modelos de cinco y ocho dimensiones

En la Tabla 4 se muestra la comparación del ajuste de los modelos de cinco y ocho dimensiones. Dichos resultados pusieron de manifiesto un aumento significativo del estadístico de contraste Chi Cuadrado de Satorra-Bentler en el modelo de cinco frente al de 8 dimensiones, aunque la reducción del CFI en el modelo de cinco dimensiones no superó el criterio de .01, lo que permitió considerar ambos modelos como similares en cuanto a ajuste.

Tabla 4. Comparaciones del ajuste entre los modelos.

	▲ χ^2 / SB	<i>GL</i>	<i>P</i> value	▼ <i>CFI</i>
M5D – M8D	2595.65 – 2198.24 = 397.41	730 – 712 = 18	<i>P</i> < .001	.94 - .95 = -.01

M8D = modelo de 8 dimensiones, M5D = Modelo de 5 dimensiones, M1D = modelo unidimensional

Validez convergente, discriminante y fiabilidad del modelo de cinco dimensiones

En cuanto a la validez convergente (Tabla 4), las dimensiones emociones positivas, competencia y autoeficacia mostraron todas las cargas factoriales significativas según el test de Wald ($p < .001$). Además, el promedio de las mismas fue superior a 0,7 en todas las dimensiones, y tan solo el coeficiente estandarizado del ítem CE2 (Estar pendientes y recordar muchas cosas a la vez) fue inferior a .6. Aunque todas las cargas estandarizadas de los dos factores restantes fueron estadísticamente significativas, el promedio de las mismas no alcanzó el criterio de .7. Destacó que, en la dimensión *engagement*, cinco cargas (28%) fueron inferiores a .6 siendo la del ítem ENGA6 (Es difícil desconectarnos de la tarea) demasiado baja en relación al resto. En la “resiliencia”, tres cargas (43%) fueron inferiores a .6 siendo la más baja la del ítem RE5 (Pensamos que la empresas tiene la suficiente solvencia económica para superar los momentos difíciles).

En cuanto a la fiabilidad compuesta (Tabla 5), los ítems que definieron cada una de las dimensiones del modelo mostraron una buena consistencia interna, obteniéndose valores superiores a .8 en todos los casos. Además en la Tabla 5 se muestra los estadísticos descriptivos (Media, desviación típica, asimetría y curtosis) y las cargas factoriales.

Tabla 5. Análisis descriptivo de ítems, cargas factoriales estandarizadas, fiabilidad compuesta del modelo de cinco dimensiones, asimetría y curtosis.

	Ítems	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>CFE</i>	<i>CFM</i>	<i>IFC</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>
Emociones Positivas	EP1	3.04	1.28	.60***			-.018	-.294
	EP2	3.81	1.35	.76***			-.540	.127
	EP3	4.07	1.31	.74***	.73	.87	-.924	.936
	EP4	4.15	1.29	.88***			-.490	-.486
	EP5	4.17	1.29	.61***			-.699	.100
	EP6	3.89	1.15	.80***			-.717	.214
Engagement vigor, dedicación y absorción	ENGV1	4.13	1.05	.70***			-.460	.040
	ENGV2	4.06	1.18	.65***			-.329	-.193
	ENGV3	4.78	1.04	.60***			-.603	-.123
	ENGV4	3.46	1.48	.40***			-.197	-.656
	ENGV5	4.46	1.14	.65***			-.441	-.370
	ENGV6	4.20	1.14	.78***			-.633	.447
	ENGV7	3.73	1.60	.55***			-.467	-.659
	ENGD1	4.89	1.00	.75***			-1.095	1.333
	ENGD2	4.44	1.26	.79***	.63	.92	-.766	-.071
	ENGD3	4.35	1.17	.78***			-.745	.507
	ENGD4	4.61	1.25	.79***			-1.084	1.020
	ENGA1	3.66	3.66	.50***			-.464	.364
	ENGA2	4.32	4.32	.69***			-.831	.537
	ENGA3	4.41	4.41	.72***			-.825	1.188
	ENGA4	4.35	4.35	.67***			-1.312	2.193
	ENGA5	4.16	4.16	.68***			-1.054	1.237
	ENGA6	3.66	3.66	.22***			-.329	-.295
ENGA7	3.72	3.72	.40***			-.585	.260	

