

# Propiedades psicométricas del UWES-S17 para medir el engagement académico en estudiantes universitarios mexicanos

## Psychometric properties of the UWES-S17 to measure academic engagement in Mexican university students

GALVÁN CORRAL, Alberto<sup>1</sup>  
DE LA MORA YOCUPICIO, Arturo<sup>2</sup>  
SAMANIEGO ESQUER, Jesús Arturo<sup>3</sup>  
GALAVIZ ZAMORA, Marisol<sup>4</sup>

### Resumen

El objetivo del estudio fue analizar las propiedades psicométricas del UWES-S17 en 255 estudiantes universitarios ( $M_{\text{edad}} = 20.0$ ,  $DE = 2.2$ ; 76.1% mujeres) de una universidad pública en Sonora, México. La validez factorial se examinó mediante tres modelos estructurales; el modelo unifactorial mostró el mejor ajuste. La consistencia interna fue sólida y se confirmó la invarianza factorial según el sexo y otras variables. El instrumento presenta propiedades psicométricas satisfactorias para evaluar el engagement académico en estudiantes universitarios mexicanos.

**Palabras clave:** engagement académico, estudiantes universitarios, uwes-s17, propiedades psicométricas

### Abstract

The study aimed to analyze the psychometric properties of the UWES-S17 in 255 university students ( $M_{\text{age}} = 20.0$ ,  $SD = 2.2$ ; 76.1% female) from a public university in Sonora, Mexico. Factorial validity was examined through four structural models; the unidimensional model showed the best fit. Internal consistency was strong, and factorial invariance was confirmed by sex and other variables. The instrument demonstrates satisfactory psychometric properties for assessing academic engagement in Mexican university students.

**Key words:** academic engagement, university students, uwes-s17, psychometric properties

---

## 1. Introducción

### 1.1. Definición de engagement académico

El *engagement* se describe como un estado mental positivo, pleno y vinculado al trabajo, caracterizado por el vigor, la dedicación y la absorción. Más que un estado transitorio y específico, alude a un estado afectivo-cognitivo más duradero y generalizado, que no se orienta hacia ningún objeto, suceso, persona o conducta en particular (Schaufeli et al., 2002b).

---

<sup>1</sup> Profesor Investigador. Instituto Tecnológico de Sonora. México. alberto.galvan@itson.edu.mx. ORCID: 0000-0002-9625-0324

<sup>2</sup> Profesor Investigador. Instituto Tecnológico de Sonora. México. arturo.mora@itson.edu.mx. ORCID: 0000-0002-0547-8703

<sup>3</sup> Profesor Investigador. Universidad Estatal de Sonora. México. jesus.samaniego@ues.mx. ORCID: 0009-0005-7461-0949

<sup>4</sup> Profesora Investigadora. Instituto Tecnológico de Sonora. México. marisol.galaviz@itson.edu.mx. ORCID: 0000-0002-5704-793X

Además, este concepto se ha pasado de las actividades laborales al ámbito educativo, vinculándose a las actividades que realizan los estudiantes, conociéndose como *engagement* académico, y definido como un estado mental positivo, pleno y vinculado a las actividades educativas, caracterizado por tres dimensiones: vigor, dedicación y absorción. A diferencia de un estado transitorio y específico, el *engagement* académico representa una condición afectivo-cognitiva más persistente y generalizada, que no se dirige hacia un objeto, evento, persona o conducta en particular (Schaufeli et al., 2002a).

El vigor se relaciona con altos niveles de energía y resiliencia mental frente a las demandas académicas, así como con la disposición a invertir esfuerzo y perseverar incluso ante dificultades. La dedicación se manifiesta en un fuerte sentido de compromiso, entusiasmo, orgullo, inspiración y desafío personal hacia las tareas escolares. Finalmente, la absorción implica una concentración intensa y una inmersión profunda en las actividades académicas, en la que el tiempo parece transcurrir rápidamente y resulta difícil desconectarse del estudio (Schaufeli et al., 2002a).

## 1.2. Estudios de validación del UWES-S17

De acuerdo a Schaufeli et al., (2002b) una tendencia en investigación sobre el *burnout* parece enfocarse en su opuesto, el *engagement*; de acuerdo a los autores, los investigadores, en vez de enfocarse en el extremo negativo, han extendido su interés hacia el extremo positivo del bienestar del trabajador, lo que se manifiesta en una propensión emergente hacia una psicología positiva enfocada en la fuerza humana y funcionamiento o desempeño sobresaliente.

Lo anterior, coincide con la afirmación de Medrano et al., (2015) quienes sostienen que en los últimos años investigadores y docentes han mostrado un progresivo interés por abordar un modelo, desde la psicología positiva, centrado en el estudio de los factores que causan el comportamiento académico positivo y el bienestar psicológico, donde el *engagement* académico ha demostrado jugar un papel crucial. Bajo este contexto se identifican una serie de estudios donde se validan diversas versiones del UWES, entre ellas el UWES-S.

La investigación de *engagement* académico producida al día de hoy se enfoca, principalmente, en niveles de licenciatura y usa la *Utrecht Work Engagement Scale* para estudiantes (UWES-S) (Schaufeli et al., 2002a). Originalmente se contaba con la UWES-17 (17 ítems en 3 factores, vigor, dedicación y absorción), posteriormente, el instrumento se redujo a una versión de 9 ítems, conservando la misma estructura de factores (UWES-9) mostrando propiedades psicométricas apropiadas (Schaufeli, et al., 2006). La UWES-S corresponde a la adaptación para población estudiantil de la Utrecht Work Engagement Scale (UWES), una escala ampliamente utilizada para medir el *engagement* en contextos laborales (Schaufeli et al., 2002b).

Los trabajos de validación del UWES que pueden considerarse pioneros y que reportan propiedades psicométricas adecuadas para el modelo de tres factores, son los trabajos de Schaufeli et al., (2002a) con el UWES-S17; Schaufeli et al., (2002b) con el UWES-17 y UWES-S17 ya que trabajó con dos muestras, una en contexto laboral y otra en estudiantes universitarios; también el trabajo de Schaufeli et al., (2006) con el UWES-9, con muestras en contextos laborales de 27 estudios de 10 países, donde reporta que la estructura de tres factores es la que presenta mejor ajuste.

