

Escala de Auto-eficacia Ocupacional – Breve (OSES): exploración de sus propiedades psicométricas

César Merino-Soto⁽¹⁾; Sadith Lima-Mendoza⁽²⁾; Milagros Lozano-Huamán⁽³⁾; Gustavo Calderón – de la Cruz⁽⁴⁾; Arturo Juárez-García⁽¹⁾

¹Centro de Investigación Transdisciplinar en Psicología (Universidad Autónoma del Estado de Morelos, Cuernavaca, México)

²Universidad de San Ignacio de Loyola. Lima, Perú

³Universidad de San Ignacio de Loyola. Lima, Perú

⁴Universidad San Martín de Porres. Lima, Perú

⁵Centro de Investigación Transdisciplinar en Psicología (Universidad Autónoma del Estado de Morelos, Cuernavaca, México)

Correspondencia:

César Merino-Soto

Dirección: Centro de Investigación Transdisciplinar
en Psicología Pico de Orizaba 1.

Colonia los Volcanes, Cuernavaca, Morelos.

C. P. 62350, México.

Correo electrónico: sikayax@yahoo.com.ar

La cita de este artículo es: César Merino-Soto. Escala de Auto-eficacia Ocupacional – Breve (OSES): exploración de sus propiedades psicométricas. Rev Asoc Esp Espec Med Trab 2021; 30(2): 195-207

RESUMEN.

Objetivos: Evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Auto-eficacia Ocupacional – Breve, una medida de la variabilidad individual que modera el efecto del estrés.

Material y Método: Participaron 188 trabajadores peruanos de varias ocupaciones y carreras, quienes fueron seleccionados con muestreo no probabilístico. Se utilizó modelamiento de ecuaciones estructurales para evaluar la estructura interna, confiabilidad del puntaje y para cada ítem; se aplicó regresión lineal y ordinal para examinar la relación con sobrecarga de estrés, distrés psicológico, eficacia frente a las dificultades, y dificultades cognitivas.

Resultados: Los ítems formaron una escala unidimensional, y mantuvieron altas cargas factoriales (mayor a .80) luego de controlar

OCCUPATIONAL SELF-EFFICACY SCALE - SHORT (OSES): EXPLORATION OF PSYCHOMETRIC PROPERTIES

ABSTRACT

Objetives: To assess the psychometric properties of the Short-Occupational Self-Efficacy Scale, a measure of individual variability that moderates the effect of stress.

Material and Methods: 188 Peruvian workers from various occupations and careers participated, who were selected through a non-probabilistic sampling. Structural equation modeling was used to evaluate the internal structure, reliability of the score and for each item; linear and ordinal regression was applied to examine the relationship with stress overload, psychological distress, efficacy for cope with difficulties, and cognitive difficulties.

por efectos de sesgos de respuesta. La confiabilidad fue .96 para el puntaje total, y mayor a .75 en cada ítem. El puntaje fue un significativo predictor de sobrecarga de estrés, distrés, eficacia frente a las dificultades, y dificultades cognitivas.

Conclusiones: Los puntajes de la Escala de Auto-Eficacia Ocupacional – Breve pueden ser interpretados como una escala unidimensional, con alta confiabilidad, ítems estadísticamente similares, y con capacidad predictiva de efectos psicológicos positivos y negativos.

Palabras clave: estrés psicológico; estudio de validación; autoeficacia; psicología de la salud; estadística no paramétrica; instrumento.

Results: The items formed a one-dimensional scale and maintained high factor loadings (greater than .80) after controlling for the effects of response bias. Reliability was .96 for the total score, and greater than .75 for each item. The score was a significant predictor of stress overload, distress, efficacy for coping with difficulties, and cognitive difficulties.

Conclusions: The scores of the Short-Occupational Self-efficacy Scale can be interpreted as a one-dimensional scale, with high reliability, statistically similar items, and with predictive capacity for positive and negative psychological effects.

Key words: Stress – Psychological; validation study; self-efficacy; health psychology; nonparametric statistics; instrumentation.

Fecha de recepción: 8 de enero de 2021

Fecha de aceptación: 27 de junio de 2021

Introducción

Desde la Teoría Social Cognitiva⁽¹⁾, la autoeficacia alude a un sistema de creencias relacionadas con las capacidades del sujeto, que lo orientan a acción y el logro de una situación. La autoeficacia ha demostrado ser un constructo clave en la interacción trabajador - condiciones del trabajo; por ejemplo, desde la Teoría Demandas-Recursos Laborales, la autoeficacia es considerada un recurso personal, asociándose a los recursos laborales (e. g., autonomía en el trabajo) e influyendo en el desarrollo del bienestar del trabajador (e. g., engagement)⁽²⁾, así como en consecuentes tales como la satisfacción el desempeño laboral^(3,4). Esta asociación ha sido corroborada desde hace años también para el manejo exitoso de emociones, el engagement y solución de problemas, las cuales no solo covarían linealmente con la propia percepción de eficacia^(5,6,7), sino que también distinguen a trabajadores que serán más exitosos para afrontar

el estrés⁽⁶⁾. Con fuertes vínculos para la salud y la comprensión del incremento de los efectos del estrés, también existen correlaciones entre la baja autoeficacia, bajo cortisol y alta desorganización cognitiva⁽⁸⁾. Otros componentes cognitivos que reconociblemente son deteriorados por su aparente asociación negativa con la autoeficacia son la atención⁽⁹⁾ y memoria de trabajo⁽¹⁰⁾.

