

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

**EVALUACIÓN DE UN MODELO SOCIOCOGNITIVO DE
AUTOEFICACIA, BURNOUT Y ENGAGEMENT EN EL
TRABAJO: ANÁLISIS DE INVARIANZA ENTRE ARGENTINA Y
ESPAÑA**

**EVALUATION OF A SOCIO-COGNITIVE MODEL OF SELF-EFFICACY, BURNOUT AND
WORK ENGAGEMENT: INVARIANCE ANALYSIS BETWEEN ARGENTINA AND SPAIN**

CARLOS SPONTÓN¹, ESTANISLAO CASTELLANO^{1*}, MARISA SALANOVA², SUSANA LLORENS²,
LUIS MAFFEI³ Y LEONARDO ADRIÁN MEDRANO⁴

¹ UNIVERSIDAD SIGLO 21, CÓRDOBA, ARGENTINA

²EQUIPO DE INVESTIGACIÓN WANT, UNIVERSITAT JAUME I, CASTELLÓN (SPAIN)

³UNIVERSIDAD CATÓLICA, CÓRDOBA, ARGENTINA

⁴FACULTAD DE PSICOLOGÍA, UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA, ARGENTINA.

FECHA RECEPCIÓN: 11/09/2017 • FECHA ACEPTACIÓN: 24/11/2017

Para citar este artículo: Spontón, C., Castellano, E., Salanova, M., Llorens, S., Maffei, L., & Medrano, L. (2018). Evaluación de un modelo sociocognitivo de autoeficacia, burnout y engagement en el trabajo: análisis de invarianza entre Argentina y España.

Psychologia, 12(1), 89-101. doi: 10.21500/19002386.3226

Resumen

Basado en la “teoría cognitiva social”, el objetivo del presente trabajo es poner a prueba la invarianza estructural de un modelo sociocognitivo en donde la autoeficacia profesional desempeña un rol predictor del *burnout* y del *engagement* en el trabajo, en dos muestras independientes y heterogéneas de trabajadores españoles (N = 1.406) y argentinos (N = 687). Se realizó un estudio ex post facto prospectivo utilizando ecuaciones estructurales (SEM) y análisis multi-variante de la varianza (MANOVA) para analizar la invarianza del modelo y determinar si existen diferencias en las variables estudiadas en función del país. Los resultados de SEM y MANOVA muestran que: a) luego de incorporar algunas re-especificaciones al modelo de relaciones de la autoeficacia, *burnout* y *engagement*, este es invariante en las dos muestras ($\chi^2 = 209.61$, $gl = 16$, $p < .001$, CFI = .94, IFI = .94, TLI = .94 RMSEA = .07); b) la autoeficacia

* Dirección postal: José M. Lanza 3841, Córdoba Capital, Argentina. Correo Electrónico: tanicastellano@gmail.com

profesional tiene una influencia negativa sobre el corazón del *burnout* ($\beta_{\text{Argentina}} = -.25$ y $\beta_{\text{España}} = -.22$, $p < .001$) y positiva con el corazón del *engagement* ($\beta_{\text{Argentina}} = .34$ y $\beta_{\text{España}} = .41$, $p < .001$), y c) existen diferencias significativas en función del país, mostrando en los trabajadores argentinos puntuaciones significativamente más altas en autoeficacia ($F = 107.13$, $p < .001$). Los resultados corroboran la importancia de las creencias de autoeficacia sobre el *burnout* y *engagement* tanto en Argentina como en España.

Palabras clave: Autoeficacia, burnout, engagement, trabajadores, invarianza.

Abstract

Building upon Social Cognitive Theory, the purpose of the current study was to test a model in which self-efficacy beliefs influence job burnout and engagement, and to examine its invariance across Spanish ($n = 1406$) and Argentinean ($n = 687$) employees from private and public sectors. A prospective *expo facto* study was carried out, using a structural equation model (SEM), and analyzes were also carried out on the internal consistency of the scales (α Cronbach) and MANOVA to analyze differences in the variables studied according to the country. The results of SEM and Analysis of Variance show that: (a) after incorporating some respecifications into the relationship model of self-efficacy, burnout and engagement, this is invariant in the two samples ($\chi^2 = 209.61$, $gl = 16$, $p < .001$, $CFI = .94$, $IFI = .94$, $TLI = .94$ $RMSEA = .07$); (b) professional self-efficacy has a negative and significant influence on the heart of burnout ($\beta_{\text{Argentina}} = -.25$ and $\beta_{\text{Spain}} = -.22$, $p < .001$), while the influence is significant and positive with the heart of the engagement ($\beta_{\text{Argentina}} = .34$ and $\beta_{\text{Spain}} = .41$, $p < .001$). while it is positively associated with engagement levels, regardless of the country; (c) there are significant differences according to the country, showing the Argentine workers scores significantly higher in self-efficacy ($F = 107.13$, $p < .001$). The results show that self-efficacy influences both burnout and engagement and this is maintained in both countries.

Keywords: self-efficacy, burnout, engagement, worker, invariance.

Introducción

En la actualidad, resulta imposible explicar fenómenos como la motivación, el aprendizaje, el rendimiento y el bienestar psicológico sin considerar el papel que juegan las creencias de autoeficacia (Pajares & Urban, 2006). En efecto, las creencias que las personas poseen acerca de sus capacidades para llevar a cabo diferentes cursos de acción pueden ser consideradas como uno de los factores psicológicos más influyentes en el funcionamiento humano (Valiante, 2000). En el presente estudio se pretende poner a prueba un modelo sociocognitivo en donde las creencias de eficacia profesional influyen sobre los niveles de *burnout* y *engagement*.

En la actualidad, el *burnout* constituye uno de los daños laborales de carácter psicosocial de mayor prevalencia y celeridad (Salanova & Llorens, 2008). En términos generales, el *burnout* se refiere a una respuesta prolongada a estresores crónicos a nivel personal y relacional en el contexto del trabajo. Este síndrome puede ser de-

terminado a partir de cuatro dimensiones: agotamiento, despersonalización, cinismo e ineficacia profesional (Bresó, Salanova, & Schaufeli, 2007; Schaufeli & Salanova, 2007). Independientemente del tipo de ocupación, se ha observado que la falta de confianza en las propias competencias resulta un factor crítico en el desarrollo del *burnout* (Salanova & Llorens, 2008). En efecto la relación negativa existente entre la autoeficacia profesional y el *burnout* (en sus diferentes dimensiones) ha llevado a considerar a este síndrome como una “crisis de eficacia” (Llorens, García, & Salanova, 2005).