El UWES-9 ha sido validado en múltiples contextos organizacionales e industriales y diversos países, por ejemplo: Italia – (Balducci et al., 2010); Argentina – (Pujol-Cols & Arraigada, 2018) (no reportan análisis de invarianza, la estructura trifactorial es la de mejor ajuste, debido a bajos niveles de validez discriminante y altas correlaciones entre las dimensiones latentes del *engagement* la solución unidimensional podría ser plausible); Vietnam - Tran et al., (2020) reportan que ambas estructuras (uni y trifactorial) presentan buen ajuste, aunque la trifactorial presentó mejor ajuste; Nepal – (Bimala, et al., 2014) reportan que la estructura trifactorial es la que presenta mejor ajuste.

Por otro lado, el UWES-17 también ha sido validado en varios contextos organizacionales y países, entre ellos, Argentina – (Spontón, et al., 2012), reportan como plausibles tanto un modelo de dos como de tres factores; China – (Fong & Ng, 2012) reportan un mejor ajuste en el modelo trifactorial del UWES-9 vs UWES-17; Brasil – (Lins de Holanda et al., 2023) reportan buenos ajustes en los modelos unifactorial y trifactorial y alta consistencia interna en ambos modelos; Uruguay – (Gómez-Garbero et al., 2019), reportan que el modelo trifactorial presenta ajuste aceptable, aunque dados los altos índices de correlación entre los factores latentes, sugieren que el modelo unifactorial también podría ser plausible; Tailandia – (Tatha et al., 2024) reportan que el modelo trifactorial presenta el mejor ajuste para las versiones UWES-17 y UWES-9.

Específicamente, el UWES-S17 ha sido validado principalmente en muestras universitarias y en varios países, por ejemplo, Chile – (Guerra & Jorquera, 2021) quienes comparan siete modelos del UWES-S17 y UWES-S9, reportan que

el modelo de tres factores del UWES-S9 presentó los mejores índices de bondad de ajuste, además de omegas entre .67 y .83 en sus tres factores, además de demostrar invarianza (configural, métrica y escalar) según sexo y nivel de estudio. Adicionalmente, reportan que el modelo bifactorial también es plausible; China – (Xinchong et al, 2024) aplicaron ambas versiones, UWES-S17 y UWES-S9, y encontraron que la estructura trifactorial es la que presentó índices de ajuste aceptables, sin embargo, destacan que el modelo del UWES-S9 ajusta ligeramente mejor que el modelo del UWES-S17, más el UWES-S17 presenta ligera mejora en consistencia interna que el UWES-S9; ambos presentan adecuada validez convergente.

Hay que mencionar, además, que el UWES-S9 también ha sido validado en muestras universitarias y en múltiples países, por ejemplo, Puerto Rico – (Sánchez-Cardona et al., 2016) encontraron que el modelo de tres factores presentó el mejor ajuste a los datos, reporando indicadores de validez y fiabilidad adecuados; Chile – (Carmona-Halty et al, 2009), reportan que la estructura de tres factores presenta índices de validez, fiabilidad por consistencia interna adecuados además de soportar invarianza de género; Perú – (Dominguez-Lara et al., 2020, reportan que el modelo bifactorial es el que refleja la mejor definición del engagement; Dominguez-Lara, et al., 2022), sus resultados indican que la UWES-S9 es unidimensional, presenta indicadores de fiabilidad adecuados e invariante entre hombres y mujeres, salvo que eliminaron tres reactivos, generando la UWES-S6, para adolescentes peruanos; Ecuador – (Arias et al., 2020) informan que la estructura de tres factores presenta un buen ajuste, alta confiabilidad y mostró ser invariante según el género; Grecia – (Dimitriadou et al., 2020) informan que la estructura de dos factores (vigor y dedicación-absorción) es la que presenta mejor ajuste, adecuada fiabilidad, además de presentar invarianza de medición según el género y el orden de elección del departamento de asistencia.

Específicamente, para el caso de México, se identificaron dos estudios de validación, aplicaron el UWES-15, un versión poco utilizada en el ámbito del *engagement*, ambos estudios fueron en muestras organizacionales. En el estudio de Hernández-Vargas et al., (2016) aplicaron el UWES-15 y el UWES-9 confirmando que la estructura de tres factores de ambas escalas presentaron índices de ajuste aceptables, aunque el UWES-9 mostró ajuste significativamente mejor que el UWES-15, además la estructura del UWES es invariante según la institución (dos instituciones de salud pública), los autores confirman la validez de la UWES-9 e profesionales de la salud mexicanos; para el segundo estudio, de Rodríguez et al., (2023), aplicaron el UWES-15 y corroboran la viabilidad de las estructuras tridimensional y unidimensional del UWES-15 con índices de bondad y de consistencia interna satisfactorios.

Como se puede apreciar, la evidencia de validez del UWES no es consistente, además de lo anterior, los estudios en muestras mexicanas, tanto organizacionales como universitarias, parecen ser escasas y limitadas, lo que da relevancia a la presente investigación, ya que no se detecta evidencia empírica de la validación del UWES-S17 en muestras de estudiantes universitarios mexicanos.

### 1.3. Objetivo

El objetivo de la presente investigación fue analizar las propiedades psicométricas del UWES-S17 en estudiantes universitarios mexicanos.

## 2. Metodología

### 2.1. Diseño

La investigación fue de tipo instrumental, ya que el objetivo fue analizar las propiedades psicométricas del *Utrecht work engagement scale* UWES-S17 (Ato et al., 2013).

### 2.2. Participantes

El muestreo fue no probabilístico de tipo intencional, se contó inicialmente con una participación de 257 estudiantes. Durante la fase de depuración de la base de datos, se identificaron dos casos (n = 2) que presentaban efecto piso total en los 17 ítems de la Utrecht Work Engagement Scale para Estudiantes (UWES-S17), es decir, ambos participantes respondieron con el valor mínimo de la escala (0) en todos los reactivos.