La medición de la autoeficacia es diferenciada en global y específica^(11,12); en el escenario del trabajo se aplican estas dos formas de evaluación^(13,14), pero la elección de cada una de ellas varía según los intereses del investigador, aunque también se conoce de su aplicabilidad en conjunto⁽¹⁵⁾. Según las sugerencias de Bandura⁽¹⁾, la evaluación de la autoeficacia será más determinante si se ajusta a una dimensión específica de evaluación. Integrada a esta visión⁽¹⁶⁾, aludió al término eficacia profesional, constructo que en la posteridad sería incluido también como dimensión que, ante bajos niveles, explica también el síndrome de burnout⁽¹⁷⁾.

Desde entonces se han desarrollado algunas escalas de la autoeficacia evaluada en el entorno del trabajo, y una reciente revisión de 10 mediciones puede encontrarse en Cardoso, Baptista y Rueda (2017)⁽¹⁸⁾. Un instrumento de medición no incluido en el estudio anterior fue el Cuestionario de Autoeficacia Profesional (AU-10)⁽¹⁹⁾, que en Hispanoamérica cuenta con validaciones en Perú⁽²⁰⁾, Argentina⁽²¹⁾, y México⁽²²⁾. En el presente estudio, la atención en este estudio se puso en la Occupational Self-Efficacy Scale (OSES)⁽²³⁾, construida tomando de base instrumentos asociados a la autoeficacia general y otros constructos (e.g., la esperanza) y reformulando los ítems hacia el entorno del trabajo. En el estudio de Schyns y Collan⁽²³⁾ también se presentó una versión de ocho ítems, pero en un estudio posterior emergió de seis ítems validada en cinco países de familias idiomáticas diferentes (Alemania, Suecia, Bélgica, Reino Unido y España)⁽²⁴⁾. Su estructura interna unidimensional fue corroborada, con altas y homogéneas cargas factoriales, incluyendo la invarianza de medición entre los países muestreados, y confiabilidad alta (α entre .85 y .90). Su validez fue respaldada en relación con otros constructos tales como la satisfacción laboral, el compromiso, el desempeño y la inseguridad laboral⁽²³⁾. Un estudio en población de habla portuguesa obtuvo propiedades psicométricas satisfactorias del OSES^(25,26), pero en contextos hispanos no se han replicados sus propiedades de medición, aun cuando ya fue utilizada en un estudio español⁽²⁷⁾. Los estudios de validación para corroborar sus propiedades psicométricas son necesarios para evitar inducir la validez desde otros contextos donde razonablemente existen diferencias de muestreo, condiciones de aplicación y de contexto cultural en general^(28,29).

De acuerdo a lo anterior, el presente estudio tiene por finalidad examinar psicométricamente la OSES en trabajadores peruanos, respecto a la estructura interna, confiabilidad y asociación con otras variables. Planteamos las siguientes hipótesis: 1) la estructura interna del OSES consistirá en una sola dimensión; 2) la estructura del sistema de escalamiento será adecuada (correspondiente con el número actual de opciones de respuesta); 3) la confiabilidad será alta y,

4) el puntaje del OSES se relacionará positivamente con la percepción generalizada de eficacia para superar dificultades, y se relacionará negativamente con la experiencia de sobrecarga de estrés, síntomas de distrés psicológico, y dificultades cognitivas.

Material y Métodos

Participantes

Los participantes fueron muestreados no probabilísticamente; los criterios de elegibilidad fueron: tener mayoría de edad, ser trabajador con contrato formal, y realizar alguna actividad laboral vigente. En la Tabla 1 aparecen las características de los trabajadores. La muestra convocada fue 200 trabajadores de varias ocupaciones y carreras; la muestra efectiva luego de aplicar el criterio de exclusión (ver más adelante) fue 188: 131 (69.7%) trabajadores con estudios universitarios, 38 con estudios técnicos (20.2%) y 18 con estudios básicos (9.6%; un participante no identificó información). de acuerdo a la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (30), predominantemente (> 50%) los participantes mantenían ocupaciones técnicas de nivel medio y profesionales (ver Tabla 1).

Instrumentos

Escala de autoeficacia ocupacional (OESS)⁽²⁴⁾.

Instrumento unidimensional de seis ítems escalados en seis opciones (*desde muy de acuerdo hasta muy en desacuerdo*), creados para medir la percepción de eficacia en el contexto de trabajo, y todos fraseados en dirección el constructo. Para su interpretación, se obtiene a suma total de los ítems, en que a mayor puntaje mayor autoeficacia ocupacional percibida. La versión utilizada es la presentada por los autores en su mismo estudio⁽²⁴⁾.

Patient Health Questionnaire (PHQ-4)⁽³¹⁾.

Cuestionario para la medición del distrés psicológico; incluye síntomas centrales ansiedad (2 ítems de nerviosismo y preocupación) y depresión (2 ítems de pérdida de interés y ánimo negativo), escalados ordinalmente con 4 opciones de frecuencia (desde nada hasta casi diario), con un marco de referencia son las últimas dos semanas. El instrumento tiene

TABLA 1. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA EFECTIVA DEL ESTUDIO (N = 188)