El *engagement* puede ser caracterizado como el estado psicológico opuesto al *burnout*, ya que remite un estado mental positivo persistente, relacionado con el trabajo caracterizado por el vigor, la dedicación y la absorción (Salanova & Llorens, 2008). Según Salanova y Schaufeli (2004), las creencias de autoeficacia profesional presentan una relación directa y positiva con el *engagement*. Así, las creencias de autoeficacia actúan potenciando el bienestar psicológico general o el *engagement*

con la organización en particular, dando lugar así a una espiral de salud ascendente (Salanova, Grau, Cifre, & Llorens, 2000; Salanova et al., 2004).

Tal como se presenta en la Figura 1, los componentes del *burnout* y el *engagement* pueden ser conceptualizados como extremos contrarios en dos ejes: un

eje se refiere a la energía utilizada para desempeñarse en el trabajo, el otro, a la identificación (Schaufeli & Bakker, 2004). De esta manera, podrían delimitarse las dimensiones claves o corazón del *burnout* (agotamiento, cinismo y despersonalización) y del *engagement* (vigor y dedicación).

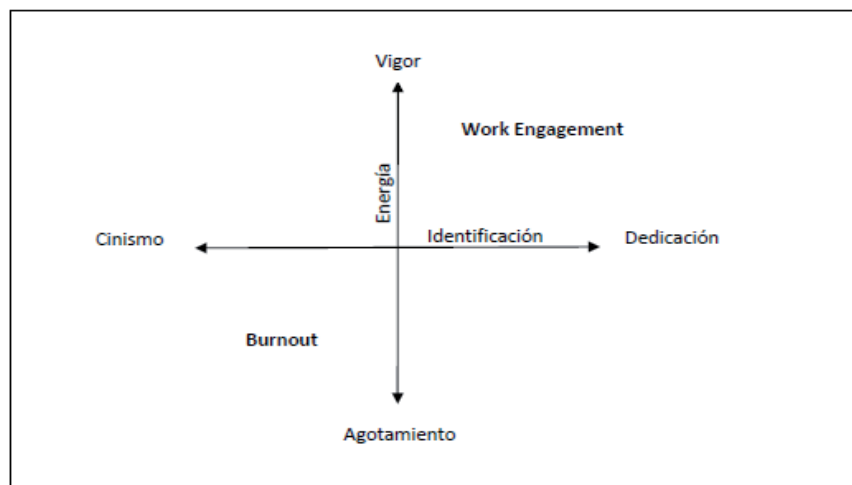


Figura 1. Engagement en el trabajo como opuesto al burnout (Salanova, 2009).

Tomando en consideración estudios anteriores es posible plantear un modelo sociocognitivo donde la autoeficacia profesional se relacione negativamente con el *burnout* y positivamente con el *engagement*, junto con sus respectivas dimensiones. Cabe destacar que si bien este modelo ya ha sido examinado en estudios previos (Salanova, Cifré, Grau, Llorens & Martínez, 2005; Salanova, Bresó & Schaufeli, 2005), no se han realizado estudios sobre la invarianza estructural de dicho modelo en culturas diferentes a la española.

Tal como señala Bandura (2001), debe considerarse la especificidad situacional y cultural al momento de examinar el rol de las creencias de autoeficacia ya que este constructo presenta considerables variaciones según la población en estudio. En efecto son habituales las variaciones en los niveles de autoeficacia y el valor predictivo de esta variable según la población en estudio (Lindley, 2006).

El presente estudio

Basado en la investigación previa, el objetivo del presente estudio es poner a prueba por primera vez la invarianza estructural de un modelo sociocognitivo, en

donde la autoeficacia profesional desempeña un rol predictor del corazón del *burnout* (i.e. agotamiento, cinismo, despersonalización) y del *engagement* (i.e. vigor, dedicación) en el trabajo en dos países: España y Argentina. De esta manera, se espera que al introducir restricciones en los parámetros del modelo para que estos sean equivalentes en ambos grupos, se logre un ajuste semejante a permitir variaciones libres. El modelo propuesto se basa en las siguientes hipótesis:

Hipótesis 1: la autoeficacia profesional tendrá una influencia negativa sobre el corazón del *burnout* (agotamiento, cinismo, despersonalización), independientemente del país.

Hipótesis 2: la autoeficacia profesional tendrá una influencia positiva sobre el corazón del *engagement* (vigor, dedicación), independientemente del país.

Método

Muestra y procedimiento

La muestra estuvo compuesta por un total de 2093 trabajadores españoles y argentinos. Concretamente, la muestra española (Muestra 1) estuvo compuesta por 1406

trabajadores españoles pertenecientes a compañías diferentes, públicas y privadas (63% mujeres). La muestra argentina (Muestra 2) estuvo compuesta por 687 trabajadores pertenecientes a organizaciones públicas y privadas (44% mujeres). En ambos casos los trabajadores pertenecen a diferentes puestos ocupacionales (*i.e.* administrativos/gestión, producción, sanidad y educación). Tanto en la muestra española como en la argentina, los participantes cumplieron los cuestionarios, pudiendo optar por un formato *on line* o en papel. El cuestionario *on line* se encontraba en una web específicamente elaborada por el equipo de investigación. Tras su cumplimentación, los trabajadores podían ver gráficamente una retroalimentación sobre sus resultados en comparación con una muestra normativa, además, se explicó que las puntuaciones obtenidas solo eran una aproximación y que era necesario contactar con el equipo de investigación para extraer conclusiones más profundas. Para la administración del formato en papel, los cuestionarios se entregaban y devolvían en sobre cerrado. La totalidad de los participantes aceptaron colaborar en el estudio, es decir, sin tasa de rechazo en la respuesta. En todos los casos se garantizó el anonimato y la confidencialidad de las respuestas.

Medidas

Autoeficacia profesional: se evaluó mediante 4 ítems del cuestionario RED.es (Salanova, Llorens, Cifre, & Martínez, 2012) que refleja la creencia en las propias competencias para desarrollar con éxito las tareas relacionadas con el trabajo. Un ejemplo de un ítem es: “Puedo hacer bien mi trabajo, aunque aparezcan situaciones inesperadas”. Los trabajadores tenían que indicar el grado en que estaban de acuerdo con cada ítem, en una escala de respuesta que oscila de 0 (nunca) a 6 (siempre/todos los días).