	Ítems	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>CFE</i>	<i>CFM</i>	<i>IFC</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>
Resiliencia	RE1	4.18	1.22	.75***			-.635	.482
	RE2	4.60	1.09	.86***			-.802	.787
	RE3	4.16	1.23	.76***			-.824	1.070
	RE4	4.55	1.30	.69***	.64	.83	-.921	.636
	RE5	3.99	1.34	.40***			-.536	-.098
	RE6	3.92	1.23	.53***			-.477	.154
	RE7	4.47	1.10	.53***			-.555	.241
Competencia Mental y emocional	CM1	5.41	1.18	.82***			-2.358	5.238
	CM2	5.13	1.28	.88***			-1.895	3.253
	CM3	5.17	1.33	.82***			-1.887	2.850
	CE1	4.87	1.56	.72***	.75	.88	-1.478	1.274
	CE2	4.31	1.77	.53***			-.967	-.164
	CE3	4.62	1.51	.73***			-1.419	1.745
autoeficacia	AUE1	4.54	1.10	.82***			-.955	1.175
	AUE2	4.44	1.10	.90***	.87	.90	-.731	.343
	AUE3	4.49	1.13	.89***			-.804	.316

N = 287, perdidos = 0%, *M* = media, *DT* = desviación típica, *CFE* = carga factorial estandarizada, *CFM* = carga factorial estandarizada media, *IFC* = Fiabilidad compuesta, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

En cuanto a la validez discriminante (Tabla 6), se elevaron al cuadrado las correlaciones entre pares de dimensiones para obtener la varianza compartida entre las mismas con objeto de compararlas con la varianza extraída obtenida en cada una de ellas. Las dimensiones emociones positivas, competencia y autoeficacia superaron claramente el criterio de validez discriminante, ya que el elevado valor de sus cargas factoriales estandarizadas conllevaron que sus varianzas extraídas promedios fuesen superiores a las varianzas que compartieron con el resto de las dimensiones. En cambio, se obtuvieron resultados contradictorios en las dos dimensiones restantes, debido a que la varianza extraída promedio del *engagement* fue inferior a la que dicho factor compartía con emociones positivas y resiliencia, mientras que la de esta última dimensión fue menor a la que compartía con emociones positivas y *engagement*.

Tabla 6. Correlaciones, varianza compartida y extraída promedio (AVE) en el modelo de 5 dimensiones.

	EP	ENG	RE	C	AUT	AVE
EP						
ENG	.75					
RE	.73	.85				
C	.41	.47	.50			
AUT	.41	.65	.61	.63		

EP = Emociones Positivas, ENG = *Engagement*, RE = Resiliencia, C = Competencia, AUE = Autoeficacia, AVE = Varianza Extraída promedio. La varianza extraída en negrilla, las correlaciones (debajo de la diagonal), y la varianza compartida (encima de la diagonal y en cursiva)

Discusión y conclusiones

El concepto de empleado saludable es eminentemente vivo, de hecho Salanova et al., (2014), en su estudio determinan al empleado saludable con emociones positivas, *engagement*, resiliencia, optimismo y creencias de autoeficacia, pudiendo observar que el concepto de esperanza, no se incluye. Un año más tarde se publican trabajos donde se subraya que el modelo HERO pone a prueba relaciones específicas entre algunas variables de manera que en este estudio se determina al empleado saludable con: eficacia, *engagement*, confianza, resiliencia y afectos positivos (Acosta, Cruz-Ortiz, Salanova y Llorens, 2015; Salanova et al., 2016), como se observa de nuevo cambia los conceptos que definen al empleado saludable manteniéndose la resiliencia y el *engagement*, y modificando la autoeficacia por eficacia, las emociones positivas por afectos positivos, y en el caso de la confianza entrando como un elemento nuevo. Por otro lado Olvera, Llorens, Acosta y Salanova (2017) introducen el concepto de confianza organizacional, y añade al concepto de empleado saludable el de grupos de trabajo saludable (Peláez, Salanova y Martínez, 2017). Por último Salanova et al., (2019) define al empleado saludable con siete dimensiones, las creencias de eficacia, *engagement*, optimismo, satisfacción, confianza, emociones positivas y resiliencia.