	N	%
Sexo		
Hombre	96	51,1
Mujer	92	48,9
Estado civil		
Casado(a)	37	19,7
Conviviente	24	12,8
Divorciado(a)	3	1,6
Soltero(a)	124	124
Contrato		
Estable/Definitivo	95	50,5
Eventual/Temporal	93	49,5
Jerarquía		
Director, gerente, supervisor o jefe de área	27	14,4
Administrativo, sin personal a cargo (trabajo no manual)	101	53,7
Ventas sin personal a cargo (trabajo no manual)	9	4,8
Empleado operativo (trabajo manual)	49	26,1
Otro	2	1,1
Convivencia		
Con amigos	3	1,6
Con pareja o familiares	171	91,0
Otro	2	1,1
Solo	11	5,9
Solo con mascota	1	,5
Profesión		
Ciencias de la salud	6	3,2
Ciencias básicas	1	,5
Ingeniería	20	10,6
Ciencias económicas y de la gestión	65	34,6
Humanidades, ciencias jurídicas y sociales	39	20,7
No pertenece/ no aplica	56	29,8
Sin dato	1	,5
Clasificación CIUO-08		
Directores y gerentes	3	1,6
Profesionales científicos e intelectuales	58	30,9
Técnicos y profesionales de nivel medio	57	30,3
Personal de apoyo administrativo	30	16,0
Servicios, vendedores de comercios y mercados	8	4,3
Oficiales, operarios, artesanos y artes mecánicas y otros oficios	26	13,8
Operadores de instalaciones, máquinas y ensambladores	4	2,1
Ocupaciones elementales	1	,5

un amplio y reconocido uso para escanear en diferentes poblaciones la sintomatología ansiosa y depresiva^(32,33), y debido al solapamiento de sus síntomas⁽³⁴⁾, su puntaje total representa una medida general de distrés psicológico con síntomas centrales del mismo. Debido a la alta correlación entre los ítems de ansiedad y depresión ($r = .77, p < .01$), se usó el puntaje total (confiabilidad $w = .89$, bootstrap-IC 95% = .85, .93).

Escala de sobrecarga de estrés – breve (SOS-S)(35). Medida de 10 ítems (escalados ordinalmente, desde *nada* hasta *mucho*), que evalúa la percepción de sobrecarga debida al estrés. Contiene dos dimensiones calculados por la suma simple de los ítems: vulnerabilidad personal (5 ítems) y carga de eventos (5 ítems). Para el presente estudio, los ítems fueron traducidos por un método de consenso en un panel de 5 investigadores latinos, psicólogos, con dominio del idioma inglés (entre 10 y 20 años de experiencia). Debido a la alta correlación entre ambas subescalas ($r = .88, p < .01$), se usó el puntaje total (confiabilidad $w = .95$, bootstrap-IC 95% = .94, .96).

Ítem único de hacer frente a las dificultades (IUFD). Se elaboró un ítem sobre la eficacia percibida generalizada para resolver adversidades y que indica una evaluación global de la aplicación de estrategias o alguna acción frente a estresores percibidos. Su contenido fue *“Puedo hacer frente a las dificultades (problemas) que se me presentan”*, y estuvo escalado en cinco opciones (muy en desacuerdo, en desacuerdo, entre uno y otro, de acuerdo y muy de acuerdo). Esta medida se elaboró en el marco de medidas breves eficientes y válidas aplicadas en contexto laboral⁽³⁶⁾.

Dificultades cognitivas. Se creó un *proxy* de problemas globales de naturaleza cognitiva en el contexto laboral, asociados con la atención, memoria y desempeño debido que son aspectos sensibles al estrés⁽³⁷⁾ y moderados por la autoeficacia:^(8,9,10) *¿Con qué frecuencia ha tenido problemas de memoria (por ejemplo, olvidar dónde puso las cosas), atención (por ejemplo, pobre concentración) o acción (por ejemplo, hacer mal algo) en el trabajo?*, con cinco opciones ordinales (nada, raramente, ocasionalmente, con frecuencia, muy frecuentemente).

Procedimiento

Recolección de datos. Los procedimientos para la recolección de datos se realizaron a través de la elaboración de un enlace que derivaba a cada participante a un cuestionario on-line, el cual contuvo en primer lugar, un formulario de consentimiento informado con información sobre el objetivo de la investigación, y declaraciones sobre la participación voluntaria, la confidencialidad de los datos recolectados, la anonimidad de respuesta, y la disposición a resolver dudas por parte del investigador principal. En segundo lugar, la ficha sociodemográfica y, finalmente, los instrumentos de aplicación con una breve explicación de cada una de estas al iniciar. Todo el proceso se hizo en concordancia de la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial.

Se procedió al envío masivo del enlace a los participantes seleccionados de la agenda de contactos de correo electrónico y de las redes sociales de los autores. En el texto del mensaje se presentó una breve explicación del propósito y de la importancia de la investigación, así como de la condición de anonimidad de respuesta. Se ofrecieron datos de contacto para resolver alguna duda sobre el contenido de los instrumentos. Al término de la administración, se les solicitó, de ser posible, informar haber culminado con la prueba mediante una imagen del registro de sus respuestas, de modo que se pudo ir revisando progresivamente que cada prueba fuera respondida en su totalidad.

Análisis. Los análisis se orientaron hacia la detección de datos atípicos multivariados para atenuar sesgos de respuestas, las propiedades distribucionales de los ítems, la estructura interna y la relación con otras variables.

Sesgos de respuesta. Se detectaron casos extremos multivariados mediante la distancia $D^{(38)}$; esta es una medida eficiente y general para detectar potenciales participantes con respuestas alejadas del centroide de respuestas de la muestra⁽³⁹⁾ para este propósito se utilizó el programa *careless*⁽⁴⁰⁾.