Burnout: se evaluó mediante 17 ítems en una escala de respuesta de 0 (nunca) a 6 (siempre/todos los días), referentes a sus cuatro dimensiones: agotamiento (4 ítems, *e.g.* “Me encuentro agotado al final de la jornada laboral”), cinismo (4 ítems, *e.g.* “He perdido interés y entusiasmo en este trabajo”), despersonalización (5 ítems, *e.g.* “Trato a algunas personas de mi trabajo como si fueran objetos”) e ineficacia (4 ítems, *e.g.* “En

mi opinión, soy ineficaz en mi trabajo”). Para evaluar el agotamiento, cinismo e ineficacia se utilizó la versión al castellano del *Maslach Burnout Inventory-General Survey* (MBI-GS) (Salanova, Schaufeli, Llorens, Peiró & Grau, 2000), y para evaluar la despersonalización se utilizó la versión al castellano del MBI-HSS (Salanova, Llorens, García-Renedo, Burriel, Bresó, & Schaufeli, 2005).

Engagement: se evaluó con 17 ítems mediante la versión española del *Utrecht Work Engagement Scale* (UWES) (Salanova et al., 2000), en tres dimensiones: vigor (6 ítems, *e.g.* “En mi trabajo me siento lleno de energía”), dedicación (6 ítems, *e.g.* “Mi trabajo es estimulante e inspirador”) y absorción (5 ítems, *e.g.* “El tiempo vuela cuando estoy trabajando”). Se utilizó una escala de siete puntos que oscilaba de 0 (nunca) a 6 (siempre/todos los días). Los alfa de Cronbach están representados en la Tabla 1.

Análisis de datos

Primero se calculó la consistencia interna de las escalas (α de Cronbach) y el análisis descriptivos y de intercorrelaciones para las variables del estudio, utilizando el programa SPSS (vs. 17.0). En segundo lugar, calculamos el test del factor único de Harman mediante análisis factorial confirmatorio (*e.g.* Iverson & Maguire, 2000; *cf.* Podsakoff, Mackenzie, Lee, & Podsakoff, 2003) para las variables del estudio, con el objetivo de probar el sesgo de la varianza del método común. En tercer lugar, calculamos *Multiple Analyses of Variance* (MANOVA) utilizando el país como variable independiente y las variables del estudio como variables dependientes (autoeficacia profesional, agotamiento, cinismo, despersonalización, vigor, dedicación). En cuarto lugar, usamos modelos de ecuaciones estructurales (*SEM, Structural Equation Modeling*) mediante análisis multigrupo con el programa AMOS (*Analysis of Moment Structures*, v. 17.0), para probar el modelo hipotetizado que asume que la autoeficacia profesional tiene un impacto negativo sobre el *burnout* y positivo en el *engagement*, independientemente del país (ver Figura 2).

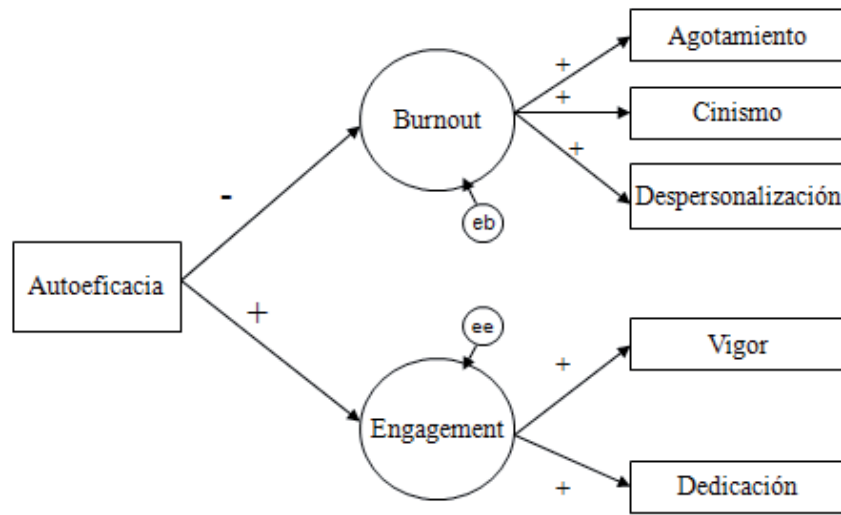


Figura 2. Modelo conceptual.

Se utilizaron métodos de estimación de máxima probabilidad en los que el *input* para cada análisis era la matriz de covarianza de los ítems. En este sentido, evaluamos la bondad del ajuste de los modelos utilizando índices absolutos y relativos. Los índices de bondad de ajuste absoluto que se calcularon fueron: el χ^2 *Goodness-of-Fit Statistic*, y el *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). Dado que el χ^2 es sensible al tamaño de la muestra, la probabilidad de rechazar un modelo hipotetizado incrementa cuando el tamaño de la muestra incrementa. Para solucionar este problema, Bentler (1990) recomendó el cálculo de índices de bondad de ajuste relativo. Siguiendo a Marsh, Balla y Hau (1996), calculamos 3 índices de ajuste: (1) el *Comparative Fit Index* (CFI), (2) el *Incremental Fit Index* (IFI) y (3) el *Non Normed Fit Index* o *Tucker-Lewis Index* (TLI). Valores menores de .08 para RMSEA indican un ajuste aceptable, mientras que valores mayores de 0.1 llevarían a rechazar el modelo (Browne & Cudeck 1993). Para CFI, IFI y TLI valores mayores de .90 indican un buen ajuste (Hoyle 1995). Finalmente, calculamos el *Akaike Information Criterion* (AIC, Akaike 1987) con el objetivo de comparar los modelos competitivos, puesto que es conveniente para comparar la adecuación de modelos no anidados que se ajustan en la misma matriz de correlaciones. Cuanto más bajo es el índice AIC, mejor es el ajuste.

Resultados

Análisis descriptivos

La Tabla 1 muestra las medias, desviaciones típicas, consistencias internas (alfa de Cronbach) e intercorrelaciones de las variables del estudio para cada muestra de forma separada. Como se esperaba, el patrón de correlaciones muestra que tanto en la muestra española como en la argentina (93% de los casos): (1) las dimensiones corazón del *burnout* (*i.e.* agotamiento, cinismo, despersonalización) correlacionan entre sí de forma significativa y positiva ($r_{\text{Argentina}} = .46$ y $r_{\text{España}} = .33$), (2) las dimensiones corazón del *engagement* (*i.e.* vigor, dedicación) correlacionan entre sí de forma significativa y positiva ($r_{\text{Argentina}} = .72$ y $r_{\text{España}} = .52$), (3) las dimensiones corazón del *burnout* y el *engagement* correlacionan entre sí de forma negativa ($r_{\text{Argentina}} = .43$ y $r_{\text{España}} = .31$) y (4) la autoeficacia profesional correlaciona de forma negativa con el corazón del *burnout* ($r_{\text{Argentina}} = .19$ y $r_{\text{España}} = .17$) y de forma positiva con el corazón del *engagement* ($r_{\text{Argentina}} = .31$ y $r_{\text{España}} = .29$). Solo se observaron dos excepciones: las correlaciones autoeficacia-agotamiento y agotamiento-vigor en la muestra española son no significativas.