La evolución que se está produciendo en el concepto del empleado saludable por medio del equipo de investigación WANT es eminentemente viva como antes se mencionaba, y el constructo puede verse modificado en función de la evolución de las organizaciones, la sociedad, la cultura, la economía. Por lo que un hallazgo importante es el aumento del concepto PsyCap de cuatro dimensiones: optimismo, resiliencia, autoeficacia y esperanza (Luthans y Youssef, 2004; Stanjovik, 2006), a cinco incluyendo el *engagement* (Salanova, 2008), y de los cuales hay instrumentos que lo miden, y en el caso del constructo de empleado saludable un único instrumento que mide las cinco dimensiones. En vista de lo subrayado anteriormente el constructo con cinco dimensiones se adapta más a la literatura científica que el de ocho dimensiones, por lo que los investigadores disponen de un instrumento con las dimensiones reducidas pero adecuadas.

Con respecto a los resultados del AFC, se puede afirmar que los índices incrementales (CFI y NNFI) y el absoluto SRMR mostraron un buen ajuste en ambos modelos al ser

superiores a .90 e inferior a .08 respectivamente. También se obtienen resultados satisfactorios al poder considerar el constructo del empleado saludable con cinco dimensiones frente al de ocho dimensiones, poniendo de manifiesto que ambos modelos se pueden considerar como similares en cuanto al ajuste, ya que el modelo de cinco dimensiones no supero el criterio de .01 en la reducción del CFI.

Los índices de validez discriminante de las escalas “emociones positivas”, “competencia” y “autoeficacia” resultaron óptimos, esto es, la varianza media extraída de cada variable latente fue superior al cuadrado de la correlación entre ellas (Hair, Black, Babin, Anderson y Tatham, 2006), sin embargo se encontraron resultados contradictorios en las escalas de “resiliencia” y “*engagement*”.

En cuanto a la varianza media extraída, que es una medida complementaria de la fiabilidad compuesta, en las escalas “emociones positivas”, “competencia” y “autoeficacia” resultaron ser $p > .50$, mientras que “*engagement*” y “resiliencia” resultaron $p > .40$, esto implica que un porcentaje medio de la varianza es explicada por el constructo en comparación con la varianza del error de medida. Del mismo modo que la fiabilidad compuesta, la fiabilidad conjunta de los indicadores de una variable latente, ha resultado ser en todos los casos superior a .8. Estos resultados están en sintonía con los estimados por Morales-Sánchez, Hernández-Mendo y Blanco (2009).

Limitaciones y futuras líneas de investigación

El uso del instrumento llevado a cabo fundamentalmente por el grupo WANT hace que sea una limitación para este estudio, ya que no podemos contrastar el uso del instrumento por otros investigadores, los resultados y opiniones al respecto.

Por otro lado, la investigación debe ir encaminada al uso del instrumento en diferentes sectores, como son de alimentación, informática, enseñanza, deporte, etc, y a su vez a establecer las dimensiones del empleado saludable.

Las futuras líneas de investigación tienen que ir enfocadas a plantear el modelo definitivo del empleado saludable con sus dimensiones establecidas. Añadiendo a las cinco dimensiones la confianza, la satisfacción, y cualquier otra que los investigadores consideren según la evolución de las organizaciones y de los propios empleados.

Referencias

- Acosta, H., Cruz-Ortiz, V., Salanova, M. and Llorens, S. (2015). Healthy Organizations: Analyzing their meaning from the HERO model. *Journal of Social Psychology/ International Journal of Social Psychology*, 30(2), 323-350. <https://doi.org/10.1080/21711976.2015.1016751>
- Arias-Martínez, A. (2008). Development of an example of confirmatory factor analysis with Lisrel, Amos and Sas. In M.A Verdugo, M. Crespo, M. Badía and B. Arias. (Coords.), *Methodology in Disability Research. Introduction to the use of structural equations* (pp. 99). <https://doi.org/10.31619/caledu.n50.562>
- Avey, J.B., Luthans, F., Smith, R.M., and Palmer, N.F. (2010). Impact of positive psychological capital on employee well-being over time. *Journal of Occupational Health Psychology*, 15(1), 17-28. <https://doi.org/10.1037/a0016998>
- Bakker, A.B., and Demerouti, E. (2017). Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of Occupational Health Psychology*, 22(3), 273–285. <https://doi.org/10.1037/ocp0000056>
- Bentler, P.M., and Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037//0033-2909.88.3.588>
- Bollen, K.A. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin*, 107(2), 256–259. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.256>

