

# ENTUSIASMO POR EL TRABAJO (ENGAGEMENT): UN ESTUDIO DE VALIDEZ EN PROFESIONALES DE LA DOCENCIA EN LIMA, PERÚ

## WORK ENGAGEMENT: A VALIDITY STUDY IN TEACHING PROFESSIONALS FROM LIMA, PERU

Cinthy Flores Jiménez\*, Manuel Fernández Arata\*\*, Arturo Juárez García\*\*\*,  
César Merino Soto\*\*\*\* y Marisut Guimet Castro\*\*\*\*\*  
Universidad Autónoma del Estado de Morelos, México  
Universidad de San Martín de Porres, Perú

Recibido: 2 de setiembre de 2015

Aceptado: 26 de noviembre de 2015

### RESUMEN

El entusiasmo por el trabajo (*work engagement*) es un constructo que integra sentimientos de Vigor, Dedicación y Absorción (Schaufeli, Salanova, González-Romá y Bakker, 2002). El presente estudio tiene por objetivo investigar la validez factorial de la Utrecht Work Engagement Scale (UWES) en las versiones de 15 y 9 ítems en una muestra de 145 profesores de la ciudad de Lima, Perú. Se utilizaron análisis exploratorios y análisis factoriales confirmatorios. Los resultados mostraron que la UWES tiene adecuadas propiedades psicométricas, respetando su estructura tridimensional y, particularmente, la versión de 9 ítems evidenció los mejores índices de ajuste. Futuros estudios deberán confirmar estos hallazgos.

**Palabras clave:** Engagement, entusiasmo por el trabajo, profesores, Utrech Work Engagement Scale, validez factorial.

### ABSTRACT

Work engagement is a construct that integrates feelings of vigor, dedication and absorption (Schaufeli, Salanova, Gonzalez-Roma and Bakker, 2002). The purpose of this study is to investigate the factorial validity of the Utrecht Work Engagement Scale (UWES) with versions of 15 and 9 items, in a sample by 145 teachers from Lima, Peru. We used exploratory analysis and confirmatory factor analysis. The results show that the UWES has adequate psychometric properties, while respecting its three-dimensional structure, and particularly the 9 items version showed better indices of adjustment. Future studies will be required to confirm these findings.

**Keywords:** Engagement, work engagement, teachers, Utrecht Work Engagement Scale, factorial validity

El enfoque de la psicología positiva propone el estudio principalmente de las fortalezas inherentes a individuos y contextos, y la comprensión o explicación de los factores y procesos «salutogénicos» que tienen un positivo impacto en la capacidad de las personas para desarrollar mecanismos de adaptación exitosas ante circunstancias adversas (Peterson y Seligman, 2004) y que, contrariamente a los de

«riesgo», buscan las causas de lo saludable y sobre aquello que impulsa las fortalezas humanas, las virtudes, el bienestar y los efectos psicológicos positivos del ambiente (Seligman y Csikszentmihalyi, 2000). Su énfasis se concentra en mejorar la calidad de vida en el trabajo, proteger y promover la seguridad, la salud y el bienestar de los trabajadores (Salanova, 2009).

\* Cinthya.flores@live.com      \*\*\*\* sikayax@yahoo.com.ar  
\*\* mfernandezal@usmp.pe      \*\*\*\*\* mguimet@usmp.pe  
\*\*\* arturojuarezg@hotmail.com

Dentro de este marco, podría ubicarse el origen del constructo *engagement*, efecto psicológico del trabajo que ha cobrado gran popularidad y que Schaufeli et al. (2002) han definido como un constructo que integra sentimientos de Vigor, Dedicación y Absorción. Es justamente a partir de esta definición y aproximación que el *engagement* toma por primera vez un matiz más científico. Se trata de un concepto que está recibiendo especial atención en la investigación en los últimos años (Bakker, Schaufeli, Leiter y Taris, 2008).

Los orígenes teóricos de la visión tridimensional del *engagement* se basaban justo en la contraparte del síndrome de burnout, donde la presencia del primero significa la ausencia del segundo en una relación directa y proporcional (Maslach y Leiter, 1997); sin embargo, para Schaufeli et al. (2002), es un fenómeno que no se ubica en un continuo de oposición directa a las tres dimensiones del burnout, sino que es independiente y, como constructo motivacional, es caracterizado por sus tres componentes. Por *vigor* se entienden los altos niveles de energía y resiliencia mental mientras se trabaja, voluntad de invertir en el trabajo y persistencia en situaciones de dificultades. La *dedicación* se refiere a estar fuertemente motivado en el trabajo y experimentar un sentido de significancia, entusiasmo, inspiración, orgullo y desafío. Finalmente, el componente de *absorción* se caracteriza por estar completamente concentrado y envuelto en el trabajo, con dificultad para desapegarse de él y percibiendo que el tiempo pasa ligeramente.

Diversos estudios evidencian que los trabajadores con alto *engagement* son más activos, toman iniciativas personales, se autoretroalimentan respecto de su desempeño, buscan nuevos retos, se comprometen con la excelencia, se ajustan a los valores de la organización, participan en diversas actividades fuera del trabajo, se ven capaces de afrontar las nuevas demandas del día a día laboral, tienen alta energía y, además, manifiestan una conexión energética y efectiva con su trabajo (Salanova, Schaufeli, Llorens, Peiró y Grau, 2000; Schaufeli et al., 2001; Schaufeli et al., 2002).