Este patrón puede reflejar desinterés o respuestas sistemáticas no válidas, y se caracteriza por la ausencia de variabilidad en las respuestas.

Dado que estos casos no aportaban información útil para los análisis factoriales, especialmente en términos de covarianza entre ítems y estimación de parámetros, y que podrían distorsionar la estructura de la matriz de correlaciones, se decidió excluirlos del análisis principal. La decisión fue tomada con base en recomendaciones

metodológicas para análisis psicométricos (Byrne, 2010, Brown, 2015), quien sugiere revisar y, en su caso, eliminar casos con patrones extremos no informativos, como parte del control de calidad de los datos.

**Tabla 1**

Características de los participantes

<b>Variable</b>	<b>n</b>	<b>%</b>
<b>Sexo</b>		
Masculino	61	23.9
Femenino	194	76.1
<b>Año cursado</b>		
Primero	62	24.3
Segundo	71	27.8
Tercero	73	28.6
Cuarto o más	49	19.3
<b>Estado Civil</b>		
Soltero(a)	240	94.1
Casado(a)	5	2.0
Unión libre	3	1.2
Otro	7	2.7
<b>Situación laboral</b>		
Solo estudio	144	56.4
Estudio y trabajo por horas	41	16.1
Estudio y trabajo a medio tiempo	55	21.6
Estudio y trabajo a tiempo completo	15	5.9
<b>Edad</b>		
17-18 años	47	18.4
19 años	66	25.9
20 años	62	24.3
Más de 20 años	80	31.4
<b>Programa Educativo</b>		
Licenciado en Contaduría Pública	75	29.4
Licenciado en Economía y Finanzas	58	22.8
Licenciado en Educación Infantil	122	47.8

Con base a lo anterior, la participación final fue de 255 estudiantes de una universidad pública de Sonora, México ( $M_{\text{edad}} = 20.0$ ,  $DE = 2.2$ ), quienes contestaron el instrumento, de forma voluntaria y anónima, la Tabla 1 presenta mayor detalle sobre las características de los participantes. Los criterios de inclusión fueron ser estudiante inscrito en alguno de los programas de pregrado, además de desear participar en el estudio, mientras que los criterios de exclusión fueron no estar inscrito al momento de la aplicación o estar inscrito en algún programa de posgrado, los participantes tuvieron el derecho de poder abandonar el estudio, bastaba con no dar por concluida la aplicación del instrumento o no aceptar la invitación a participar en el proyecto de investigación.

### 2.3. Instrumento

El instrumento aplicado fue la versión en español del UWES-S17 de Schaufeli & Bakker (2004) para evaluar el *engagement* académico. La tabla 2 describe los tres factores e ítems que lo componen, emplea una escala de respuestas tipo Likert de siete puntos, que van desde nunca/ninguna vez a siempre/todos los días y en valores de 0 a 6, la aplicación fue en línea mediante formulario de google forms, adicionalmente, se agregó un apartado para recopilar información sociodemográfica de los participantes, la cual se presenta en la Tabla 1, sexo, año cursado, estado civil, situación laboral, edad y programa educativo.

**Tabla 2**  
Factores del UWES-S17

Factores	Ítems	Total de Ítems
Vigor	1, 4, 8, 12, 15, 17	6
Dedicación	2, 5, 7, 10, 13	5
Absorción	3, 6, 9, 11, 14, 16	6

## 2.4. Análisis de datos

Se calcularon estadísticos descriptivos de los ítems, media, desviación estándar, índice de asimetría y de curtosis, se determinó la normalidad univariada de los ítems mediante la Prueba de D'Agostino ( $p < 0.05$ ) con el paquete *moments* (Komsta y Novomestky, 2022) en R. También se evaluó la normalidad multivariada a través de la prueba de Mardia para asimetría y curtosis ( $p < 0.05$ ) con el paquete MVN (Korkmaz, et al. 2014) en R. La validez de la estructura interna del test se determinó partiendo de varios supuestos, uno admite la existencia de un factor general que explica la mayor parte de la varianza de los ítems, básicamente se trata de un test unidimensional o ateórico; dos, se admite la existencia de una estructura multifactorial, la cual se reportó en la Tabla 2, y que corresponde a la estructura teórica; adicionalmente se probaron un modelo bifactor y un modelo de orden superior; todas las estructuras se implementaron desde el enfoque de modelos de ecuaciones estructurales (SEM), el método de estimación empleado fue por Mínimos Cuadrados Ponderados por Media y Varianza Ajustada (WLSMV, por sus siglas en inglés) y basado en la matriz de correlaciones policóricas, para disminuir el efecto del no cumplimiento de la normalidad en los ítems. El ajuste de los modelos se evaluó con base a los valores de  $\chi^2$  robusta, grados de libertad robustos, y la razón  $\chi^2 / gl < 3$ , en cuanto a índices de ajuste absoluto, *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA robusto  $< 0.05$ ), límite superior del intervalo de confianza del RMSEA robusto ( $< 0.10$ ), *Standardized Root Mean Residual* (SRMR  $< 0.08$ ), *Goodness of Fit Index* (GFI  $> 0.95$ ), índices de ajuste incremental, *Comparative Fit Index* robusto (CFI  $> 0.95$ ), *Tucker-Lewis Index* robusto (TLI  $> 0.95$ ) (Jordan, 2021). Los modelos de medida SEM se formularon mediante los paquetes lavaan (Rosseel, 2012) y semTools (Jorgensen et al., 2022) de R. Se calculó la validez convergente del modelo mediante las cargas factoriales por ítem ( $\geq 0.70$ ), Varianza explicada del ítem ( $R^2$  del ítem  $\geq 0.50$ ) y Varianza Media Extraída (AVE, por sus siglas en inglés,  $\geq 0.50$ ). La fiabilidad se determinó de las siguientes formas: del constructo mediante cargas factoriales por ítem ( $\geq 0.70$ ), del factor mediante  $R^2$  del ítem ( $\geq 0.50$ ), por consistencia interna mediante Omega jerárquico y fiabilidad compuesta (ambos  $\geq 0.70$ ) (Fornell y Larcker, 1981). Omega se calculó en SPSS mediante el complemento de Hayes (2020). Por último, se determinó la estabilidad del modelo mediante la invarianza de la estructura general o configural, de las cargas factoriales o métrica, de los interceptos o escalar y de los residuales o estricta, si la variación absoluta del CFI y del RMSEA ( $\Delta CFI \leq .01$ ;  $\Delta RMSEA \leq .015$ ) (Chen, 2007).