Análisis de ítems. Primero, se obtuvieron estadísticos descriptivos, y la normalidad univariada se probó mediante la prueba Anderson-Darling en el nivel

TABLA 2. RESULTADOS DESCRIPTIVOS Y DE ASOCIACIÓN PARA LOS ÍTEMS DEL OSES (N = 188)

Medidas de asociación											
	OSES1	OSES2	OSES3	OSES4	OSES5	OSES6		PHQ-4	SOS	IUFD	IUDC
OSES1	1.00	.75	.68	.67	.66	.69		-.33	-.50	.43	-.27
OSES2	.89	1.00	.71	.66	.67	.64		-.31	-.44	.39	-.26
OSES3	.80	.83	1.00	.62	.66	.64		-.39	-.54	.32	-.29
OSES4	.83	.81	.75	1.00	.65	.72		-.28	-.48	.27	-.29
OSES5	.81	.83	.77	.82	1.00	.71		-.23	-.45	.35	-.22
OSES6	.84	.79	.79	.88	.85	1.00		-.28	-.47	.32	-.26
Estadísticos descriptivos											
AD	16.06	12.96	12.3	15.59	12.97	13.72					
M	4.96	4.98	4.93	5.03	5.04	5.01					
DE	1.00	0.98	1.06	1.04	1.01	1.03					
As	-1.74	-1.38	-1.44	-1.66	-1.4	-1.51					
Cu	4.1	2.6	2.7	3.3	2.5	2.9					
AENO	3.32	3.50	3.68	3.42	3.53	3.52					

Nota. OSES: ítems de la escala de autoeficacia ocupacional. AD: prueba de normalidad Anderson-Darling. As y Cu: coeficiente de asimetría y curtosis respectivamente. PHQ-4: distrés psicológico. SOS: sobrecarga de estrés. IUFD: hacer frente a las dificultades. IUDC: dificultades cognitivas. IUAT: apoyo social tangible. Arriba de la diagonal: correlaciones monotónicas Spearman. Debajo de la diagonal: correlaciones policóricas. ns: estadísticamente no significativa. Todas las correlaciones fueron $p < .01$.

nominal .15⁽⁴¹⁾, con el programa MVN ⁽⁴²⁾. Segundo, la estructura del sistema del escalamiento se hizo con un enfoque no paramétrico, identificando el número aproximado eficiente de k opciones de respuesta; se aplicó el estimador AENO⁽⁴³⁾, que produce un coeficiente entre k_{min} (el mínimo número posible de opción de respuesta, o sea 1) y k_{max} (el máximo número posible de opciones de respuesta). Finalmente, la asociación entre los ítems y las variables criterio (i.e., sobrecarga de estrés, distrés psicológico, dificultades cognitivas y apoyo social tangible) fueron examinadas con el coeficiente de asociación monotónica de Spearman; se usó el programa R *rcompanion*⁽⁴⁴⁾.

Estructura interna. Fue examinada mediante el modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM), con el estimador WLSMV⁽⁴⁵⁾ con correlaciones policóricas entre los ítems. Debido que el OSES fue diseñado

para representar un constructo unidimensional, primero se probó el modelo unidimensional con la estimación libre de las cargas factoriales. En segundo lugar, se probó un modelo de dos dimensiones, uno fue el factor sustantivo y el otro fue un factor de método; éste fue implementado con un factor de interceptos aleatorios generalizados para los ítems (F_{met})⁽⁴⁶⁾, que captura las diferencias individuales en la respuesta de los ítems independientes de la varianza en el factor sustantivo (i.e., factor de autoeficacia ocupacional) y las diferencias en cada ítem evaluado del OSES. Se estimó la varianza del factor del método y las cargas factoriales como indicadores adicionales de los posibles efectos de método. Para evaluar el ajuste en general, se aplicaron coeficientes de ajuste aproximados, como CFI ($> .95$) y SRMR ($< .05$) y WRMR ($\leq .90$)⁽⁴⁷⁾; no se usó RMSEA debido a su sensibilidad al escaso número de

TABLA 3. ESTRUCTURA INTERNA: UNIDIMENSIONAL Y UNIDIMENSIONAL CON FACTOR DE MÉTODO (N = 188)

	Unidimensional	Unidimensional con factor de método		Confiabilidad del ítem	
	F	F	Fmet	Ritc	rii
OSSES1	.93	.84	.38	.87	.80
OSSES2	.93	.78	.60	.86	.78
OSSES3	.86	.78	.36	.81	.69
OSSES4	.91	.90	.15	.86	.78
OSSES5	.90	.86	.26	.86	.77
OSSES6	.92	.96	.05	.87	.79
Varianza	.86	-	.14	-	-
Ajuste					
WLSMV-c2 (gl)	19.12 (9)	1.03 (3)		-	-
CFI	.999	1.00		-	-
WRMR	.652	.151		-	-
SRMR	.025	.003		-	-
Confiabilidad					
w	.96	.94	-	-	-
α	.95	-	-	-	-

Nota. F: factor sustantivo. Fmet: factor de método. ritc: correlación ítem-test corregido. rii: confiabilidad del ítem. α y w: coeficientes de confiabilidad. gl: grados de libertad.

grados de libertad^(48,49). Se implementaron mediante los programas *lavaan*⁽⁵⁰⁾ y *semTools*⁽⁵¹⁾.

Confiabilidad. Fue examinada en el nivel del puntaje total mediante el coeficiente alfa y omega (macro SPSS *omega*)⁽⁵²⁾, y en el nivel de los ítems mediante con el método de correlación atenuada⁽⁵³⁾; valores superiores a .30 aseguran estabilidad en las respuestas a los ítems individuales.

Asociación con variables externas. Se obtuvieron coeficientes de asociación monotónica (correlación de Spearman), así como se regresiones lineales con distrés psicológico y sobrecarga de estrés, y regresiones ordinales con los ítems únicos de dificultades cognitivas y autoeficacia generalizada). Para la regresión lineal, se aplicó una prueba χ^2 global de presunciones estadísticas (asimetría y curtosis de los residuales, linealidad y homocedasticidad),

mediante el programa *gvlma*⁽⁵⁴⁾. El incumplimiento de alguno de estos presupuestos fue resuelto mediante el muestreo Bootstrap no paramétrico del error estándar de los parámetros de regresión, con 1000 muestras de replicación⁽⁵⁵⁾. La regresión ordinal se hizo con un modelo de umbrales flexibles, vínculo *logit* y enfoque acumulativo (programa ordinal)⁽⁵⁶⁾.