Tabla 1. Medias (M), desviaciones típicas (dt), F y alfa de Cronbach's alfa (Argentina/España) en la diagonal. Correlaciones de las variables del estudio (muestra argentina bajo la diagonal)

Varia- bles	Argentina (N = 687)		España (N = 1406)		gl	F	D ²	1	2	3	4	5	6
	Media	dt	Media	dt									
1. Autoeficacia	4.88	.90	4.42	.97	1,2093	107.13***	.049	.82/.89	.02	-.19***	-.15***	.35***	.22***
2. Agotamiento	2.81	1.42	2.91	1.45	1,2093	1.98	.001	-.17**	.77/.86	.18***	.22***	.02	.15***
3. Cinismo	1.67	1.45	1.72	1.47	1,2093	.637	.000	-.23***	.44***	.79/.80	.58***	-.39***	-.41***
4. Despers.	1.41	1.12	1.07	1.14	1,2093	41.03***	.019	-.18**	.44***	.49***	.64/.80	-.34***	-.24***
5. Vigor	4.63	.97	4.70	.97	1,2093	2.53	.001	.38***	-.33***	-.58***	-.33***	.75/.89	.52***
6. Dedi-cación	4.18	1.32	4.04	1.22	1,2093	5.94*	.003	.25***	-.31***	-.69***	-.34***	.72***	.88/.90

Notas: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

Diferencias entre Argentina y España en los constructos del estudio

Los resultados del Análisis múltiple de varianza (MANOVA), tomando en consideración el país como variable independiente y el resto de variables del estudio (autoeficacia profesional, corazón del *burnout*, corazón del *engagement*) como variables dependientes, muestran efectos multivariantes entre España y Argentina en algunos de los constructos estudiados. Como se puede observar, existen diferencias significativas en cuanto a la autoeficacia profesional, la despersonalización y la dedicación en ambos países, en cambio, no hubo diferencias en cuanto a los niveles de agotamiento, cinismo o vigor. Más específicamente, los resultados revelaron que fueron los trabajadores argentinos quienes reflejaron puntuaciones más altas en autoeficacia profesional ($M = 4.88$) y dedicación ($M = 4.18$), asimismo, mostraron significativamente mayores niveles de despersonalización ($M = 1.41$) que la muestra española (ver Tabla 1).

SEM análisis: autoeficacia profesional, *burnout* y *engagement*

En primer lugar, se puso a prueba el modelo hipotetizado que consistió en una variable exógena (*i.e.* autoeficacia profesional) y dos variables endógenas (*i.e.* *burnout* y *engagement*), que comprenden un total de 3 y 2 indicadores, respectivamente. El Modelo Propuesto

(Modelo 1, M1) no se ajusta bien a los datos, por cuanto ninguno de los criterios cumple con el principio para un buen ajuste (Tabla 2). Una revisión de los índices de modificación revela que al incluir dos pares de correlaciones entre errores (*burnout-engagement*, agotamiento-despersonalización) se podrían mejorar los índices. Así, este modelo propuesto revisado (Modelo 1 revisado; M1r) es significativamente mejor que el modelo propuesto (M1) (Delta $\chi^2(4) = 668.62$, $p < .001$).

Los resultados muestran que la autoeficacia profesional tiene una influencia negativa y significativa sobre el corazón del *burnout* ($\beta_{\text{Argentina}} = -.25$ y $\beta_{\text{España}} = -.22$, $p < .001$), mientras que la influencia es significativa y positiva con el corazón del *engagement* ($\beta_{\text{Argentina}} = .34$ y $\beta_{\text{España}} = .41$, $p < .001$). Es importante destacar que todas las variables manifiestas muestran pesos factoriales significativos en sus correspondientes factores latentes, con valores que oscilan de .18 a .96 en ambas muestras. Además, los resultados también muestran que la autoeficacia profesional responde al 12% y 17% de la varianza en *engagement*, pero solo un 6% y 5% en *burnout* para la muestra argentina y española, respectivamente. Estos resultados muestran el papel clave de la autoeficacia profesional en la reducción del corazón del *burnout* y en el potenciador del corazón del *engagement*. Los resultados de este modelo final multigrupo se representan en la Figura 3.

Tabla 2. Índices de ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales con análisis multigrupo en la muestra española (n = 1406) y argentina (n = 687)

Modelo	χ^2	gl	RMSEA	CFI	IFI	TLI	AIC	χ^2 diff	Δ RMSEA	Δ CFI	Δ IFI	Δ TLI	Δ AIC
Modelo propuesto (M1)	872.02	16	.16	.73	.73	.73	924.02						
Modelo revisado (M1r)	203.40	12	.08	.94	.94	.94	263.40	668.62***	.08	.21	.21	.21	660.62
Diferencia entre M1r y M1													
Modelo completamente restringido (M2)	322.3	19	.08	.90	.90	.91	368.53	118.90***	.00	.04	.04	.03	105.13
Diferencia entre M2 y M1r													
Pesos factoriales iguales (M3)	286.96	15	.09	.91	.92	.92	337.96	83.56***	.01	.03	.02	.02	74.56
Diferencia entre M3 y M1r													
Coefficientes de regresión iguales (M4)	203.75	14	.08	.94	.94	.94	259.75	.35	.00	.00	.00	.00	3.65
Diferencia entre M4 y M1r													
Covarianzas iguales (M5)	209.25	14	.08	.93	.94	.94	272.85	5.85	.01	.00	.00	.00	9.45
Diferencia entre M5 y M1r													
Modelo final (M6)	209.61	16	.07	.94	.94	.94	261.61	6.21	.01	.00	.00	.00	1.79
Diferencia entre M6 y M1r													

Notas. χ^2 = Ji-cuadrado; gl = grados de libertad; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; IFI = Incremental Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; AIC = Akaike Information Criterion; *** p < .001.