- Byrne, B.M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge.
- Cheung, G.W. and Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5
- Chico, E., and Ferrando, P. (2008). Cognitive and affective variables as predictors of life satisfaction *Psicothema*, 20(3), 408-412.
- Cooper, C. L., and Cartwright, S. (1994). Healthy mind; healthy organization: A proactive approach to occupational stress. *Human Relations*, 47(4), 455-471. <https://doi.org/10.1177/001872679404700405>
- Dejoy, D.M. and Wilson, M.G. (2003). Organizational Health Promotion: Broadening the Horizon of Workplace Health promotion. *American Journal of Health Promotion*, 17(5), 337-341. <https://doi.org/10.4278/0890-1171-17.5.337>
- Elliott, D. and Macpherson, A. (2010). Policy and practice: recursive learning from crisis. *Group and Organization Management*, 35(5), 572-605. <https://doi.org/10.1177/1059601110383406>
- Gallavan, D. B. and Newman, J. L. (2013). Predictors of burnout among correctional mental health professionals. *Psychological Services*, 10(1), 115-122. <https://doi.org/10.1037/a0031341>
- Gawke, J.C., Gorgievski, M.J. and Bakker, A.B. (2018). Personal costs and benefits of employee entrepreneurship: unraveling the relationship of employee entrepreneurship, well-being and job performance. *Journal of Occupational Health Psychology*, 23 (4), 508-519. <https://doi.org/10.1037/ocp0000105>
- George, D. and Mallery, P. (1995). *SPSS/PC+ step by step: A simple guide and reference*. Belmont, USA: Wadsworth Publishing Company.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. and Tatham, R.L. (2006). *Multivariate data analysis* (6^a Ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson-Prentice Hall.
- Hemmerle, W. and Hartley, H. (1973). Computing maximum likelihood estimates for the mixed AOV Model using the w-transformation. *Technometrics*, 15(4), 819-831. <https://doi.org/10.1080/00401706.1973.10489115>
- Hernández, C.I., Llorens, S. and Rodríguez, A.M. (2014). Healthy employees and quality of service in the health sector *Annals of Psychology*, 30(1), 247-258. <https://doi.org/10.6018/annalsps.30.1.143631>
- Hernández-Mendo, A., Blanco-Villaseñor, A., Pastrana, J. L., Morales-Sánchez, V. and Ramos-Pérez, F. J. (2016). SAGT: Computer application for generalizability analysis *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 11(1), 77-89.
- Hu, L. and Bentler, P. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling. Concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). London: Sage.
- Jensen, S.M. and Luthans, F. (2006). Relationship between entrepreneurs' psychological capital and their authentic leadership. *Journal of Managerial Issues*, 18(2), 254- 273.
- Jiménez, M.G., Izal, M. and Montorio, I. (2016). Programme for the improvement of the welfare of the elderly. Pilot study based on positive psychology. *Psychological Sum*, 23(1), 51-59. <https://doi.org/10.1016/j.sumps.2016.03.001>
- Peñalver, J., Salanova, M., Martínez, I.M. and Schaufeli, W.B. (2019). Happy-productive groups: How positive affect links to performance through social resources, *The Journal of Positive Psychology*, 14(3), 377-392. <https://doi.org/10.1080/17439760.2017.1402076>
- Jöreskog, K. and Sörbom, D. (2006). *Lisrel 8.8 for Windows*. Chicago, IL: Scientific Software International, Inc.
- Larson, M. and Luthans, F. (2006). Potential added value of psychological capital in predicting work attitudes. *Journal of Leadership and Organizational Studies*, 13(1), 44-61. <https://doi.org/10.1177/10717919070130010701>
- Lévy, J.P. and Varela, J. (2003). *Multivariate analysis for the social sciences* Madrid: Pearson.
- Llorens, S., Del Libano, M., and Salanova, M. (2009). Theoretical models of occupational health. In M. Salanova (Ed.), *Psicología de la Salud Ocupacional* (pp. 63-93). Madrid: Síntesis.
- Lisbona, A., Palací, F., Salanova, M. and Frese, M. (2018). The effects of work engagement and self-efficacy on personal initiative and performance. *Psicothema*, 30(1), 89-96.
- Luthans, F., Avolio, B., Walumbwa, F. and Li, W. (2005). The psychological capital of Chinese workers: Exploring the relationship with performance. *Management and Organization Review*, 1(2), 247-269. <https://doi.org/10.1111/j.1740-8784.2005.00011.x>