Resultados

Sesgos de respuesta. Se detectaron 13 datos atípicos multivariados mayores a entre *D2* 17.84 y 66.30, y fueron removidos de los datos; de este modo la muestra efectiva fue 188 participantes.

Análisis de ítems. En la Tabla 2 se muestran los resultados. Los estadísticos de Mardia respecto a la asimetría ($As_{Mardia} = 511.38$, $p < .01$) y curtosis

TABLA 4. MODELAMIENTO DE LAS ASOCIACIONES DE OSES CON LAS VARIABLES EXTERNAS (N = 188)

	Regression lineal			Regression ordinal			
	PHQ-4	SOS-S		IUFD		IUDC	
Ajuste			Ajuste				
R^2 (R^2_{aj})	.19 (.18)	.25 (.24)	$R^2_{McFadden}$.078		.04	
$F(3, 184)$	14.86*	21.41*	LR	28.42*		20.69*	
Coefficientes			Coefficientes				
	B (ee)	B (ee)		B (ee)	OR	B (ee)	OR
Sexo	.73 (.29) *	2.46 (1.25)*	Sexo	-.41 (.29)*	.65	.67 (.28) *	1.96
Edad	-.01 (.01)	.06 (.10)	Edad	-.00 (.02)	.99	.02 (.01)	1.02
OSES	-.16 (.03) *	-.85 (.14) *	OSES	.14 (.03) *	1.15	-.09 (.02) *	.90

Nota. F: prueba F. R^2_{aj} : r cuadrado ajustado. ee: error estándar. LR: prueba Likelihood Ratio. OSES: autoeficacia ocupacional. PHQ-4: distres psicológico. IUFD: autoeficacia para las dificultades. IUDC: dificultades cognitivas.
*p < .05

multivariadas ($Cu_{Mardia} = 27.75$, $p < .01$) sugieren un desvío grande de la normalidad estadística. La respuesta promedio predominante de ubica entre las opciones 4 (*ligeramente de acuerdo*) y 5 (*de acuerdo*), y la variabilidad tiende a ser también similar entre los ítems. respecto a la funcionalidad de las categorías, consistentemente las tres primeras opciones de respuesta mostraron frecuencias menos de 10, y AENO indicó que el número de opciones de respuesta funcionales ocurre entre 3 y 4. Respecto a la asociación ítems-constructos, se halló en general asociaciones moderadas o fuertes, todas estadísticamente significativas y en la dirección teórica esperada. Con la medida de dificultades cognitivas el tamaño de las correlaciones fue comparativamente menor ($r_{media} = -.26$) respecto a los otros constructos, r_{media} entre $-.30$ (PHQ: distrés) y $-.48$ (SOS-S: sobrecarga de estrés).

Estructura interna. Los resultados presentados en la Tabla 3 muestran que una dimensión se ajusta satisfactoriamente a las respuestas del OSES, con cargas factoriales altas ($> .85$) y parecidas en su magnitud. Con el ajuste al modelo de interceptos aleatorios generalizados, hubo una disminución de las cargas factoriales sustantivas, pero el monto de este decremento que puede considerarse pequeña

(entre 1% en el ítem 4, y 16% en el ítem 2), y las cargas se mantuvieron aún altas (entre $.78$ y $.96$).

Confiabilidad. La consistencia interna fue alta, con y sin el factor de método ($\geq .93$); y el factor de método apenas produjo una variación (ver Tabla 3). La confiabilidad del ítem también obtuvo valores muy altos, y claramente superiores al punto de corte ($\geq .30$).

Asociación con otras variables. Las presunciones estadísticas para la regresión lineal del PHQ-4 (Global - $c^2 = 114.85$, $p < .01$) y SOS-S (Global - $c^2 = 42.06$, $p < .01$) no fueron satisfechas, así que se implementó el muestreo Bootstrap para estimar la significancia estadística, con 1000 muestras simuladas. En la Tabla 4 se muestran los resultados, en que la edad no expresa algún efecto sobre PHQ-4 y SOS-S, mientras que el sexo tiene efectos estadísticamente significativos. Una vez controladas ambas variables demográficas, OSES mostró efecto sustancial sobre PHQ-4 y SOS-S ($R^2 > .10$), y el signo negativo en ambos indica que el decremento en ellos se asocia al incremento de la autoeficacia ocupacional OSES. Respecto a regresión ordinal, los modelos sobre eficacia para el afrontamiento y dificultades cognitivas fueron estadísticamente significativas, controlando los efectos del sexo y

edad, OSES también estadísticamente significativo y en la dirección teórica (positiva para IUFD y negativa para UIDC).

Discusión

El presente estudio se enfocó que exponer los primeros resultados psicométricos en un contexto específico latinoamericano (i.e., Perú), de la medida breve de autoeficacia ocupacional (OSES), creada para describir las creencias sobre las capacidades individuales para hacer frente a las tareas y problemas laborales. Los resultados estadísticos de tipo descriptivo y asociativo hallados en el nivel de los ítems mostraron ser similares completamente entre ellos, y no fue posible distinguir ítems con funcionamiento diferente en estos aspectos estadísticos, o alguno que fuera psicométricamente superior al resto. Esto indica que los contenidos incluidos en los ítems del OSES son similares conceptualmente, y cada uno de ellos tiene un comportamiento asociativo también similar con medidas de distrés, sobrecarga de estrés, percepción generalizada de eficacia y percepción global de dificultades cognitivas. Una implicación de esto es que una reducción del número de ítems es una opción razonable cuando el balance entre el costo y beneficio de usar varios instrumentos en una encuesta no favorece la extensión de los mismos. Por ejemplo, en repetidas mediciones para una intervención, o en poblaciones de trabajadores donde el tiempo para llenar una encuesta multidimensional comprometa el trabajo mismo. Por el contrario, donde la extensión del instrumento no es un problema, mantener el OSES completo es recomendable.