Aunque comúnmente se utiliza el término anglosajón *engagement* en la literatura internacional para hacer referencia al constructo tridimensional, una concepción

cercana al castellano parece ser *entusiasmo* por el trabajo (Juárez-García, Hernández-Vargas, Flores-Jiménez y Camacho-Ávila, 2015). En el intento de respetar el uso del castellano, en el presente documento se identifica con este nombre en adelante.

### La Escala UWES

Schaufeli et al. (2002) desarrollaron la escala de entusiasmo laboral (en inglés *Utrecht Work Engagement Scale* [UWES]) como una alternativa para la evaluación de dicho constructo. La escala en español estuvo originalmente diseñada con 24 ítems; sin embargo, 17 de ellos explicaron de manera efectiva las tres dimensiones. Por su parte, Salanova et al. (2000) probaron una versión de 15 ítems que resultó ser efectiva, confirmando la tridimensionalidad del constructo, las relaciones con compromiso organizacional y satisfacción laboral, y un alfa de Cronbach de .77 para vigor, .89 para dedicación y .73 para absorción. Posteriormente, Schaufeli, Bakker y Salanova (2006) redujeron la escala a una versión de 9 ítems con resultados igualmente positivos.

Los hallazgos descritos respecto de la estructura tridimensional del UWES difícilmente deberían generalizarse a otras latitudes sin que exista la información psicométrica que considere implícitamente su viabilidad sociocultural; asimismo, es deber ético de quien usa alguna escala psicosocial, conocer si se cumplen los requisitos de validez y confiabilidad en el contexto en el que se pretende usar (Juárez-García, 2015). En Latinoamérica existe poca evidencia de la validez, consistencia y fiabilidad de la UWES y consideramos que es un error asumirla por los estudios europeos que la han probado. En México, se realizó un estudio de validez psicométrica en profesionales de la salud y se encontraron adecuadas propiedades psicométricas, que confirmaron la estructura tridimensional. La confiabilidad fue de .79 para vigor, .83 dedicación y .81 absorción, siendo la versión de 9 ítems la que evidenció mejores índices de ajuste y adecuada fiabilidad (Juárez-García et al., 2015). Igualmente, en la ciudad de México se realizó un estudio sobre adaptación de la escala en un grupo de empleados, el cual confirma el modelo de tres factores con un adecuado índice de ajuste (Villavicencio-Ayub, Jurado y Aguilar, 2014).

Asimismo, en Argentina en un estudio con trabajadores de diversos sectores, se encontraron valores óptimos y aceptables de consistencia interna y marginales índices de ajuste en la versión de 17 ítems de la escala (Spontón, Medrano, Maffei, Spontón y Castellano, 2012). En trabajadores de Puerto Rico se encontró que el modelo de tres factores poseía un mejor ajuste a los datos de la escala en su versión de 9 ítems (Rodríguez-Montalbán, Martínez-Lugo y Sánchez-Cardona, 2014). No se encontraron más estudios de validación en Latinoamérica y, al ser un constructo que puede brindar información sobre los sentimientos de agrado, disfrute, mayor energía y mayor flexibilidad del trabajador a los requerimientos laborales (Schaufeli, Bakker y Rhenen, 2009), consideramos importante el estudio psicométrico del UWES en la población peruana. De particular interés es estudiarlo en profesionales de la docencia, pues el *engagement* puede influenciar significativamente en el comportamiento laboral docente. Estudios previos han demostrado que estos están expuestos a altas demandas psicosociales (Fernández-Arata, 2008; Moreno, Corso de Zúñiga, Sanz-Vergel, Rodríguez-Muñoz y Boada, 2010), por lo que es una población idónea para ubicar la validez y tendencias del constructo en cuestión. Este estudio pretende explorar la validez del UWES en docentes peruanos de la ciudad de Lima Metropolitana.

## Método

### Participantes

La población del presente estudio fueron docentes de educación básica de los niveles de primaria y secundaria que laboraban en Lima Metropolitana. La muestra fue elegida de ocho colegios públicos de nivel socioeconómico medio-bajo, cuyas características referidas a ubicación del centro educativo, dedicación y salarios de sus docentes son relativamente homogéneas. La muestra estuvo conformada por 145 docentes de primaria (45 %) y secundaria (55 %). El 60.7 % de la muestra fueron mujeres. El rango de edad fue de 24 a 69 años ( $M = 44.5$ ,  $DE = 8.99$ ). Por estado civil, el 59.3 %, casados; el 26.9 %, solteros y el resto, en alguna situación diferente a las anteriores. Con respecto a su situación laboral el 81 % era nombrado y el

25 % trabajaba en otra institución.

Los criterios de inclusión considerados en el estudio fueron ser profesor de colegio público, tener la condición de docente a tiempo completo, como mínimo seis meses trabajando y ser contractualmente estables, ya que ello garantiza un conocimiento y una experiencia suficiente en la institución laboral, y son relativamente generalizables al contexto peruano (Fernández, 2002, 2008, 2010).

### Instrumentos

Se utilizó la UWES en su versión de 15 (Salanova et al., 2000) y 9 ítems (Schaufeli et al., 2006; véase Apéndice). Los ítems de la UWES se agrupan en tres subescalas que reflejan las dimensiones del entusiasmo por el trabajo. De esta manera, la UWES-15 se compone por: Vigor, VI (5 ítems; e.g., «en mi trabajo me siento lleno de energía»), Dedicación, DE (5 ítems; e.g., «mi trabajo está lleno de retos») y Absorción, AB (5 ítems; e.g., «cuando estoy trabajando olvido lo que pasa alrededor de mí»). En la versión UWES-9, cada subescala contiene 3 ítems que corresponden a la versión UWES-15. Todos los ítems puntúan en una escala tipo Likert con 7 puntos de frecuencia que van de 0 (*nunca*) a 6 (*diariamente*).