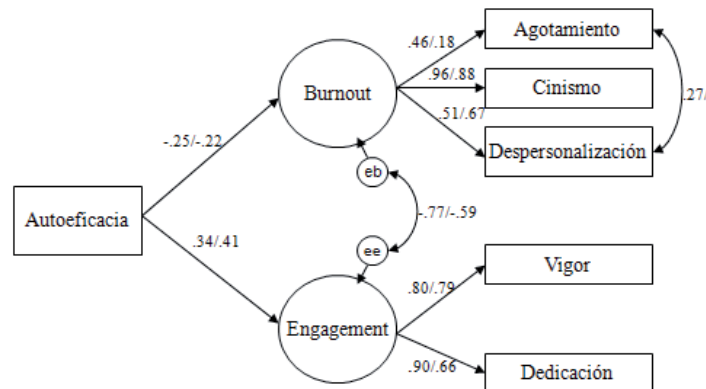


Figura 3. Coeficientes estructurales del modelo en las muestras de Argentina y España.

Nota. Todos los coeficientes son significativos. *** p < .001.

El siguiente paso consistió en poner a prueba la invarianza del modelo revisado (M1r) en ambas muestras, añadiendo una serie de restricciones sobre algunos parámetros concretos (ver Byrne, 2001). En primer lugar, todos los pesos factoriales, coeficientes de regresión y covarianzas entre errores fueron restringidos y, por tanto, considerados iguales en las dos muestras (M2). Parece ser que el ajuste del modelo se deteriora de manera significativa comparado con el modelo que es libremente estimado (M1r), lo que significa que la invarianza del modelo no se ha logrado. Para conocer cuáles de estos parámetros son los responsables de este resultado negativo, se pusieron a prueba tres modelos más en los que solo a los pesos factoriales (M3), coeficientes de regresión (M4) y covarianzas entre errores (M5) se les impuso ser iguales en las dos muestras. Como puede verse en la Tabla 2, solo el ajuste del modelo restringido M3 es significativamente peor que el ajuste del M1r. Por tanto, la invarianza no se logró con respecto a los pesos factoriales. Sin embargo, en las dos muestras hay igualdad en los coeficientes de regresión y en las covarianzas entre errores.

Finalmente, este proceso iterativo se utilizó para comprobar qué parámetro concreto de los pesos factoriales era equivalente en ambas muestras. El ajuste fue comparado con el efectuado en el M1r. Cuando el ajuste no se deteriora significativamente y se logra la invarianza, se añade otra restricción en otro parámetro, y así sucesivamente. Utilizando este procedimiento, surge un modelo final (M6) en el que los siguientes parámetros son invariantes (iguales) entre las dos muestras: (a) los coeficientes de regresión entre autoeficacia/*burnout* y entre autoeficacia/*engagement*, y (b) la covarianza de los errores de *burnout-engagement* y de agotamiento-despersonalización. Sin embargo, la invarianza no se produjo en los pesos factoriales ni en *burnout* ni tampoco en *engagement*.

Discusión

Un debate frecuente en la investigación psicológica es si los constructos teóricos, a pesar de variar en su expresión, se manifiestan de manera semejante en diferentes grupos culturales. Los posicionamientos más radicales en este debate pueden diferenciarse en dos grupos: aquellos que postulan que los constructos psicológicos poseen un comportamiento universal y niegan la

existencia de diferencias culturales (enfoque *etic*), o bien, aquellos que consideran que cada cultura es única y que los constructos psicológicos deben indagarse considerando la particularidad de cada cultura (enfoque *emic*). Aunque ambos enfoques resultan problemáticos (Contini, 2003), su consideración permite vislumbrar el riesgo de presuponer que las teorías e instrumentos desarrollados en una cultura son válidos en otra. Por esto, resulta importante llevar a cabo investigaciones que consideren modelos teóricos generales, pero que a la vez atiendan a las circunstancias culturales.

En el presente estudio se evaluó la invarianza de un modelo sociocognitivo de autoeficacia aplicado al *burnout* y *engagement* en trabajadores españoles y argentinos. Los resultados obtenidos corroboran las hipótesis planteadas, aunque se requieren algunas reespecificaciones. En términos globales, el análisis multigrupo permite afirmar que la autoeficacia profesional se asocia a menores niveles de *burnout* (Hipótesis 1) y a mayores niveles de *engagement* (Hipótesis 2), independientemente del país. Solamente el tamaño de los pesos factoriales es diferente entre las muestras de trabajadores de Argentina y España.

Los resultados son coherentes con los obtenidos en investigaciones previas (Alessandri et al., 2015; Llorens, García, & Salanova, 2005; Lorente et al., 2014), corroborando que las creencias de autoeficacia constituyen un factor crítico para el desarrollo del *burnout* y el *engagement* de los trabajadores. Tal como plantea Salanova, Bresó y Schaufeli (2005), se produciría un “modelo espiral” que permitiría explicar la interacción entre estos constructos. Según este modelo, las creencias de eficacia contribuyen a generar un estado mental positivo vinculado al trabajo (*engagement*). De esta forma se aumenta la probabilidad para desarrollar experiencias de éxito, lo que contribuye a subir los niveles de autoeficacia, generando un “espiral virtuoso”.

Otro aspecto a considerar es que la autoeficacia podría actuar como variable mediadora entre el *engagement* y el rendimiento laboral. En una revisión de 91 estudios (Christian et al., 2011) se confirmó que los trabajadores con mayor *engagement* poseen un alto rendimiento en sus tareas. Sin embargo, aún perduran controversias respecto al mecanismo subyacente en dicha asociación (Reijseger, Peeters, Taris, & Schaufeli, 2017). Los resultados obtenidos en el presente trabajo sustentan

la necesidad de contemplar la creencia de la autoeficacia como un factor de peso en la explicación de lo anterior, considerando que, las creencias de eficacia permiten que el trabajador sienta que puede lograr los resultados deseados a través de sus propias acciones, lo cual constituye un incentivo para actuar y persistir en sus tareas, generando un estado en *engagement* con el trabajo (Salanova, Llorens, & Schaufeli, 2011). Dicho estado (caracterizado por una mayor dedicación, absorción y persistencia en el trabajo) reforzaría las creencias de autoeficacia con el transcurso del tiempo (Llorens, Schaufeli, Bakker, & Salanova, 2007) y, conjuntamente, mejorarían el rendimiento laboral.