Respecto a la estructura interna, la unidimensionalidad fue establecida satisfactoriamente, así como la similaridad de la fuerza métrica de los ítems para representar al constructo; en otras palabras, los ítems parecen acomodarse bien a una condición llamada tau-equivalencia, en que las cargas factoriales se asumen iguales. La inclusión de un factor de método (F_{met} , con interceptos aleatorios en los ítems) no deterioró la fuerza métrica de los ítems, y la varianza retenida por este factor fue pequeña; esto implica que en la

situación como fue utilizado el OSES, puede existir reducidos problemas asociados a sesgos potenciales de respuesta⁽⁴⁶⁾. Un hallazgo interesante fue que las cargas factoriales en F_{met} no fueron iguales, y uno de los ítems mostró mayor variabilidad en F_{met} . No es claro el motivo, y puede haber emergido por error de muestreo. Dos implicaciones de estos resultados son que la unidimensionalidad teórica se mantiene como en otros estudios^(24,25,26,27,57), y los posibles sesgos de respuesta no parecen ser un problema serio al menos en la presente muestra. Respecto al ítem con potencial mayor sesgo de respuesta, hay una posible señal para investigar su potencial funcionamiento diferencial.

Esta característica del modelo de medición del OSES (tau equivalencia) indica también que el coeficiente α es un estimador suficiente de la consistencia interna, tal como se pudo corroborar cuando los coeficientes obtenidos (α y w) fueron prácticamente iguales en magnitud, y en tamaño (altos valores). La confiabilidad de los ítems fue también alta y muy por encima del punto de corte sugerido⁽⁵³⁾, indicando que la repetibilidad de las respuestas en condiciones similares tiene alta probabilidad de ocurrir. En conjunto, la confiabilidad del puntaje y los ítems sugieren que el error de medición es pequeño y el puntaje total puede utilizarse para fines de evaluación individual.

El puntaje del OSES fue un predictor con consistencia teórica en las variables externas elegidas una vez controlada la variabilidad del sexo y la edad, respondiendo de esta manera a su validez asociada con otros constructos. En primer lugar, se demostró el efecto de la autoeficacia ocupacional en el incremento de la autoeficacia general, centrada en la percepción de hacer frente a las dificultades. Este resultado responde a la estrecha convergencia entre dos medidas teóricamente relacionadas, y respalda que los dominios específicos (e.g., la autoeficacia ocupacional) aporta al desarrollo de creencias sobre las capacidades para afrontar situaciones estresantes de la vida en general.

Asimismo, el decremento del distrés psicológico y estrés percibido general ante el incremento de la autoeficacia ocupacional sugiere que la experiencia

de creencias sobre las capacidades asociadas al contexto laboral es una fuente protectora sobre estas manifestaciones negativas del estrés. Este resultado es corroborativo con estudios previos que acreditan la asociación de la autoeficacia con el distrés^(58,59) y el estrés percibido general^(60, 61). Por su parte, los problemas cognitivos asociados al desempeño también tuvieron vinculación negativa con la autoeficacia ocupacional, algo que describe el vínculo regulatorio de la autoeficacia con los procesos cognitivos⁽¹⁾; de este modo, podemos afirmar que las creencias de autoeficacia ocupacional pueden activar los procesos asociados a la atención y memoria durante el desempeño laboral del empleado. Finalmente, considerando que el incremento de la autoeficacia ocupacional se asocia con la percepción afrontamiento efectivo en el individuo y reduce el malestar psicosocial del trabajo y los problemas involucrado en el deficiente desempeño, su inclusión en las intervenciones en el trabajo es recomendable^(23,62), y una medida como el OSES útil para estos propósitos.

Las limitaciones del estudio fueron: primero, debido al tamaño de la muestra para cada grupo comparable, no se hizo un análisis de la equivalencia o invarianza de medición, por lo que se desconoce la viabilidad de comparación entre grupos de distintos contextos o características. Segundo, factores psicosociales del contexto no fueron incluidos como fuentes de exposición, y por lo tanto el papel moderador de la autoeficacia ocupacional no fue corroborado. Tercero, la representatividad de de los resultados no está garantizada con el muestreo efectuado; cuarto, aunque los resultados de la estructura interna fueron similares al estudio original⁽²⁴⁾, el tamaño muestral no asegura la estabilidad de los resultados en futuras muestras; y quinto, los resultados del ajuste de la regresión ordinal fueron estadísticamente significativos pero con bajas varianzas explicadas ($R^2_{McFadden} < .10$), y puede requerirse medidas multi-ítem para maximizar la variabilidad de estos constructos comparados con medidas de ítems únicos.

Hay un valor no solo nominal o descriptivo, sino también explicativo respecto al papel de la

autoeficacia ocupacional en este nuevo contexto de aplicación (trabajadores peruanos). Concluimos que las evidencias de validez obtenidas para interpretar los puntajes del OSES son satisfactorias y conducen a vías de investigación y aplicación profesional para usarlo.

Agradecimientos

El manuscrito de parte del estudio doctoral de primer autor, apoyado por la beca – CONACYT.