### Procedimiento

La aplicación del instrumento se llevó a cabo de manera grupal a aquellos docentes que aceptaron voluntariamente participar en el estudio. Se les explicó a los participantes los objetivos del estudio, el carácter anónimo y estrictamente confidencial de la investigación, y se procedió luego al llenado y firma del consentimiento informado y del carácter voluntario de participación.

Para el análisis de los datos, se aplicó la metodología del análisis factorial confirmatorio (AFC) desde el enfoque del modelamiento de ecuaciones estructurales, usando la función máxima verosimilitud, un método de extracción que ha probado obtener parámetros menos sesgados en varias condiciones de ausencia de normalidad y malas especificaciones de los modelos (Olsson, Foss, Troye y Howell, 2000; Yuan y Bentler, 1977). Como consecuencia de los grandes excesos de curtosis y asimetría de los ítems (véase Tabla 1), se aplicó la prueba de bondad de ajuste,

que fue corregida con un procedimiento (SB- $\chi^2$ ; Satorra y Bentler, 1994) para atenuar el efecto de la desviación de la normalidad en los puntajes. También se calcularon correlaciones policóricas entre los ítems para atenuar el impacto de la violación de la normalidad en los ítems (Muthén y Kaplan, 1985) y representar más apropiadamente la naturaleza continua de las respuestas a los ítems (Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García y Vila-Abad, 2010).

Para evaluar el ajuste de los modelos propuestos, se usaron varios coeficientes (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999; Hu y Bentler, 1999), entre los cuales se encuentran la prueba de bondad de ajuste  $\chi^2$ , que comparó la matriz de covarianzas con el modelo nulo. Se usaron índices de ajuste absoluto (Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA < 0.05; Standardized Root Mean Residual, SRMR < 0.08), y de ajuste incremental (Comparative Fit Index, CFI  $\geq$  0.95). Se probaron los siguientes modelos: *Modelo unidimensional* (la varianza común de los ítems es explicada por una única variable latente, entusiasmo, y que representa el modelo más parsimonioso); *modelo de tres factores*, que incorpora las tres subdimensiones del constructo antes descritas. Este modelo fue dividido en dos variantes: una basada en la presunción de constructos ortogonales (correlación interfactorial igual a cero) y la otra de constructos oblicuos (correlación en algún grado entre los factores). El primero se fundamenta en la presunción de máxima discriminación e independencia entre los constructos y el segundo corresponde al modelo teórico esperado.

La potencial reespecificación de los modelos se realizó con la observación de los índices de modificación (Sorbom, 1989), específicamente con el modelo que mostró mejor ajuste. Adicionalmente, se probó un *modelo de dos factores*, como consecuencia del resultado del modelamiento de tres factores oblicuos, que se explica más adelante.

Inicialmente, la covariación de los errores fue fijada en cero y se definió que cada ítem se relacionaba con un solo factor latente, tal como se espera para un modelo de medición factorialmente simple. Todas las estimaciones CFA se hicieron con el programa EQS 6.1 (Bentler y Wu, 2004).

## Resultados

### *Análisis descriptivo*

En lo que respecta a los valores de los ítems encontramos medias considerablemente altas (Tabla 1), pues prácticamente todos los ítems en la escala de respuesta tienen valores superiores a 4, «Frecuentemente: una vez por semana». De igual forma, las medias totales para las tres subescalas mostraron valores superiores a 4, siendo ligeramente más alto el valor de Dedicación ( $M = 5.21$ ), lo que significa que las personas evaluadas tienden a sentirse altamente orgullosas y entusiasmadas con su trabajo (es decir, empleados *engaged*).

### *Análisis factorial confirmatorio*

**UWES-15.** Los modelos examinados mostraron índices de ajuste claramente interpretables (Tabla 2). Comparativamente, el modelo de mejor ajuste fue el de 3 factores oblicuos, lo que es consistente con lo reportado en la literatura; sin embargo, aún no se consideró satisfactorio. Dada esta situación, se requirió examinar las potenciales reespecificaciones y la correlación entre los factores latentes. La observación de los índices de modificación indicó que todas las posibles mejoras sustanciales correspondieron a la liberación de las covarianzas de error entre los ítems; y los cambios más significativos al modelo ocurrieron liberando las covarianzas entre los ítems 4 y 5 ( $r = .573$ ,  $cov = .303$ ) de Vigor; 9 y 10 ( $r = .571$ ,  $cov = .266$ ) de Dedicación; 11 y 12 ( $r = .467$ ,  $cov = .308$ ) de Absorción, los mismos que fueron estadísticamente significativos (prueba  $t > 3.0$ ,  $p < 0.01$ ) y pueden considerarse de alta magnitud. La decisión final para mantener esta reespecificación fue de tipo conceptual. Efectivamente, el contenido de estos ítems parece vincularse claramente entre sí, pero sin sugerir redundancia. Luego de efectuar estas reespecificaciones, el modelo mejoró importantemente (en la Tabla 2: Tres factores relacionados, ajustados). Asimismo, se halló también una elevada correlación interfactorial entre Vigor y Dedicación ( $r > .80$ ), lo que sugeriría una pobre validez discriminativa en ambos constructos. Para probar esto, los ítems de ambas escalas se reconstruyeron en un solo factor, manteniendo el factor Absorción intacto. La