La relación positiva entre la autoeficacia y el *engagement* se mantiene invariante entre los países. Los trabajadores argentinos mostraron puntuaciones más altas en autoeficacia profesional y dedicación. Probablemente, las diferencias observadas pueden atribuirse a características propias del mercado laboral argentino. Tal como señalan Beccaria y Groisman (2015), en Argentina persisten altos niveles de informalidad laboral (incluso durante períodos de crecimiento económico), que ha llevado a proponer la hipótesis de un mercado laboral dual o segmentado. La brecha salarial, la estabilidad laboral, la ausencia de reglamentaciones laborales o sindicatos llevan a que los trabajadores del sector formal valoren positivamente su situación laboral, contrario a quienes pertenecen al sector informal (Bertranou et al., 2014; Garzón-DuqueI 2017; Ruiz et al., 2015). En el presente estudio se accedió solamente a muestras de trabajadores que se desempeñaban de manera formal. Es posible que los trabajadores argentinos del sector formal realicen una comparación social con quienes pertenecen al sector informal, llevándolos a que valoren de manera positiva su situación laboral.

La teoría de la comparación social señala que las personas efectúan juicios sobre sus capacidades, habilidades o rasgos de personalidad a partir de la comparación con otros (Festinger, 1954; Lee, 2014). Tal como señala esta teoría, las personas efectúan comparaciones con la información que obtienen a través de diferentes vías, por ejemplo, interactuando directamente o a través de medios de comunicación (Mussweiler et al., 2006). Es probable que el nivel de orgullo o dedicación de un trabajador del sector formal sea mayor si se compara con la amplia cantidad de trabajadores argentinos que se en-

cuentran en el sector informal. Asimismo, es probable que se sientan más capaces al compararse con trabajadores que no logran ingresar al sector formal. Por lo tanto, la existencia de una comparación social ventajosa puede llevar a que la dedicación y autoeficacia de los trabajadores argentinos sea superior. Por esta razón, es necesarios nuevas investigaciones donde se analice la plausibilidad de esta interpretación.

Respecto a la asociación entre la autoeficacia y el *burnout*, los resultados están en consonancia con los modelos propuestos en estudios previos (Llorens, García, & Salanova, 2005; Salanova & Llorens, 2008; Ventura, Salanova, & Llorens, 2015). Mientras que la autoeficacia y el *engagement* interactúan como un “espiral virtuoso”, en el *burnout* las crisis de autoeficacia podrían desencadenar un “espiral vicioso”. En efecto, altas demandas laborales y baja autoeficacia tienen efectos negativos en la salud de las personas (Mafud, Arocena, & Moreno, 2017). Las creencias de autoeficacia moderan la percepción que el trabajador posee de sus demandas laborales, y, en consecuencia, sus niveles de estrés. Por ello, los trabajadores con débiles creencias de eficacia interpretarán sus demandas laborales como amenazantes, lo que los hace menos susceptibles de controlarlas y afrontarlas eficazmente, produciendo un aumento en los niveles de estrés y una disminución en su desempeño. A su vez, esto provocará una disminución en sus creencias de eficacia, generándose un espiral negativo entre el *burnout* y la baja autoeficacia. De esta manera una disminución en las creencias de autoeficacia profesional puede llevar a una disminución en el *engagement* de los trabajadores y favorecer el desarrollo de *burnout*. Cabe destacar que dichas relaciones se mantienen independientemente del país, ya que tanto en la muestra de España como en la de Argentina se verifican las hipótesis formuladas.

Si bien se verifican las hipótesis planteadas, el modelo formulado inicialmente no se ajusta adecuadamente a los datos. De hecho, se efectuaron una serie de reespecificaciones sobre el modelo para mejorar el ajuste del mismo. Puntualmente, se especificó una correlación entre los errores de las variables *burnout* y *engagement*, así como también, entre los errores de agotamiento y despersonalización. Tal como indica la literatura, la correlación de errores sugiere un factor común de perturbación y un posible solapamiento entre los constructos

(Hermida, 2015). Recientemente se ha profundizado el debate respecto al solapamiento entre el *burnout* y *engagement* (Goering et al., 2017; Maricuțoiu, Sulea, & Iancu, 2017, Sonnentag, 2017). En términos generales, se trata de constructos emparentados pero diferentes, ya que poseen un patrón diferente de correlación con otras variables (por ejemplo, neuroticismo y extraversión), y se corrobora un efecto incremental cuando se incluyen ambos constructos en la predicción del bienestar psicológico. A pesar de ello, la fuerte correlación entre ambos (valores r en torno a .30 y .50) lleva a suponer que existe una comunalidad entre ellos.

Limitaciones

Una de las principales limitaciones del presente estudio es que las mediciones no se realizaron dejando intervalos temporales entre cada administración, esta ambigüedad temporal no permite asegurar la existencia de una relación causal entre las variables (Bakker, van Veldhoven, & Xanthopoulou, 2010). Sin embargo, los resultados obtenidos son coherentes con el modelo teórico de base, según el cual las creencias de autoeficacia desempeñan un rol predictor del *burnout* y del *engagement* en el trabajo (Llorens, García, & Salanova, 2005; Salanova, & Llorens, 2008).

Otra limitación por considerar es que la muestra de trabajadores argentinos estuvo conformada en su mayoría por trabajadores del sector privado (89%). Sería provechoso replicar el estudio con una muestra más equilibrada, conformada por proporciones similares de trabajadores del sector público y privado.

Implicancias prácticas

El *burnout* y *engagement* tienen implicancias significativas en el rendimiento y la salud de los trabajadores (Maricuțoiu, Sulea, & Iancu, 2017), lo que justifica el desarrollo de intervenciones que tiendan a aumentar el *engagement* y disminuir el *burnout*. Un metaanálisis reciente (Knight, Patterson, & Dawson, 2017) señala que las intervenciones más comunes son: 1) creación de recursos laborales, 2) creación de recursos personales, 3)

capacitación para el liderazgo y 4) promoción de la salud. Los efectos de dichas intervenciones son de moderados a grandes, no obstante, existe una alta heterogeneidad en cuanto a su eficacia. Esto denota la necesidad de ampliar la investigación respecto a qué tipo de intervenciones resultan más adecuadas y cuáles son los factores críticos a contemplar.

Los resultados obtenidos en este trabajo señalan con claridad que las creencias de autoeficacia profesional desempeñan un rol de importancia en el desarrollo del *burnout* y el *engagement* de los trabajadores españoles y argentinos; de esta manera, al aumentar las percepciones de autoeficacia profesional se incrementa el *engagement* y se disminuye los niveles de *burnout*. En función de ello es importante diseñar e implementar programas tendientes a fortalecer las creencias de autoeficacia profesional, sobre todo en trabajadores que posean “crisis de eficacia personal”. En este sentido, y considerando los lineamientos teóricos de base (Bandura, 1997; Salanova, Grau, & Llorens, 2001), sería beneficioso ajustar las tareas que los trabajadores realizan en función de sus percepciones de autoeficacia, de igual forma, aumentar las experiencias de éxito en las tareas que desempeñan cotidianamente, exponerlos a modelos sociales similares para que desarrollen adecuadamente sus funciones laborales, fomentar el uso de la retroalimentación y críticas positivas a los trabajadores, e instruir a los trabajadores para que puedan regular de manera competente las reacciones de estrés y tensión.