Conflicto de interés

Ninguno

Bibliografía

1. Bandura A. Self-efficacy: The exercise of control. New York: Freeman; 1997.
2. Bakker AB, Demerouti E. La teoría de las demandas y los recursos laborales. *Revista de Psicología Del Trabajo y de Las Organizaciones*. 2013;29(3):107–15.
3. Judge TA, Bono JE. Relationship of core self-evaluations traits—self-esteem, generalized self-efficacy, locus of control, and emotional stability—with job satisfaction and job performance: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*. 2001;86(1):80–92.
4. Luthans F, Avolio BJ, Avey JB, Norman SM. Positive psychological capital: Measurement and relationship with performance and satisfaction. *Personnel Psychology*. 2007;60(3):541–72.
5. Salanova M, Schaufeli W, Llorens S, Peiró J, Grau R. Desde el burnout al engagement: ¿una nueva perspectiva? *Revista de Psicología del Trabajo y las Organizaciones*. 2000;16(2):117 – 34.
6. Schwoerer C, May D. Age and work outcomes: the moderating effects of self-efficacy and tool design effectiveness. *Journal of Organizational Behavior*. 1996;17(5):469–87.
7. Shea C, Howell J. Efficacy-performance spirals: An empirical test. *Journal of Management*. 2000;26(4):791–811.
8. Boschi H, Trenoweth S, Sheppard ZA. Stress at work: Factors associated with cognitive disorganisation

- among private sector professionals [published correction appears in *Health Psychol Open*. *Health Psychology Open*. 2018;4(3):2055102917718376.
9. Horvat M, Tement S. Self-reported cognitive difficulties and cognitive functioning in relation to emotional exhaustion: Evidence from two studies. *Stress Health*. 2020;36:350–64.
 10. Eskildsen A, Andersen LP, Pedersen AD, Vandborg SK, Andersen JH. Work-related stress is associated with impaired neuropsychological test performance: a clinical cross-sectional study. *Stress*. 2015;18(2):198–207.
 11. Bandura A. Guide for constructing self-efficacy scales. In: Pajares EF, Urdan TC, editors. *Self-efficacy beliefs of adolescents*. Greenwich: Age Publishing, Inc; 2006. p. 30–7.
 12. Bandura A. Social cognitive theory: an agentic perspective. *Annual Review of Psychology*. 2001;52:1–26.
 13. Xanthopoulou D, Bakker AB, Demerouti E, Schaufeli WB. The role of personal resources in the job demands-resources model. *International Journal of Stress Management*. 2007;14(2):121–41.
 14. Ventura M, Salanova M, Llorens S. Professional self-efficacy as a predictor of burnout and engagement: the role of challenge and hindrance demands. *The Journal of Psychology*. 2014;149(3):277–302.
 15. Troesch LM, Bauer CE. Second career teachers: Job satisfaction, job stress, and the role of self-efficacy. *Teaching and Teacher Education*. 2017;67:389–98.
 16. Cherniss C. Role of professional self-efficacy in the etiology and amelioration of burnout. In: Schaufeli WB, Maslach C, Marek T, editors. *Series in applied psychology: Social issues and questions Professional burnout: Recent developments in theory and research*: Taylor & Francis; 1993. p. 135–49.
 17. Maslach C, Jackson SE, Leiter M. *Maslach Burnout Inventory*. Manual. 1996.
 18. Cardoso HF, Baptista MN, Rueda F. Autoeficacia en el trabajo: revisión bibliométrica entre 2004 y 2014 en la base de datos ebsco – Academic Search. *Psicología desde el caribe*. 2017;34(3).
 19. Salanova M. Una escala de medida de la autoeficacia en el trabajo. *Prácticas de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*. Madrid: Sanz y Torres; 2004.
 20. Calderón-De la Cruz G, Domínguez-Lara S, Arroyo-Rodríguez F. Análisis psicométrico preliminar de una medida breve de autoeficacia profesional en trabajadores peruanos: AU-10. *Psicogente*. 2018;21(39):12-24.
 21. Maffei L, Spontón C, Spontón M, Castellano E, Medrano LA. Adaptación del Cuestionario de Autoeficacia Profesional (AU-10) a la población de trabajadores cordobeses. *Pensamiento Psicológico*. 2012;10(1):51 – 62.
 22. Valdez-Estrella A, Jiménez-Hernández E, Villa-George F. Propiedades psicométricas del cuestionario de autoeficacia profesional (AU-10) en jóvenes mexicanos que estudian y trabajan. *Revista Digital Internacional de Psicología y Ciencia Social*. 2015;1(2):228–43.
 23. Schyns B, Collani G. A new occupational self-efficacy scale and its relation to personality constructs and organizational variables. *European Journal of Work and Organizational Psychology*. 2002;11(2):219–41.
 24. Rigotti T, Schyns B, Mohr G. A short version of the occupational self-efficacy scale: Structural and construct validity across five countries. *Journal of Career Assessment*. 2008;16(2):238–55.
 25. Damásio BF, Freitas CPP, Koller SH. Occupational Self-Efficacy Scale – Short Form (OSS-SF): Adaptation and evidence of construct validity of the Brazilian version. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*. 2014;15(1):65–74.
 26. Figueiredo B, Pinto C, Helena S. Occupational Self-Efficacy Scale – Short Form (OSS-SF): Adaptation and evidence of construct validity of the Brazilian versión. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*. 2014;15(15):65 – 74.
 27. Merino E, Fernández M, Bargsted M. El papel moderador de la autoeficacia ocupacional entre la satisfacción y la irritación laboral. *Universitas Psychologica*. 2015;14(1):219– 30.
 28. Merino-Soto C, Angulo-Ramos M. Inducción de la validez: comentarios al estudio de validación del Compliance Questionnaire on Rheumatology. *Revista Colombiana de Reumatología*. 2020.
 29. Merino-Soto C, Cruz GA. Validez de estudios peruanos sobre estrés y burnout. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Publica*. 2018;35(2):353– 4.