## 2.5. Procedimiento

Se capacitó a los responsables de la aplicación del instrumento de medición, la aplicación se llevó a cabo en las instalaciones de la universidad, los responsables de los programas educativos participantes seleccionaron determinados grupos donde solo había estudiantes de su programa educativo, es decir no compartían la materia con estudiantes de otro programa educativo, y para evitar invitar a los estudiantes en repetidas ocasiones, los estudiantes de estos grupos fueron a quienes se les explicaron los objetivos del estudio y recibieron la invitación a participar de forma voluntaria y anónima. Los participantes no tuvieron consecuencia alguna por no aceptar la invitación a participar en el proyecto o por abandonarlo, si habían aceptado. Al ser un formulario en línea, no se recabaron formularios con valores perdidos, si un participante abandonaba y cerraba el enlace sin terminar de contestarlo, el formulario no lo recopilaba como parte de la muestra.

## 3. Resultados y su discusión

En este apartado se presentan los principales resultados relativos a las propiedades psicométricas del instrumento, en primer lugar se presentarán los descriptivos y otros aspectos que pueden considerarse preliminares o básicos, posteriormente se presentan y discuten los resultados de validez, fiabilidad y estabilidad.

### 3.1. Análisis estadístico preliminar

En la Tabla 3 se presentan los estadísticos descriptivos para los 17 ítems del UWES-S17. Las medias oscilan entre 3.26 (Ítem 1) y 4.81 (Ítem 2), lo que indica una tendencia general hacia valores medios-altos en la escala de *engagement* académico. Las desviaciones estándar se sitúan entre 1.49 y 1.98, lo cual refleja una dispersión moderada y adecuada para distinguir entre niveles de *engagement* percibido por los estudiantes.

En cuanto a la asimetría (A), todos los ítems presentan valores negativos, indicando una ligera asimetría hacia la izquierda, con una mayor concentración de respuestas en los valores altos de la escala. Los valores más pronunciados de asimetría corresponden al ítem 2 (-1.139) y al ítem 10 (-1.204). En términos de curtosis (C), todos los ítems superan el valor de 1, lo cual indica una distribución leptocúrtica, es decir, más concentrada alrededor de la media en comparación con la distribución normal.

La normalidad univariada fue evaluada mediante la prueba de D'Agostino. Los resultados indican que solo el ítem 1 ( $p = 0.778$ ) no rechaza la hipótesis nula de normalidad, mientras que en los 16 ítems restantes, los valores de  $p$  fueron menores al umbral de .05, lo que implica una violación del supuesto de normalidad univariada. Asimismo, se evaluó la normalidad multivariada mediante la prueba de Mardia. Los resultados indicaron un índice de asimetría multivariada de 3515.99 ( $p < .001$ ) y una curtosis multivariada de 51.31 ( $p < .001$ ), lo cual confirma la violación del supuesto de normalidad multivariada.

En relación con la estabilidad numérica de las matrices de correlación, se calcularon los números de condición, siendo de 32.13 para la matriz de Pearson y de 83.83 para la matriz policórica. Ambos valores se encuentran por debajo del umbral crítico de 100, lo que sugiere ausencia de colinealidad extrema y adecuada factibilidad para aplicar análisis factorial confirmatorio. No obstante, el valor relativamente más elevado del número de condición de la matriz policórica implica mayor sensibilidad a pequeñas perturbaciones, por lo cual se mantiene el criterio de utilizar esta matriz en combinación con métodos de estimación robustos, en coherencia con la naturaleza ordinal y no normal de los datos (Kline, 2023).

Esta evidencia confirma la necesidad de utilizar estimadores robustos y técnicas adecuadas al tratamiento de datos ordinales no normales, como mínimos cuadrados ponderados ajustado por media y varianza (WLSMV) y matriz de correlaciones policóricas en los análisis factoriales posteriores.

**Tabla 3**  
Estadísticos descriptivos por ítem

Ítem	M	DE	A	C	D
Ítem 1	3.263	1.984	-0.042	1.754	0.778
Ítem 2	4.812	1.538	-1.139	3.238	<.001
Ítem 3	4.302	1.763	-0.788	2.536	<.001
Ítem 4	4.118	1.777	-0.688	2.495	<.001
Ítem 5	4.757	1.494	-1.014	2.992	<.001
Ítem 6	4.059	1.864	-0.693	2.408	<.001
Ítem 7	4.580	1.667	-0.850	2.443	<.001
Ítem 8	3.898	1.731	-0.486	2.360	.002
Ítem 9	4.216	1.654	-0.566	2.301	<.001
Ítem 10	4.757	1.623	-1.204	3.409	<.001
Ítem 11	4.427	1.693	-0.828	2.616	<.001
Ítem 12	4.035	1.841	-0.651	2.327	<.001
Ítem 13	3.961	1.781	-0.498	2.283	.002
Ítem 14	4.071	1.691	-0.575	2.459	<.001
Ítem 15	4.278	1.690	-0.707	2.374	<.001
Ítem 16	3.561	1.910	-0.301	1.939	.048
Ítem 17	3.671	1.926	-0.405	2.026	.009

Nota: M= Media; DE: Desviación estándar; A: Asimetría; C: Curtosis;  
D: p-valor del estadístico de prueba de D'Agostino para normalidad univariada

### 3.2. Análisis de validez

En relación a la evidencia de validez, se formuló, inicialmente, una prueba de validez de constructo del UWES-S17, mediante una prueba  $t$  para grupos contrastados, cuyos resultados se presentan en la Tabla 4. Esta técnica permite verificar si el instrumento discrimina adecuadamente entre grupos que teóricamente deberían diferir en sus niveles de engagement académico (Sierra, 2001; Kerlinger & Lee, 2008; Anastasi & Urbina, 2009).