- Luthans, F. and Youssef, M. (2004). Human, social and now positive psychological capital management: investing in people for competitive advantage. *Organizational Dinamias*, 33(2), 143-160. <https://doi.org/10.1016/j.orgdyn.2004.01.003>
- Morales-Sánchez, V., Hernández-Mendo, A. and Blanco, A. (2009). Quality assessment in sports organisations: adaptation of the Servqual model. *Journal of Sport Psychology*, 18(2), 137-150. <https://doi.org/10.4321/s1578-84232012000100015>
- Muñiz, J., Fidalgo, A., García-Cueto, E., Martínez, R. and Moreno, R. (2005). *Analysis of the items*. Madrid: La Muralla S.A.
- Nunnally, J. C. and Bernstein, I. J. (1995). *Psychometric Theory* (3rd Ed). Mexico City: McGraw-Hill Latinamericana.
- Olvera, J., Llorens, S., Acosta, H. and Salanova, M. (2017). Transformational leadership and trust as a background to team performance in the health field. *Annals of Psychology*, 33(2), 365-375. <https://doi.org/10.6018/annalsps.33.2.237291>
- Orth, M. and Volmer, J. (2017). Daily within-person effects of job autonomy and work engagement on innovative behaviour: the cross-level moderating role of creative self-efficacy. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 26(4), 601-612. <https://doi.org/10.1080/1359432x.2017.1332042>
- Parker, S. (1998). Enhancing rolebreadth self-efficacy: The roles of job enrichment and other organizational interventions. *Journal of Applied Psychology*, 83(6), 835-852. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.83.6.835>
- Pelaez, M.J., Salanova, M. and Martínez, I.M. (2017). Optimistic hospital: Together we can change the world. *Agora de Salut*, 4, 277-286. <https://doi.org/10.6035/agorasalit.2017.4.29>
- Peterson, S. and Luthans, F. (2003). The positive impact of development of hopeful leaders. *Leadership and Organization Development Journal*, 24, 26-31. <https://doi.org/10.1108/01437730310457302>
- Salanova, M. (2008). Healthy organizations and human resource development. *Financial Studies*, 303, 179-214.
- Salanova, M. (2009). Healthy organizations, resilient organizations. *Practical Management of Occupational Risks*, 58, 18-23.
- Salanova, M., Cifre, E., Llorens, S., Martínez, I. M. and Lorente, L. (2011). Psychosocial risks and positive factors among construction workers. In C. Cooper, R. Burke, & S. Clarke (Eds.), *Occupational health and safety: Psychological and behavioral aspects of risk* (pp. 295-320). Farnham, UK: Gower.
- Salanova, M., Llorens, S., Cifre, E. and Martínez, I.M. (2009). Psychology of Occupational Health: State of the art. In M. Salanova (Ed.), *Psychology of Occupational Health* (pp. 101-113). Madrid: Editorial Síntesis. <https://doi.org/10.21134/pssa.v6i1.1362>
- Salanova, M., Llorens, S., Cifre, E. and Martínez, I.M. (2012). We need a Hero! Toward a validation of the Healthy and Resilient Organization (HERO) model. *Group and Organization Management*, 37(6), 785-822. <https://doi.org/10.1177/1059601112470405>
- Salanova, M., Llorens, S. and Martínez, I.M. (2016). Contributions from positive organizational psychology to develop healthy and resilient organizations. *Psychologist Papers*, 37(3), 177-184.
- Salanova, M., Llorens, S. and Martínez, I. (2019). *Healthy Organizations: A Positive Psychology*. Perspective Pamplona, Spain: Aranzadi, S.A.U.
- Salanova, M., Peiró, J.M. and Schaufeli, W.B. (2002). Self-efficacy Specificity and Burnout among Information Technology Workers: An extension of the Job Demands-Control Model. *European Journal on Work and Organizational Psychology*, 11(2), 1-25. <https://doi.org/10.1080/13594320143000735>
- Salanova, M. and Schaufeli, W.B. (2009). *Engagement at work. When work becomes a passion*. Madrid, Spain: Alianza Editorial. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.3.num.2.1998.3860>
- Satorra A. and Bentler P.M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514. <https://doi.org/10.1007/bf02296192>
- Schaufeli, W. and Bakker, A. (2003). *Utrecht work engagement scale: Preliminary manual*. Utrecht: Occupational Health Psychology Unit, Utrecht University. Accessed at