**Tabla 1**  
Estadísticos descriptivos de la UWES (N = 145)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
1. En mi trabajo me siento lleno de energía* (VI-1)	1.00															
2. Puedo continuar trabajando durante largos periodos de tiempo (VI-2)	.58	1.00														
3. Cuando me levanto por las mañanas tengo ganas de ir al trabajo* (VI-3)	.65	.48	1.00													
4. Soy muy persistente en mis responsabilidades (VI-4)	.35	.32	.55	1.00												
5. Soy fuerte y vigoroso en mis responsabilidades* (VI-5)	.50	.37	.57	.77	1.00											
6. Mi trabajo está lleno de retos (DE-1)	.37	.18	.35	.44	.55	1.00										
7. Mi trabajo me inspira* (DE-2)	.58	.49	.60	.58	.60	.64	1.00									
8. Estoy entusiasmado sobre mi trabajo* (DE-3)	.53	.46	.61	.49	.61	.50	.72	1.00								
9. Estoy orgulloso del esfuerzo que doy en el trabajo* (DE-4)	.40	.29	.44	.46	.41	.55	.62	.58	1.00							
10. Mi esfuerzo está lleno de significado y propósito (DE-5)	.42	.37	.43	.49	.58	.58	.61	.64	.80	1.00						
11. Cuando estoy trabajando olvido lo que pasa alrededor de mí (AB-1)	.31	.17	.18	.22	.14	.22	.39	.26	.41	.32	1.00					
12. El tiempo vuela cuando estoy en el trabajo (AB-2)	.26	.16	.32	.22	.16	.38	.48	.26	.47	.41	.59	1.00				
13. Me «dejo llevar» por mi trabajo* (AB-3)	.32	.33	.36	.29	.27	.19	.43	.43	.27	.29	.36	.52	1.00			
14. Estoy inmerso en mi trabajo* (AB-4)	.25	.16	.28	.29	.34	.39	.48	.56	.54	.55	.26	.60	.58	1.00		
15. Soy feliz cuando estoy absorto en mi trabajo* (AB-5)	.22	.29	.23	.27	.19	.36	.45	.44	.45	.47	.34	.40	.48	.56	1.00	
	M	4.94	4.32	4.99	5.28	5.12	5.14	5.18	5.13	5.30	5.31	4.52	5.18	4.55	5.16	4.70
	(DE)	(1.17)	(1.43)	(1.18)	(.97)	(.93)	(1.03)	(.99)	(1.04)	(.89)	(.79)	(1.74)	(1.03)	(1.52)	(1.07)	(1.27)
	Min-Max	0-6	0-6	0-6	0-6	0-6	41427	0-6	0-6	41427	41427	0-6	41426	0-6	0-6	0-6
	As. <sup>a</sup>	-1.62	-0.97	-1.6	-2.58	-1.85	-1.14	-1.98	-1.9	-1.28	-1.2	-1.25	-1.61	-1.33	-1.94	-1.3
	Cu <sup>b</sup>	3.09	0.58	3.14	10.82	6.51	0.605	6.29	5.71	1.51	1.75	0.56	2.69	1.28	5.32	1.97

Nota: VI = Vigor; DE = Dedicación; AB = Absorción; <sup>a</sup>Asimetría (error estándar = .20); <sup>b</sup>Curtois (error estándar = .40); M = Media; DE = Desviación Estándar. \*Ítems que integran la versión breve

correlación factorial entre ambos factores fue .67 ( $p < .01$ ), lo que mostró aún una elevada asociación entre ellas, pero los resultados no fueron mejores que el modelo de tres factores sin reespecificación, lo que sugiere la aparente diferenciación de Vigor y Dedicación. Por otro lado, las cargas factoriales de los ítems (Tabla 3) fueron todas estadísticamente significativas ( $t > 6.5$ ), a excepción del

ítem 11 («cuando estoy trabajando olvido lo que pasa alrededor de mí»), y fueron buenos indicadores del constructo, pues compartieron más del 50 % de su varianza con el factor (Nunally y Bernstein, 1995). Se debe anotar que este ítem tuvo correlaciones heterogéneas con los ítems de su propio constructo.

**Tabla 2**  
*Resultados del ajuste para UWES-15 y UWES-9*

	$SB-\chi^2$	(gl)	RMSEA	(I.C. 90 %)	SMSR	CFI
<b>UWES – 15</b>						
Unidimensional	238.3753**	(90)	.107	(.090, .123)	.105	.871
Tres factores ortogonales	293.120**	(90)	.125	(.109, .141)	.314	.824
Tres factores relacionados	170.4989**	(87)	.082	(.063, .099)	.073	.928
Tres factores relacionados, ajustados	116.1499**	(84)	.052	(.025, .073)	.068	.972
Dos factores relacionados	191.9246**	(89)	.090	(.072, .107)	.085	.911
<b>UWES – 9</b>						
Unidimensional	50.8155**	(27)	.078	(.044, .111)	.092	.956
Tres factores ortogonales	126.5346**	(27)	.160	(.132, .188)	.338	.817
Tres factores relacionados	18.1923	(24)	.000	(.000, .045)	.042	1.000
Dos factores relacionados	29.2292	(26)	.029	(.000, .074)	.064	.999

UWES15: Modelo independiente:  $SB-c^2(105) = 1256.773$ . UWES9: Modelo independiente:  $SB-\chi^2(36) = 579.060$ . \*\*:  $p < 0.01$