Referencias

- Akaike, H. (1987). *Factor analysis and AIC*. In Selected Papers of Hirotugu Akaike (pp. 371-386). Springer, New York, NY.
- Alessandri, G., Borgogni, L., Schaufeli, W. B., Caprara, G. V., & Consiglio, C. (2015). From positive orientation to job performance: The role of work engagement and self-efficacy beliefs. *Journal of Happiness Studies*, 16(3), 767-788. doi: 10.1007/s10902-014-9533-4
- Bakker, A., van Veldhoven, M., & Xanthopoulou, D. (2010). Beyond the Demand-Control Model. Triving on High Job Demands and Resources.

- Journal of Personnel Psychology*, 9(1), 3-16. doi: 10.1027/1866-5888/a000006
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Bandura, A. (2001). Guía para la construcción de escalas de autoeficacia. *Revista Evaluar*, 2(15), 7-37.
- Beccaria, L., & Groisman, F. (2016). Informalidad y segmentación del mercado laboral: El caso de la Argentina. *Revista de La CEPAL*, 2015(117), 127-143. doi: 10.18356/4d859903-es
- Bentler, P. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bertranou, F., Casanova, L., Jiménez, M., & Jiménez, M. (2014). Empleo, calidad del empleo y segmentación laboral en Argentina. *Revista de Economía Laboral*, 11(1), 24-64. doi: 10.21114/rel.2014.01.02
- Bresó, E., Salanova, M., & Schaufeli, W. (2007). In search of the “third dimensión” of burnout. *Applied Psychology: An International Review*, 56, 460-478. doi: 10.1111/j.1464-0597.2007.00290.x
- Browne, M., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen, y J. S. Long (ed.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming*. Mahway, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Carlin, M., & Garcés, E. (2010). El síndrome de burnout: Evolución histórica desde el contexto laboral al ámbito deportivo. *Anales de Psicología*, 26(1), 169-180.
- Chen, G., Gully, S., & Eden, D. (2001). Validation of a new general self-efficacy scale. *Organizational Research Methods*, 4(1), 62-83. doi: 10.1177/109442810141004
- Christian, M., Garza, A., & Slaughter, J. (2011). Work engagement: A quantitative review and test of its relations with task and contextual performance. *Personnel Psychology*, 64(1), 89-136. doi: 10.1111/j.1744-6570.2010.01203.x
- Cisneros, I., Medina, F., Munduate, L., & Dorado, M. (2012). Consecuencias emocionales de la autoeficacia en situaciones de negociación. *Apuntes de Psicología*, 30(1-3), 323-336.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power for the behavioral sciences (Second Edition)*. Hillsdale, NY: Lawrence Earlbaum Associates
- Contini, E. (2003). Multiculturalismo y Psicopatología: Perspectivas en Evaluación Psicológica. *Psicodebate*, 3, 91. doi: 10.18682/pd.v3i0.504
- Eden, D., & Granat, R. (2000). *Augmenting means efficacy to improve service performance among computer users*. Paper presented at the 15th Annual Meeting of the Society for Industrial and Organizational Psychology, New Orleans, LA.
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7, 117-140.
- Garzón-, M., Cardona, M., Rodríguez, F., & Segura, A. (2017). Informalidad y vulnerabilidad laboral: aplicación en vendedores con empleos de subsistencia. *Revista de Saúde Pública*, 51, 89. doi: 10.11606/S1518-8787.2017051006864
- Goering, D., Shimazu, A., Zhou, F., Wada, T., & Sakai, R. (2017). Not if, but how they differ: A meta-analytic test of the nomological networks of burnout and engagement. *Burnout Research*, 5, 21-34. doi: 10.1016/j.burn.2017.05.003
- Grau, r., Salanova, M., & Peiró, J. M. (2000). Efectos moduladores de la autoeficacia en el estrés laboral. *Apuntes de Psicología*, 18(1), 57-75.
- Hermida, R. (2015). The problem of allowing correlated errors in structural equation modeling: concerns and considerations. *Computational Methods in Social Sciences*, 3(1), 5.
- Hoyle, R. (1995). The Structural Equation Modeling Approach: Basic Concepts and Fundamental Issues. En R. H. Hoyle (ed.), *Structural Equation Modeling, Concepts, Issues and Applications* (pp. 1-15). Thousand Oaks, Ca: Sage.
- Iverson, R., & Maguire, C. (2000). The relationship between job and life satisfaction: Evidence from a remote mining community. *Human Relations*, 53, 807-839. doi: 10.1177/0018726700536003
- Knight, C., Patterson, M., & Dawson, J. (2017). Building work engagement: A systematic review and meta-analysis investigating the effectiveness of work engagement interventions. *Journal of Organizational Behavior*, 38(6), 792-812. doi: 10.1002/job.2167