Para la comparación, se calculó la puntuación total del UWES-S17 por participante y se construyeron los cuartiles de dicha distribución. Los grupos contrastados se definieron tomando como referencia el primer cuartil (puntajes bajos

de engagement académico) y el cuarto cuartil (puntajes altos). Esta estrategia maximiza la sensibilidad de la prueba al comparar extremos del continuo del constructo.

Los resultados muestran que todos los ítems presentan diferencias estadísticamente significativas ( $p < .001$ ) entre los grupos comparados, con valores  $t$  que oscilan entre -10.756 (ítem 17) y -23.154 (ítem 9). Las diferencias de medias fueron sustanciales en todos los casos (entre 2.789 y 3.471 puntos), lo cual evidencia la capacidad discriminante del UWES-S17 a nivel de ítem. Este patrón de resultados respalda la validez de constructo del instrumento, al mostrar que es capaz de distinguir entre niveles diferenciados de *engagement* académico en población universitaria.

**Tabla 4**  
Prueba  $t$  para grupos contrastados

Ítem	Estadístico $t$	Grados de libertad	$p$ -valor	Diferencia de medias
Ítem 1	-11.675	134	<.001	-3.035
Ítem 2	-15.211	134	<.001	-2.869
Ítem 3	-14.359	134	<.001	-3.024
Ítem 4	-16.701	134	<.001	-3.354
Ítem 5	-16.531	134	<.001	-2.824
Ítem 6	-12.159	134	<.001	-2.929
Ítem 7	-18.869	134	<.001	-3.272
Ítem 8	-15.767	134	<.001	-3.244
Ítem 9	-23.154	134	<.001	-3.471
Ítem 10	-16.416	134	<.001	-3.166
Ítem 11	-18.118	134	<.001	-3.376
Ítem 12	-16.912	134	<.001	-3.458
Ítem 13	-13.073	134	<.001	-2.868
Ítem 14	-16.138	134	<.001	-3.147
Ítem 15	-18.369	134	<.001	-3.261
Ítem 16	-15.885	134	<.001	-3.376
Ítem 17	-10.756	134	<.001	-2.789

Además, la validez de la estructura interna del instrumento fue evaluada a través de modelos de ecuaciones estructurales (SEM), específicamente, modelos de medida (Byrne, 2010; Kline, 2023) estimados con el método de Mínimos Cuadrados Ponderados Ajustados por Media y Varianza (WLSMV) y utilizando matriz de correlaciones policóricas, dada la naturaleza ordinal y no normal de los datos. Se compararon cuatro modelos principales: un modelo trifactorial, uno unifactorial, un modelo bifactor y un modelo de segundo orden, todos lograron convergencia numérica, más no todos reportaron índices de ajuste robustos adecuados (ver Tabla 5), el modelo bifactor fue la excepción.

**Tabla 5**  
Índices de bondad de ajuste de los modelos

Índice	Multifactorial	Unifactorial	Segundo orden
$\chi^2_{(Robusto)}$	419.593	442.032	419.593
$gI_{(Robusto)}$	116	119	116
$p\ valor_{(Robusto)}$	0	0	0
$\chi^2/gI$	3.617	3.715	3.617
$CFI_{(Robusto)}$	0.975	0.973	0.975
$TLI_{(Robusto)}$	0.970	0.969	0.970
$RMSEA_{(Robusto)}$	0.080	0.082	0.080
$IC\ RMSEA_{(Robusto)}$	0.072 - 0.089	0.074 - 0.090	0.072 - 0.089
SRMR	0.083	0.086	0.083
GFI	0.979	0.978	0.979

Nota: Todos los índices reportados (excepto SRMR y GFI) corresponden a sus versiones robustas, dado que el modelo fue estimado con Mínimos Cuadrados Ponderados Ajustados por Media y Varianza (WLSMV).

El modelo bifactor se especificó con un factor general de *engagement* académico y tres factores específicos (vigor, dedicación y absorción). Aunque el modelo logró convergencia numérica, no fue posible obtener los índices globales de ajuste ( $\chi^2$ , CFI, TLI, RMSEA), lo cual indica problemas de identificación empírica o inestabilidad en la estimación. Esta situación es común en modelos bifactor que utilizan datos ordinales y estimadores robustos como WLSMV, especialmente cuando hay alta colinealidad entre el factor general y los específicos o una estructura factorial que no es suficientemente diferenciada (Rodríguez, et al., 2016). Por tanto, el modelo bifactor no fue retenido para los análisis principales.

En términos generales, solo tres modelos presentaron ajustes aceptables y prácticamente equivalentes. Esos tres modelos mostraron valores de CFI  $\geq .973$ , TLI  $\geq .969$ , y RMSEA  $\leq .082$ , con límites superiores del IC RMSEA por debajo de .10. La razón  $\chi^2/gf$  fue cercana a 3, y los índices SRMR y GFI también se ubicaron dentro de los rangos recomendados (SRMR  $< .08-.10$ ; GFI  $> .95$ ).

A pesar de esta equivalencia numérica en el ajuste global, se observaron covarianzas interfactoriales superiores a 1 en los modelos trifactorial y de segundo orden, lo que indica problemas de identificación empírica y solapamiento entre los factores teóricamente definidos (vigor, dedicación y absorción). Este hallazgo refuerza la viabilidad teórica y estadística del modelo unifactorial, que no presentó problemas de estimación y cuyo ajuste fue adecuado, lo cual es consistente con evidencia previa en muestras donde el *engagement* tiende a manifestarse como un constructo unidimensional.