**UWES-9.** Los resultados del ajuste (Tabla 2) sugieren que los tres factores presentan un ajuste inusualmente perfecto respecto en los índices RMSEA y CFI. No se estimó necesario añadir alguna reespecificación debido a este grado de ajuste presentado y a que los índices de modificación producirían cambios de menor impacto en  $SB-\chi^2$ . Las correlaciones interfactoriales repitieron el patrón hallado en el UWES-15 (Tabla 3) y, por lo tanto, se examinó un modelo de dos factores (VI+AB y DE). El ajuste de este

modelo fue también bueno, pero no fue mejor en el RMSEA, pues su valor podría ser mayor a .05, según el límite superior de su intervalo de confianza. La correlación interfactorial fue .68 ( $p < 0.01$ ), similar en magnitud a lo obtenido en UWES-15. En general, las cargas factoriales (Tabla 3) muestran elevado poder discriminativo respecto a sus constructos ( $> .65$ ) y significancia estadística ( $t > 7.0$ ).

**Tabla 3**

*Cargas factoriales e indicadores de validez convergente y discriminativa de la UWES-15 y UWES-9*

	UWES – 15				UWES – 9			
	VI	DE	AB	R <sup>2</sup>	VI	DE	AB	R <sup>2</sup>
<b>Vigor (VI)</b>								
1	.761			.579	.746			.557
2	.612			.375	-			-
3	.796			.634	.811			.657
4	.634			.403	-			-
5	.728			.530	.724			.524
<b>Dedicación (DE)</b>								
6		.667		.445				
7		.877		.769		.852		.726
8		.832		.693		.855		.731
9		.714		.509		.695		.483
10		.748		.559		-		-
<b>Absorción (AB)</b>								
11			.413	.171			-	-
12			.690	.476			-	-
13			.679	.461			.669	.448
14			.853	.727			.834	.696
15			.667	.445			.693	.481
<b>r interfactores</b>								
VI	1.0				1.0			
DE	.866	1.0			.882	1.0		
AB	.476	.728	1.0		.474	.754	1.0	

Nota: VI: Vigor; DE: Dedicación; AB: Absorción

### Correlaciones entre versiones

Las correlaciones entre las subescalas del UWES dentro de cada versión muestran un patrón bastante similar (Tabla 4), por lo que se puede considerar que ambas matrices son equivalentes. Por otro lado, la correlación entre las versiones completas y abreviadas fueron estimadas mediante dos procedimientos: una directamente y otra corregida por errores correlacionados (Levy, 1967), esta última, más recomendable para interpretar versiones cortas que contienen ítems comunes con su versión larga (Merino, 2012). Se hallaron correlaciones corregidas elevadas para Vigor y Dedicación, y moderadas para Absorción.

### Consistencia interna

Los valores a calculados para las versiones UWES-15 y UWES-9 fueron de manera general favorables para cada una de las subescalas, las que están por arriba de .60, un umbral generalmente recomendado (Nunnally y Bernstein, 1995). La excepción fue para Absorción, cuya confiabilidad fue menor en las dos versiones (véase Tabla 4) y que parece replicarse también en otros estudios (Juárez-García et al., 2015; Schaufeli et al., 2006; Schaufeli y Bakker, 2003; Spontón et al., 2012). Por otro lado, la estimación poblacional obtenida por el método de intervalos de confianza al 95 % (método Romano, Kromrey, Owens y Scott, 2011) para la versión larga del UWES señala que

**Tabla 4***Medias, Desviaciones Estándar, Alfas de Cronbach e intercorrelaciones de la UWES-15 y UWES-9 (N = 145)*

	UWES-15			UWES-9			Correlaciones		
	<i>M</i>	<i>DE</i>	$\alpha$	<i>M</i>	<i>DE</i>	$\alpha$	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
<b>1. Vigor</b>	4.93	.85	0.79	5.01	.91	0.77	.94 <sup>c</sup> (.69) <sup>d</sup>	.608 <sup>b</sup>	.260 <sup>b</sup>
<b>2. Dedicación</b>	5.21	.73	0.82	5.20	.79	0.74	.585 <sup>a</sup>	.95 <sup>c</sup> (.66) <sup>d</sup>	.455 <sup>b</sup>
<b>3. Absorción</b>	4.82	.88	0.66	4.80	.97	0.61	.281 <sup>a</sup>	.439 <sup>a</sup>	.86 <sup>c</sup> (.43) <sup>d</sup>

<sup>a</sup> Intercorrelaciones basadas en el UWES-15. <sup>b</sup> Intercorrelaciones basadas en el UWES-9. <sup>c</sup> correlación entre UWES-15 y UWES-9. <sup>d</sup> correlación corregida por espuriedad (Levy, 1967).

Vigor (.71, .84) y Dedicación (.75, .86) pueden ser mayores a 0.70, pero no así el puntaje de Absorción (.55, .74). En cambio, la versión breve poblacionalmente puede superar el límite de .60 en Vigor (.69, .82) y Dedicación (.65, .80), pero es aún más bajo para Absorción (.49, .70). Dado que las cargas factoriales de los ítems en cada uno de sus factores no muestran serias diferencias entre ellas, puede considerarse que este estimador de confiabilidad ( $\alpha$ ) apropiadamente cumple el supuesto de equivalencia tau (Graham, 2006).