- Lee, S. Y. (2014). How do people compare themselves with others on social network sites?: The case of Facebook. *Computers in Human Behavior*, 32, 253-260. doi: 10.1016/j.chb.2013.12.009
- Lent, R., & Brown, S. (2008). Social Cognitive Career Theory and Subjective Well-Being in the Context of Work. *Journal of Career Assessment*, 16, 6-21: doi: 10.1177/1069072707305769
- Lindley, L. (2006). The paradox of self-efficacy: research with diverse populations. *Journal of Career Assessment*, 14, 143-160. doi: 10.1177/1069072705281371.
- Llorens, S., García, M., & Salanova, M. (2005). Burnout como consecuencia de una crisis de eficacia: un estudio longitudinal en profesores de secundaria. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 21, 55-70.
- Llorens, S., Schaufeli, W., Bakker, A., & Salanova, M. (2007). Does a positive gain spiral of resources, efficacy beliefs and engagement exist?. *Computers in Human Behavior*, 23(1), 825-841. doi: 10.1016/j.chb.2004.11.012
- Lorente, L., Salanova, M., Martínez, I., & Vera, M. (2014). How personal resources predict work engagement and self-rated performance among construction workers: A social cognitive perspective. *International Journal of Psychology*, 49(3), 200-207. doi: 10.1002/ijop.12049
- Mafud, J., Arocena, F., & Moreno, M. (2017). La autoeficacia como mediador entre el estrés laboral y el bienestar. *Psicología y Salud*, 27(1), 71-78.
- Maricuțoiu, L., Sulea, C., & Iancu, A. (2017). Work engagement or burnout: Which comes first? A meta-analysis of longitudinal evidence. *Burnout Research*, 5, 35-43. doi: 10.1016/j.burn.2017.05.001
- Marsh, H., Balla J., & Hau, K. (1996). An evaluation of Incremental Fit Indices: A clarification of mathematical and empirical properties. En G. A. Marcoulides, R. E. Schumacker (ed.), *Advanced structural equation modeling, issues and techniques* (pp. 315-353). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Martínez, I. M., & Salanova, M. (2003). Niveles de burnout y engagement en estudiantes universitarios. Relación con el desempeño y desarrollo profesional. *Revista de Educación*, 330, 361-384.
- Martínez, M. (2004). *Ciencia y arte en la metodología cualitativa* (1a. ed.). México: Editorial Trillas, 123-167.
- Maslach, C., Schaufeli, W., & Leiter, M. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 397-422.
- Mussweiler, T., Rüter, K., & Epstude, K. (2006). The why, who, and how of social comparison: A social-cognition perspective. *Social comparison and social psychology: Understanding cognition, intergroup relations, and culture*, 33-54.
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory* (3a ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Podsakoff, P., Mackenzie, S., Lee, J., & Podsakoff, N. (2003). Common method variance in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88, 879-903. doi: 10.1037/0021-9010.88.5.879
- Reijseger, G., Peeters, M. C., Taris, T., & Schaufeli, W. (2017). From motivation to activation: why engaged workers are better performers. *Journal of Business and Psychology*, 32(2), 117-130. doi: 10.1007/s10869-016-9435-z
- Ruiz, M., Orpinell, G., Martínez, P., & Benach, J. (2015). ¿Es posible comparar el empleo informal en los países de América del Sur? Análisis de su definición, clasificación y medición. *Gaceta Sanitaria*, 29(1), 65-71. doi: 10.1016/j.gaceta.2014.07.015
- Saborío, L., & Hidalgo, L. (2015). Síndrome de Burnout. *Medicina Legal de Costa Rica*, 32(1), 119-124.
- Salanova, M. (2009). *Psicología de la salud ocupacional* (No. 159.9: 331). Síntesis. Madrid. ISBN: 9788497566629
- Salanova, M., & Llorens, S. (2008). Estado actual y retos futuros en el estudio del Burnout. *Papeles del Psicólogo*, 29, 59-67.
- Salanova, M., & Schaufeli, W. (2009). *El engagement en el trabajo: cuando el trabajo se convierte en pasión*. Alianza editorial.
- Salanova, M., & Schaufeli, W. (2004). El engagement de los empleados: un reto emergente para la dirección de los recursos humanos. *Estudios Financieros*, 261, 109-138.
- Salanova, M., Bresó, E., & Schaufeli, W. (2005) Hacia un modelo espiral de las creencias de eficacia en el estudio del Burnout y el Engagement. *Ansiedad y Estrés*, 11, 215-231.

- Salanova, M., Cifre, E., Grau, R., Llorens, S., & Martínez, I. (2005). Antecedentes de la autoeficacia en profesores y estudiantes universitarios: Un modelo causal. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 21(1-2).
- Salanova, M., Grau, R., Cifre, E., & Llorens, S. (2000). Computer training, frequency of usage and burnout: the moderating role of computer self-efficacy. *Computers in Human Behavior*, 16(6), 575-590. doi: 10.1016/S0747-5632(00)00028-5
- Salanova, M., Grau, R., Martínez, I., Cifre, E., Llorens, S., & García, M. (Eds.) (2004). *Nuevos Horizontes en la investigación sobre Autoeficacia*. Castellón: Colección Psique (n° 8). (pp. 294).
- Salanova, M., Llorens, S., & Schaufeli, W. (2011). "Yes, I can, I feel good, and I just do it!" On gain cycles and spirals of efficacy beliefs, affect, and engagement. *Applied Psychology*, 60(2), 255-285. doi: 10.1111/j.1464-0597.2010.00435.x
- Salanova, M., Llorens, S., Cifre, E. & Martínez, I. (2012). We need a HERO! Towards a validation of the Healthy & Resilient Organization (HERO) Model. *Group & Organization Management*, 37, 785-822. doi: 10.1177/1059601112470405
- Salanova, M., Llorens, S., Cifre, E., Martínez, I., & Schaufeli, W. (2003). Perceived collective efficacy, subjective well-being and task performance among electronic work groups. *Small Group Research*, 34, 43-73. doi: 10.1177/1046496402239577
- Salanova, M., Llorens, S., García, M., Burriel, R., Bressó, E., & Schaufeli, W. (2005). Towards a four-dimensional model of burnout: A multi-group factor-analytic study including depersonalization and cynicism. *Educational and Psychological Measurement*, 65, 901-913. doi: 10.1177/0013164405275662
- Salanova, M., Schaufeli, W. B., Llorens, S., Peiró, J. M., & Grau, R. (2000). Desde el "burnout" al "engagement": ¿una nueva perspectiva?. *Revista de Psicología del Trabajo y las Organizaciones*, 16, 117-134.
- Schaufeli, W., Salanova, M., González, V., & Bakker, A. (2002). The measurement of burnout and engagement: A confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71-92.
- Schaufeli, W.B., & Bakker, A.B. (2004). Job demands, job resources and their relationship with burnout and engagement: A multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, 25, 293-315. doi: 10.1002/job.248
- Schaufeli, W.B., & Salanova, M. (2007). Efficacy or inefficacy, that's the question: Burnout and engagement, and their relationships with efficacy beliefs. *Anxiety, Coping & Stress*, 20, 177-196. doi: 10.1080/10615800701217878
- Sonnentag, S. (2017). A task-level perspective on work engagement: A new approach that helps to differentiate the concepts of engagement and burnout. *Burnout Research*, 5, 12-20. doi: 10.1016/j.burn.2017.04.001
- Urdan, T., & Pajares, F. (Eds.). (2006). *Selfefficacy beliefs of adolescents*. IAP.
- Valiante, G. (2000) *Writing Self-efficacy and Gender Orientation. A developmental Perspective*. A Dissertation Proposal. Atlanta: Emory University.
- Ventura, M., Salanova, M., & 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. doi: 10.1080/00223980.2013.876380