En estudios realizados con muestras organizacionales, se ha considerado plausible tanto el uso del modelo trifactorial como del unifactorial del UWES-9. No obstante, debido a las altas intercorrelaciones entre vigor, dedicación y absorción, el uso de las tres subescalas de manera simultánea puede generar problemas de colinealidad en análisis estadísticos. Por ello, algunos autores sugieren el uso del puntaje total como una medida global de *engagement*, especialmente en análisis de regresión, reservando el enfoque trifactorial para modelos de ecuaciones estructurales o estudios que indaguen diferencias teóricas entre las dimensiones (Balducci et al., 2010; Schaufeli et al., 2006). Sin embargo, en población universitaria, los estudios que reportan la estructura unifactorial como plausible son escasos, y aquellos que la han probado empíricamente han concluido que el modelo trifactorial ofrece un mejor ajuste (Schaufeli et al., 2002). En este sentido, los resultados del presente estudio aportan evidencia novedosa al respaldar la adecuación del modelo unifactorial del *engagement* en estudiantes universitarios mexicanos.

Adicionalmente, los resultados de la estructura unifactorial coinciden con los hallazgos de Domínguez-Lara, et al., (2022) ya que ellos encontraron, en la estructura tridimensional superposición en los tres factores (correlaciones cercanas a la unidad).

Por otra parte, la validez convergente del modelo unifactorial se evaluó mediante tres indicadores (ver Tabla 6): cargas factoriales por ítem, varianza explicada del ítem ( $R^2$ ) y Varianza Media Extraída (AVE). Los resultados muestran que el 64.7% de los ítems presentan cargas factoriales iguales o superiores a .70, mientras que el 58.8% de los ítems poseen valores de  $R^2 \geq .50$ , lo que indica una relación consistente entre los ítems y el constructo general. La AVE obtenida fue de 0.498, ligeramente por debajo del umbral recomendado (.50), pero dentro de un rango aceptable. En conjunto, estos resultados ofrecen evidencia razonable de validez convergente, respaldando la coherencia del modelo unifactorial del UWES-S17 para evaluar el *engagement* académico en estudiantes universitarios.

### 3.3. Análisis de fiabilidad

La fiabilidad del UWES-S17 se evaluó desde múltiples perspectivas. En primer lugar, se consideraron las cargas factoriales por ítem (Tabla 6), de las cuales 11 de los 17 ítems (64.7%) presentan valores iguales o superiores a .70, lo cual indica una buena relación entre los ítems y el constructo medido. Asimismo, la varianza explicada ( $R^2$ ) del ítem (Tabla 6) fue superior a .50 en el 58.8% de los ítems, lo cual aporta evidencia adicional sobre la contribución de cada ítem al factor general de *engagement* académico.

En términos de consistencia interna, se obtuvo un coeficiente omega total ( $\omega$ ) de 0.942 (tabla 6), con un intervalo de confianza del 95% entre 0.926 y 0.953, (Tabla 6) lo que representa una fiabilidad excelente. Este valor fue calculado en SPSS mediante el complemento de Hayes (2020), específicamente a través de la opción omega ML, la cual es la más adecuada dada la estructura unidimensional del modelo de medida. Adicionalmente, una fiabilidad compuesta (FC) de 0.938 (tabla 6), valor por encima del umbral recomendado de 0.70 (Fornell & Larcker, 1981), lo cual refuerza la fiabilidad del instrumento.

En conjunto, estos resultados aportan evidencia sólida de consistencia interna, respaldando la estabilidad de las puntuaciones obtenidas mediante el UWES-S17 en esta muestra de estudiantes universitarios. Es necesario recalcar, que estos resultados son superiores a los resultados de fiabilidad del UWES-S9 obtenidos por Domínguez-Lara, et al., (2022) ya que ellos obtuvieron un omega corregido para los modelos M1 y M2 de 0.897 y 0.888, que aunque están por encima del valor de referencia, son inferiores a los obtenidos en el presente estudio.

**Tabla 6**  
Medidas de validez y fiabilidad

Ítem	Carga factorial	Índice de homogeneidad corregido	Omega si se elimina el ítem	Varianza explicada R <sup>2</sup>
Ítem 1	0.560	0.547	0.942	0.314
Ítem 2	0.719	0.705	0.938	0.517
Ítem 3	0.673	0.657	0.939	0.453
Ítem 4	0.722	0.706	0.938	0.521
Ítem 5	0.746	0.732	0.938	0.557
Ítem 6	0.639	0.619	0.940	0.408
Ítem 7	0.841	0.802	0.936	0.707
Ítem 8	0.762	0.734	0.937	0.581
Ítem 9	0.829	0.797	0.936	0.687
Ítem 10	0.812	0.784	0.936	0.659
Ítem 11	0.849	0.816	0.935	0.721
Ítem 12	0.756	0.725	0.937	0.572
Ítem 13	0.583	0.568	0.941	0.340
Ítem 14	0.692	0.680	0.939	0.479
Ítem 15	0.730	0.717	0.938	0.533
Ítem 16	0.614	0.615	0.940	0.377
Ítem 17	0.525	0.519	0.943	0.276
Indicador	Valor			
$\omega$ de McDonald	0.942			
IC 95% ( $\omega$ de McDonald)	(0.926 - 0.953)			
Fiabilidad compuesta (FC)	0.938			
Varianza Media Extraída (AVE)	0.498			

### 3.4. Análisis de estabilidad

Se evaluó la estabilidad estructural del UWES-S17 mediante un análisis de invarianza factorial multigrupo (MG-CFA), considerando cuatro niveles de restricción progresiva: configural, métrico, escalar y estricta, en función de cuatro variables: sexo, año cursado, condición de estudio/trabajo y programa educativo. El procedimiento se ajustó a los criterios propuestos por Chen (2007), considerando  $\Delta CFI \leq .01$  y  $\Delta RMSEA \leq .015$  como evidencia de invarianza aceptable entre modelos. A continuación se describen los resultados de invarianza por cada variable (Tabla 7).

**Sexo.** Todos los modelos mostraron buena calidad de ajuste. Las diferencias entre modelos sucesivos fueron mínimas ( $\Delta CFI \leq .002$ ;  $\Delta RMSEA \leq .002$ ), lo que indica invarianza estricta por sexo. Esto permite afirmar que la estructura del *engagement* académico es equivalente en hombres y mujeres, permitiendo comparaciones entre grupos en términos de medias latentes u otras estimaciones.