### Discusión

En síntesis, el presente estudio ha analizado las propiedades psicométricas internas del UWES en sus versiones de 15 y 9 ítems para medir el entusiasmo por el trabajo. Los resultados muestran ser aparentemente consistentes con la estructura dimensional reportada en la literatura respecto al UWES-15 y el UWES-9 en Europa (Salanova et al., 2000; Schaufeli et al., 2006) y en Latinoamérica (Juárez-García et al., 2015). Al mismo tiempo, la estructura de la escala de 9 ítems replica satisfactoriamente a la versión de 15 ítems, pues la magnitud de las cargas factoriales es elevada y similar a la versión completa, y las correlaciones interfactoriales son similares también. Parece que la reducción de ítems efectuada por Schaufeli et al. (2006) lejos de disminuir las propiedades psicométricas internas del instrumento, las mejoró. Esto se observó en el ajuste obtenido en la versión corta, en que se halló un infrecuente ajuste

perfecto. Dado que este resultado es «demasiado bueno para ser verdad», la búsqueda de replicación de este hallazgo debe garantizarse. También se puede observar que los ítems de la versión breve concuerdan casi completamente con los ítems que tuvieron mayores cargas factoriales en sus versiones completas, lo que parece respaldar la apropiada elección de Schaufeli et al. (2006) y la replicabilidad del mismo en otros estudios; por ejemplo Juárez-García et al. (2015) hallaron que el ajuste al modelo de tres factores en la versión corta fue más satisfactoria que con la versión larga.

Respecto de los valores alfa obtenidos en nuestro estudio, son similares a los encontrados en México, Argentina y Puerto Rico en ambas versiones del UWES, excepto para la dimensión Absorción, pues es ligeramente menor (.66). Esto también sugiere la replicabilidad de la consistencia interna de las subescalas del UWES, y que hace el instrumento comparable entre diferentes muestras al mantener relativamente constantes el error de medición. Sin embargo, se requiere una comparación más formal de la variabilidad de la confiabilidad en diferentes muestras, por ejemplo usando métodos asintóticos (Feldt, Woodruff y Salih, 1987; Merino y Lautenschlager, 2003) o desde un marco metaanalítico de la confiabilidad. También, sería recomendable comparar estas estimaciones de confiabilidad con las que se podrían obtener usando cargas factoriales y correlaciones policóricas (Elosua y Zumbo, 2008), un método que generalmente produce coeficientes de confiabilidad más altos.

Por otro lado, las altas correlaciones entre Vigor y Dedicación, y las moderadamente altas entre Dedicación y Absorción en ambas versiones sugieren una pobre validez discriminativa, debido a que la varianza compartida entre ellos supera la varianza entre los propios ítems (Farrell, 2010; Fornell y Larcker, 1981); pero también, en términos absolutos, la correlación interfactorial entre ambas es mayor a 0.80, un monto de varianza compartida que pone en cuestionamiento la independencia conceptual de ambas escalas. Aunque las fluctuaciones del muestreo pueden haber tenido un papel explicativo en el grado de las correlaciones halladas entre los constructos (Farrell, 2010), en otros estudios, las correlaciones entre las subescalas suelen estar cerca (Spontón et al., 2012) o superar el valor .66 (Demerouti, Bakker, Janssen y Schaufeli, 2001; Salanova et al., 2000). Esto parece señalar que la fuerte relación entre ambos constructos puede representar constructos que se superponen. Esto hace evidente la necesidad de replicar el estudio en una población heterogénea, pues permitiría evaluar si estas correlaciones son replicables e idiosincrásicas en la muestra de estudio de acuerdo a sus características psicosociales.

De la misma forma, la alta correlación entre las dimensiones de Vigor y Dedicación puede ser explicada por la existencia de alguna variable importante cuya influencia está afectando la alta motivación y los altos niveles de energía y dedicación en el trabajo docente de manera homogénea. El significado que tiene el rol del docente puede estar relacionado a la motivación intrínseca, ya que a pesar que las condiciones de trabajo en el sector público de la educación en el Perú son precarias: el 83 % de la muestra indicó que volvería a estudiar la carrera de educación y a desempeñar su actual labor educativa (Fernández-Arata, 2008).

Uno de los resultados interesantes es que el ítem 11 («cuando estoy trabajando olvido lo que pasa alrededor de mí») es un elemento posiblemente problemático en su escala, debido a su sustancial menor carga factorial comparado con el resto. Es plausible que este ítem pueda ser interpretado en dos direcciones, es decir, que desde el punto de vista cultural pueda entenderse como la causa de consecuencias positivas o negativas del trabajo.

Además, hay que tomar en cuenta que este ítem es el de más intensidad comparado con los otros ítems de Absorción (su promedio es el más alto en su subescala) y menor Dispersión (fuerte curtosis positiva) y expresaría la dedicación exclusiva hacia una tarea en particular con el costo de dejar otras actividades (sociales o de desempeño) igualmente importantes. Esta característica también se ha detectado en la medición de la contraparte del constructo de *engagement*, específicamente burnout medido con el MBI-GS (Salanova y Schaufeli, 2000; Schutte, Toppinnen, Kalimo y Schaufeli, 2000).

Se debe reconocer la limitación inherente del presente trabajo respecto a su tamaño y representatividad. Sin embargo, debe considerarse que las fuertes cargas factoriales ( $\geq 0.60$  en la forma larga y breve), el número de variables en cada factor (entre cuatro y cinco) y las comunalidades moderadamente altas de los ítems son criterios que identifican a los modelos robustos y que garantizan su replicabilidad, aún en muestras pequeñas (Costello y Osborne, 2005; MacCallum, Widaman, Zhang y Hong, 1999; Preacher y MacCallum, 2002). Aunque en la condición del presente estudio se puede requerir un tamaño muestral mínimo de 200 (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014; Shah y Goldstein, 2006), los resultados presentan una línea base satisfactoria para interpretarlos en un nuevo contexto de uso (profesores de educación regular en Perú) y en relación a su convergencia intercultural con el modelo conceptual del entusiasmo laboral. Próximos estudios podrán revelar la replicabilidad de nuestros resultados y la invarianza del modelo de entusiasmo laboral con más confianza.