- https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/Test%20Manuals/Test_manual_UWES_English.pdf
<https://doi.org/10.1037/t05561-000>
- Scheier, M.F. and Carver, C.S. (1985). Optimism, coping, and health: Assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology, 4*(3), 219–247. <https://doi.org/10.1037//0278-6133.4.3.219>
- Schlotzhauer, S. D. and Littell, R. C. (1997). *SAS System for Elementary Statistical Analysis*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Schneider, B., Yost, A.B., Kropp, A., Kind, C. and Lam, H. (2017). Workforce engagement: What it is, what drives it, and why it matters for organizational performance. *Journal of Organizational Behaviour, 39*(4), 462–480. <https://doi.org/10.1002/job.2244>
- Schwarzer, R. (1999). *General perceived self-efficacy in 14 cultures*. Self-efficacy assessment. Recuperado de http://userpage.fu-berlin.de/~gesund/publicat/ehps_cd/health/world14.htm
- Searle, S., Casella, G. and McCulloch, C. (1992). *Variance components*. New York: John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9780470316856>
- Stanjovik, A.D. (2006). Development of a core confidence-higher order construct. *Journal of Applied Psychology, 91*(6), 1208–1224. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.6.1208>
- Snyder, C.R., Sympson, S., Ybasco, F., Borders, T., Babyak, M. and Higgins, R. (1996). Development and validation of the state hope scale. *Journal of Personality and Social Psychology, 70*(2), 321–335. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.70.2.321>
- Sprigg, C. A., Niven, K., Dawson, J., Farley, S. and Armitage, C. J. (2019). Witnessing workplace bullying and employee well-being: A two-wave field study. *Journal of Occupational Health Psychology, 24*(2), 286–296. <https://doi.org/10.1037/ocp0000137>
- Vandenberg, R.J., Park, K.O., DeJoy, D.M., Wilson, M.J. and Griffin-Blake, C.S. (2002). The healthy work organization model: Expanding the view of individual health and wellbeing in the workplace. In P. L. Perrewe & D. C. Ganster (Eds.), *Historical and current perspectives on stress and health* (pp. 57–115). New York: Elsevier. [https://doi.org/10.1016/s1479-3555\(02\)02002-4](https://doi.org/10.1016/s1479-3555(02)02002-4)
- Ventura, M., Salanova, M. and Llorens, S. (2015). Professional Self-Efficacy as a predictor of burnout and engagement: The role of challenge and hindrance demands. *The Journal of Psychology, 149*(3), 277–302. <https://doi.org/10.1080/00223980.2013.876380>
- Wagnild, G.M. and Young, H.M. (1993). Development and psychometric evaluation of the resiliency scale. *Journal of Nursing Management, 1*(2), 165–178.
- Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Demerouti, E. and Schaufeli, W. B. (2009). Work engagement and financial returns: A diary study on the role of job and personal resources. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 82*(1), 183–200. <https://doi.org/10.1348/096317908X285633>