**Año cursado.** Los cambios entre niveles también se mantuvieron dentro de los límites aceptables (máximo  $\Delta CFI = .004$ ;  $\Delta RMSEA = .003$ ), confirmando invarianza estricta por nivel académico. El modelo mantiene estabilidad estructural entre estudiantes de distintos años.

**Condición estudia/trabaja.** Los índices de ajuste robusto también respaldan la invarianza estricta entre estudiantes que solo estudian y aquellos que combinan estudio con trabajo. No se observan diferencias significativas en la estructura del *engagement* entre estos grupos.

**Programa educativo.** Si bien el modelo configural muestra un ajuste excelente ( $CFI = .995$ ), el paso al modelo métrico implica una disminución mayor a la observada en otros grupos ( $\Delta CFI = .008$ ). No obstante, este valor se mantiene dentro del umbral aceptable ( $\Delta CFI \leq .01$ ), y los siguientes niveles presentan variaciones mínimas. Por tanto, se puede considerar **invarianza estricta por programa educativo**.

Los resultados de estabilidad del UWES-S17 coinciden con los de Dominguez-Lara et al., (2022) en cuanto a la variable sexo ya que también reportan invarianza estricta, también con los de Guerra-Diaz et al., (2021) en cuanto a las variables sexo y niveles (años de estudio) aunque estos autores solo reportan invarianza hasta el nivel de escalar, omitiendo la estricta.

**Tabla 7**  
Invarianza de los grupos

Invarianza	$\chi^2_{(Robusto)}$	$gl_{(Robusto)}$	$CFI_{(Robusto)}$	$RMSEA_{(Robusto)}$	$\Delta CFI_{(Robusto)}$	$\Delta RMSEA_{(Robusto)}$
<b>Sexo</b>						
Configural	452.697	238	0.973	0.083		
Métrica	390.902	254	0.971	0.082	-0.002	-0.001
Escalar	414.414	270	0.969	0.082	-0.002	0.000
Estricta	422.115	287	0.969	0.08	0.000	-0.002
<b>Año cursado</b>						
Configural	536.306	238.000	0.972	0.086		
Métrica	420.785	254.000	0.972	0.083	0.000	-0.003
Escalar	447.997	270.000	0.970	0.084	-0.002	0.001
Estricta	476.693	287.000	0.966	0.086	-0.004	0.002
<b>Estudia/Trabaja</b>						
Configural	514.788	238.000	0.974	0.082		
Métrica	410.730	254.000	0.974	0.079	0.000	-0.003
Escalar	434.111	270.000	0.973	0.078	-0.001	-0.001
Estricta	443.609	287.000	0.972	0.076	-0.001	-0.002
<b>Programa Educativo</b>						
Configural	506.829	238.000	0.995	0.082		
Métrica	447.935	254.000	0.987	0.085	-0.008	0.003
Escalar	468.944	270.000	0.988	0.084	0.001	-0.001
Estricta	472.840	287.000	0.988	0.081	0.000	-0.003

## 4. Conclusiones

### 4.1. Conclusiones generales

El presente estudio logró cumplir con su objetivo general de analizar las propiedades psicométricas del UWES-S17 en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos. Los resultados respaldan la validez, fiabilidad y estabilidad del instrumento, con evidencia sólida en diversos niveles.

En términos de **validez de constructo**, el instrumento demostró una adecuada capacidad discriminante entre grupos teóricamente diferenciados, así como una estructura factorial coherente. Aunque se evaluaron múltiples modelos, el modelo unifactorial fue el que presentó mejor comportamiento estadístico, sin problemas de identificación ni colinealidad, a diferencia de los modelos trifactorial y de segundo orden, que mostraron covarianzas interfactoriales superiores a la unidad.

En cuanto a la **validez convergente**, se obtuvo una AVE de 0.498, valor cercano al umbral aceptable, acompañado de cargas factoriales y varianzas explicadas que respaldan una relación sustantiva entre los ítems y el constructo latente. Además, el modelo unifactorial mostró una **alta fiabilidad**, con un coeficiente omega de 0.942 y una fiabilidad compuesta de 0.938, valores que superan ampliamente los criterios recomendados y los reportados en otros estudios similares.

Desde una perspectiva metodológica, destaca como fortaleza adicional que los modelos fueron evaluados **sin recurrir a índices de modificación**, lo que refuerza la solidez de la estructura propuesta y la rigurosidad del análisis factorial confirmatorio. Asimismo, los análisis multigrupo demostraron **invarianza factorial estricta** por sexo, año cursado, condición estudia/trabaja y programa educativo, lo que garantiza la estabilidad estructural del instrumento y permite comparaciones válidas entre grupos.

En conjunto, estos hallazgos confirman que el UWES-S17 es una herramienta válida, fiable y estable para evaluar el *engagement* académico en población universitaria mexicana.

#### 4.2. Limitaciones del estudio

A pesar de los resultados favorables, es importante reconocer ciertas limitaciones que podrían influir en la generalización de los hallazgos. En primer lugar, **la muestra fue seleccionada por conveniencia**, lo cual limita su representatividad. En segundo lugar, aunque el tamaño muestral fue adecuado para los análisis realizados, podría considerarse **modesto** para pruebas más exigentes de validez cruzada o análisis multigrupo con mayor complejidad. Asimismo, la participación se limitó a estudiantes de tres programas educativos de una única universidad pública en México, lo cual restringe la variabilidad institucional y disciplinar. Tampoco se realizó un análisis de validez externa o predictiva, ni se exploraron relaciones con otras variables relevantes para el *engagement* académico.