Podemos afirmar que, en base a la muestra de nuestro estudio, el instrumento UWES en su traducción al español reúne parcialmente los requisitos de validez estructural y de consistencia interna. Es necesario el análisis en relación a otros constructos y dimensiones del bienestar asociadas al trabajo. Se sugiere continuar abonando mediante futuros estudios con muestras más amplias. Puesto que nuestro diseño tiene limitaciones en la muestra, es preciso observar las diferencias representativas y significativas de diferentes grupos profesionales en Latinoamérica.

## Referencias

- Bakker, A., Schaufeli, W., Leiter, M., & Taris, T. (2008). Work engagement: An emerging concept in occupational health psychology. *Work & Stress*, 22(3), 187-200.
- Bentler, R. M. & Wu, E. J. C. (2004). *EQS 6.1 for Windows (Version 6.1) [Statistical Program]*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Costello, A. B. & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7). Recuperado de <http://pareonline.net/pdf/v10n7a.pdf>
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Janssen, P. P. M., & Schaufeli, W. B. (2001). Burnout and engagement at work as a function of demands and control. *Scandinavian Journal of Work and Environment and Health*, 27(4), 279-286.
- Elosua, P. & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Farrell, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: A comment on Bove, Pervan, Beatty, and Shiu (2009). *Journal of Business Research*, 63(3), 324-327.
- Feldt, L. S., Woodruff, D. J., & Salih, F. A. (1987). Statistical inference for coefficient alpha. *Applied Psychological Measurement*, 11(1), 93-103.
- Fernández, M. (2002). Desgaste psíquico (burnout) en profesores de primaria de Lima Metropolitana. *Persona*, 5, 27-66.
- Fernández, M. (2010). El estrés laboral en los peruanos: hallazgos recientes. *Teoría e investigación en Psicología*, 19, 37-59.
- Fernández-Arata, M. (2008). Burnout, autoeficacia y estrés en maestros peruanos: Tres estudios fácticos. *Ciencia y Trabajo*, 10, 120-125.
- Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability: what they are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 930-944.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1999). *Análisis Multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- Holgado-Tello, F. C., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153-166.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Juárez-García, A. (2015). *Investigaciones Psicométricas de Escalas Psicosociales en Trabajadores Mexicanos*. México, D. F.: Plaza y Valdés.
- Juárez-García, J., Hernández-Vargas, I., Flores-Jiménez, C. A., & Camacho-Ávila, A. (2015). Entusiasmo Psicológico en el Trabajo en profesionales de la salud: Propiedades psicométricas de la Utrech Work Engagement Scale. En A. Juárez-García, (Ed.), *Investigaciones Psicométricas de Escalas Psicosociales en Trabajadores Mexicanos* (En publicación).
- Levy, P. (1967). The correction for spurious correlation in the evaluation of short-form tests. *Journal of Clinical Psychology*, 23(1), 84-86.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baesa, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84-99.
- Maslach, C. & Leiter, M. P. (1997). *The truth about burnout: How organizations cause personal stress and what to do about it*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Merino, C. (2012). Forma breve del SPSI-R: Análisis preliminar de su validez interna y confiabilidad. *Terapia Psicológica*, 30(2), 85-90.
- Merino, C. & Lautenschlager, G. (2003). Comparación estadística de la confiabilidad alfa de Cronbach: Aplicaciones en la medición educacional. *Revista de Psicología de la Universidad de Chile*, 12(2), 129-139.
- Moreno, B., Corso de Zúñiga, S., Sanz-Vergel, A., Rodríguez-Muñoz, A., & Boada, M. (2010). El «burnout» y el «engagement» en profesores de Perú. Aplicación del modelo de demandas-recursos laborales. *Ansiedad y Estrés*, 16(2-3), 293-307.
- Muthén, B. & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189.
- Nunnally, J. C. & Bernstein, I. H. (1995). *Teoría psicométrica*. México DF: McGraw-Hill.
- Olsson, U. H., Foss, T., Troye, S. V., & Howell, R. D. (2000). The performance of ML, GLS, and WLS estimation in structural equation modeling under conditions of misspecification and nonnormality. *Structural Equation Modeling*, 7(4), 557-595.
- Peterson, C. & Seligman, M. P. (2004). *Character strengths and virtues: A handbook and classification*. Washington D. C.: American Psychological Association.
- Preacher, K. J. & MacCallum, R. C. (2002). Exploratory Factor Analysis in Behavior Genetics Research: Factor Recovery with Small Sample Sizes. *Behavior Genetics*, 32(2), 153-161.