30. Organization IL. ISCO-08 Structure, index correspondence with ISCO-88 2017 [Available from: www.ilo.org/public/english/bureau/stat/isco/isco08/index.htm].
31. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB, Löwe B. An ultra-brief screening scale for anxiety and depression: the PHQ-4. *Psychosomatics*. 2009.
32. Stanhope J. Patient Health Questionnaire-4. *Occupational Medicine*. 2016;66:760–1.
33. Löwe B, Wahl I, Rose M, Spitzer C, Glaesmer H, Winterfeld K, et al. A 4-item measure of depression and anxiety: Validation and standardization of the patient health questionnaire-4 (PHQ-4) in the general population. *Journal of Affective Disorders*. 2010;122:86–95.
34. Kohlmann S, Gierk B, Hilbert A, Brähler E, Löwe B. The overlap of somatic, anxious and depressive syndromes: A population-based analysis. *Journal of Psychosomatic Research*. 2016;90:51–6.
35. Amirkhan JH. A brief stress diagnostic tool: The Short Stress Overload Scale. *Assessment*. 2018;25(8):1001–13.
36. Williams G, Smith A. Using single-item measures to examine the relationships between work, personality, and well-being in the workplace. *Psychology*. 2016;7:753–67.
37. Setterlind S, Larsson G. The stress profile: A psychosocial approach to measuring stress. *Stress Medicine*. 1995;11:85–92.
38. Mahalanobis PC. On the generalised distance in statistics. *Sankhya A*. 1936;80:1–7.
39. Curran PG. Methods for the detection of carelessly invalid responses in survey data. *Journal of Experimental Social Psychology*. 2016;66:4–19.
40. Yentes RD, Wilhelm F. careless: procedures for computing indices of careless responding. R package version 1.1.3. 2018.
41. Keselman HJ, Othman AR, Wilcox RR. Preliminary testing for normality: is this a good practice? *Journal of Modern Applied Statistical Methods*. 2013;12(2):2.
42. Korkmaz S, Goksuluk D, Zararsiz G. MVN: An R package for assessing multivariate normality. *The R Journal*. 2014;6(2):151–62.
43. Sato T, Morimoto U, editors. Sentaku-shi keishiki tesuto kaitou bunpu no bunseki [Analyzing endorsement distribution of selected-response items. Proceedings of the 4th Annual Meeting of the Behaviometric Society of Japan; 1976; Tokio: Behaviometric Society of Japan.
44. Mangiafico S. rcompanion: functions to support extension education program evaluation. 2020.
45. Muthén BO, Toit S, Spisic D. Robust inference using weighted least squares and quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes. 1997.
46. Maydeu-Olivares A, Steenkamp JEM. An integrated procedure to control for common method variance in survey data using random intercept factor analysis models. 2018.
47. Yu C-Y. Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes [Unpublished doctoral dissertation]. Los Angeles, CA: University of California; 2002.
48. Shi D, Maydeu-Olivares A, Rosseel Y. Assessing fit in ordinal factor analysis models: SRMR vs. RMSEA, Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 2020;27(1):1–15.
49. DiStefano D, Liu J, Jiang N, Shi D. Examination of the weighted root mean square residual: evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 2018;25(3):453–66.
50. Rosseel Y. lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*. 2012;48(2):1–36.
51. Jorgensen TD, Pornprasertmanit S, Schoemann AM, Rosseel Y. semTools: Useful tools for structural equation modeling. 2020.
52. Hayes AF, Coutts JJ. Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *but. Communication Methods and Measures*. 2020;14(1):1–24.
53. Zijlmans EAO, Ark LA, Tijmstra J, Sijtsma K. Methods for estimating item-score reliability. *Applied Psychological Measurement*. 2018;42:553–70.
54. Pena EA, Slate EH. gvlma: Global validation of linear models assumptions. R package version 1.0.0.3. 2019.
55. Canty A, Ripley B. boot: Bootstrap R (S-Plus) Functions. R package version 1.3-25. 2020.
56. Christensen RHB. ordinal - Regression models for ordinal data. R package version 2019.12-10. 2019.

57. König CJ, Debus ME, Häusler S, Lendenmann N, Kleinmann M. Examining occupational self-efficacy, work locus of control and communication as moderators of the job insecurity-job performance relationship. *Economic and Industrial Democracy*. 2010;31(2):231–47.
58. Chan DW. Stress, self-efficacy, social support, and psychological distress among prospective Chinese teachers in Hong Kong. *Educational Psychology*. 2002;22(5):557–69.
59. Fillion L, Tremblay I, Truchon M, Côté D, Struthers CW, Dupuis R. Job satisfaction and emotional distress among nurses providing palliative care: Empirical evidence for an integrative occupational stress-model. *International Journal of Stress Management*. 2007;14(1):1–25.
60. Boujut E, Popa-Roch M, Palomares E-A, Dean A, Cappe E. Self-efficacy and burnout in teachers of students with autism spectrum disorder. *Research in Autism Spectrum Disorders*. 2017;36:8–20.
61. Pérez-Fuentes M, Molero Jurado M, Barragán Martín A, Simón Márquez M, Martos Martínez Á, Gázquez Linares J. The mediating role of perceived stress in the relationship of self-efficacy and work engagement in nurses. *Journal of Clinical Medicine*. 2018;8(1):10.
62. Jex S, Bliese P. Efficacy beliefs as a moderator of the impact of work-related stressors: A multilevel study. *Journal of Applied Psychology*. 1999;84(3):349–61.