\* Cinthya.flores@live.com      \*\*\*\* sikayax@yahoo.com.ar  
 \*\* mfernandezal@usmp.pe      \*\*\*\*\* mguimet@usmp.pe  
 \*\*\* arturojuarezg@hotmail.com

- Rodríguez-Montalbán, R., Martínez-Lugo, M., & Sánchez-Cardona, I. (2014). Análisis de las propiedades psicométricas de la Utrecht Work Engagement Scale en una muestra de trabajadores en Puerto Rico. *Universitas Psychologica*, 13(4) 1255-1266.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D., Owens, C. M., & Scott, H. M. (2011). Confidence interval methods for coefficient alpha on the basis of discrete, ordinal response items: Which one, if any, is the best? *The Journal of Experimental Education*, 79(4), 382-403.
- Salanova, M. (2009). Organizaciones saludables, organizaciones resilientes. *Gestión Práctica de Riesgos Laborales*, 58, 18-23.
- Salanova, M. & Schaufeli, W. B. (2000). Exposure to information technologies and its relation to burnout. *Behaviour & Information Technology*, 19(5), 385-392.
- Salanova, M. & Schaufeli, W. B. (2009). *El engagement en el trabajo. Cuando el trabajo se convierte en pasión*. Madrid: Alianza Editorial.
- Salanova, M., Schaufeli, W. B., Llorens, S., Peiró, J. M., & Grau, R. (2000). Desde el «burnout» al «engagement»: ¿Una nueva perspectiva? *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 16(2), 117-134.
- Satorra, A. & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent Variables Analysis: Applications for Developmental Research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Schaufeli, W. B. & Bakker, A. B. (2003). Escala Utrecht de Engagement en el Trabajo. Recuperado de <http://goo.gl/H19Abl>
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. *Educational and Psychological Measurement*, 66(4), 701-716.
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Van Rhenen, W. (2009). How changes in job demands and resources predict burnout, work engagement and sickness absentees. *Journal of Organizational Behavior*, 30(7), 893-917.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. (2002). The measurement of engagement and burnout: a two sample confirmatory factor analytic-approach. *Journal of Happiness Studies*, 3(1), 71-92.
- Schaufeli, W. B., Taris, T., Le Blanc, P., Peeters, M., Bakker, A. B., & De Jonge, J. (2001). Maaktarbeidgezond? Op zoeknaar de bevolgenwerknemer. *De Psycholoog*, 36, 422-428.
- Schutte, N., Toppinnen, S., Kalimo, R., & Schaufeli, W. B. (2000). The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory-General Survey across occupational groups and nations. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73, 53-66.
- Seligman, E. P. & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5-14. doi: 10.1037/0003-066X.55.1.5
- Shah, R. & Goldstein, S. M. (2006). Use of structural equation modeling in operations management research: Looking back and forward. *Journal of Operations Management*, 24(2), 148-169.
- Sorbom, D. (1989). Model modification. *Psychometrika*, 54(3), 371-384.
- Spontón, C., Medrano, L. A., Maffei, L., Spontón, M., & Castellano, E. (2012). Validación del Cuestionario del Engagement UWES a la población de trabajadores de Córdoba, Argentina. *Liberabit Revista de Psicología*, 18(2), 147-154.
- Villavicencio-Ayub, E., Jurado, S., & Aguilar, J. (2014). Adaptación de las escalas UWES y OSI para trabajadores mexicanos. *Psicología Iberoamericana*, 22(2), 6-15.
- Yuan, K. H. & Bentler, P. M. (1997). Improving parameter tests in covariance structure analysis. *Computational Statistics & Data Analysis*, 26(2), 177-198.

\* Universidad Autónoma del Estado de Morelos, México.  
 \*\* Universidad de San Martín de Porres, Perú.  
 \*\*\* Universidad Autónoma del Estado de Morelos, México.  
 \*\*\*\* Universidad de San Martín de Porres, Perú.  
 \*\*\*\*\* Universidad de San Martín de Porres, Perú.

## APÉNDICE

### CUESTIONARIO (UWES)

A continuación hay algunas afirmaciones respecto a los sentimientos que le provocan la escuela o su trabajo. Piense con qué frecuencia le surgen a usted esas ideas o con qué frecuencia las siente, teniendo en cuenta la escala que se le presenta a continuación.

0	1	2	3	4	5	6
Nunca	Esporádicamente: Pocas veces al año o menos	De vez en cuando: Una vez al mes o menos	Regularmente: algunas veces al mes	Frecuentemente: Una vez por semana	Muy frecuentemente: Varias veces por semana	Diariamente

- 1) En mi trabajo me siento lleno de energía.\* (VI1)
- 2) Puedo continuar trabajando durante largos períodos de tiempo. (VI2)
- 3) Cuando me levanto por las mañanas tengo ganas de ir al trabajo.\* (VI3)
- 4) Soy muy persistente en mis responsabilidades. (VI4)
- 5) Soy fuerte y vigoroso en mis responsabilidades.\* (VI5)
- 6) Mi trabajo está lleno de retos. (DE1)
- 7) Mi trabajo me inspira.\* (DE2)
- 8) Estoy entusiasmado sobre mi trabajo.\* (DE3)
- 9) Estoy orgulloso del esfuerzo que doy en el trabajo.\* (DE4)
- 10) Mi esfuerzo está lleno de significado y propósito. (DE5)
- 11) Cuando estoy trabajando olvido lo que pasa alrededor de mí. (AB1)
- 12) El tiempo vuela cuando estoy en el trabajo. (AB2)
- 13) Me «dejo llevar» por mi trabajo.\* (AB3)
- 14) Estoy inmerso en mi trabajo.\* (AB4)
- 15) Soy feliz cuando estoy absorto en mi trabajo.\* (AB5)

© Schaufeli & Bakker (2003). The Utrecht Work Engagement Scale is free for use for non-commercial scientific research. Commercial and/or non-scientific use is prohibited, unless previous written permission is granted by the authors».

Nota: VI = Escala de Vigor; DE = Escala de Dedicación; AB = Escala de Absorción.

\* Versión corta (Utrecht Work Engagement [UWES-9]).