#### 4.3 Líneas para futuras investigaciones

Dado lo anterior, se recomienda que futuras investigaciones amplíen y diversifiquen la muestra, incorporando estudiantes de distintas instituciones, regiones y disciplinas académicas, con el propósito de evaluar la generalización y estabilidad de la estructura encontrada. Asimismo, resulta pertinente replicar los análisis de invarianza factorial con muestras independientes y en contextos educativos variados. Otra línea de desarrollo consiste en incorporar variables externas al *engagement* académico, con el fin de evaluar la validez convergente, discriminante y predictiva del UWES-S17; por ejemplo, mediante su asociación con indicadores como el rendimiento académico, la satisfacción estudiantil, la intención de abandono o el *burnout* académico. En este sentido, también puede considerarse el uso del UWES-S9 como alternativa al UWES-S17 en estudios donde se incluyan múltiples instrumentos, con el fin de reducir la carga cognitiva y el cansancio de los participantes. Finalmente, una línea de investigación complementaria es la aplicación del UWES-17 o UWES-9 en contextos laborales, con el objetivo de explorar el *engagement* como un constructo que acompaña la transición entre la vida académica y profesional.

Finalmente, se alienta el uso del UWES-S17 en combinación con técnicas longitudinales para explorar la **evolución del *engagement* académico a lo largo del tiempo**, así como su impacto en trayectorias escolares y procesos de transición hacia la vida laboral.

#### Referencias

- Anastasi, A. y Urbina, S. (2009). *Tests psicológicos* (séptima edición). Prentice Hall.
- Arias, P. R., García, F. E., & Reivan-Ortiz, G. (2020). Propiedades psicométricas de la escala de compromiso académico versión abreviada (UWESS-9) en estudiantes ecuatorianos. *Revista AJAYU*, 18(1), 1–23. <https://ajayu.ucb.edu.bo/a/article/view/225>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Balducci, C., Fraccaroli, F., and Schaufeli, W. B. (2010). Psychometric properties of the italian version of the utrecht work engagement work engagement scale (UWES–9). a cross-cultural analysis. *Eur. J. Psychol. Assess.* 26, 143–149. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000020>
- Bimala, P., Shimazu, A. & Kawakami, N. (2014). Validation of Nepalese Version of Utrecht Work Engagement Scale, *Journal of Occupational Health*, 56(6), 421–429. <https://doi.org/10.1539/joh.14-0041-OA>
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed.). New York: The Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge.
- Carmona-Halty M.A., Schaufeli, W.B., & Salanova, M. (2019). The Utrecht Work Engagement Scale for Students (UWES–9S): Factorial Validity, Reliability, and Measurement Invariance in a Chilean Sample of Undergraduate University Students. *Frontiers in Psychology*, 10:1017. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01017>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Dimitriadou, S., Lavidas, K., Karalis, T. & Ravanis, K. (2020). Study Engagement in University Students: a Confirmatory Factor Analysis of the Utrecht Work Engagement Scale with Greek Students. *Journal of Well-Being Assessment* 4, 291–307, <https://doi.org/10.1007/s41543-021-00035-7>

- Dominguez-Lara, S., Peceros-Pinto, B., Centeno-Leyva, S., Valente, S. N. ., Lourenço, A. A., Quistgaard-Alvarez, A. ., & Morales-Velasquez, M. P. (2022). Análisis psicométrico y datos normativos de la UWES en adolescentes peruanos. *Ciencias Psicológicas*, 16(2), e-2908. <https://doi.org/10.22235/cp.v16i2.2908>
- Dominguez-Lara, S. A., Sánchez-Villena, A. R., y Fernández-Arata, M. (2020). Propiedades psicométricas de la UWES-9S en estudiantes universitarios peruanos. *Acta Colombiana de Psicología*, 23(2), 7–39. <https://doi.org/10.14718/ACP.2020.23.2.2>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Fong, T.Ct., Ng, Sm. (2012). Measuring Engagement at Work: Validation of the Chinese Version of the Utrecht Work Engagement Scale. *Int.J. Behav. Med.* 19, 391–397. <https://doi.org/10.1007/s12529-011-9173-6>
- Gómez-Garbero, L., Labarthe, J., Ferreira-Umpiérrez, A., & Chiminelli-Tomás, V. (2019). Evaluación del engagement en trabajadores de la salud en Uruguay a través de la escala Utrecht de engagement en el trabajo (UWES). *Ciencias Psicológicas*, 13(2), 305–316. <https://doi.org/10.22235/cp.v13i2.1888>
- Guerra, F., & Jorquera, R.(2021). Análisis psicométrico de la Utrecht Work Engagement Scale en las versiones UWES-17S y UWES-9s en universitarios chilenos. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 15(2), e1542. <https://doi.org/10.19083/ridu.2021.1542>
- Hayes, A. (2020). My Macros and Code for SPSS, SAS, and R. <https://www.afhayes.com/spss-sas-and-r-macros-and-code.html>
- Hernández-Vargas, C. I., Llorens-Gumbau, S., Rodríguez-Sánchez, A. M. y Dickinson-Bannack, M. E. (2016). Validación de la escala UWES-9 en profesionales de la salud en México. *Pensamiento Psicológico*, 14(2), 89-100. <https://doi.org/10.11144/Javerianacali.PPSI14-2.veup>
- Jordan,F. (2021). Valor de corte de los índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psocial*, 7(1), 66-71. <https://publicaciones.sociales.uba.ar/index.php/psicologiasocial/article/view/6764/5794>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.5-6. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kerlinger, F. y Lee, H. (2008). *Investigación del comportamiento. Métodos de investigación en ciencias sociales* (cuarta edición). McGraw Hill.
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). The Guilford Press.
- Komsta L. y Novomestky, F. (2022). *moments: Moments, Cumulants, Skewness, Kurtosis and Related Tests\_*. R package version 0.14.1, <https://CRAN.R-project.org/package=moments>
- Korkmaz S, Goksuluk D, Zararsiz G. (2014). MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality. *The R Journal*. 2014 6(2):151-162. <https://journal.r-project.org/archive/2014-2/korkmaz-goksuluk-zararsiz.pdf>. R package version 5.9, <https://cran.r-project.org/web/packages/MVN>
- Lins de Holanda, G., Monteiro, R. P., de Oliveira, L. C., de Carvalho, L. A., Gouveia, V. V., & Fonsêca, P. N. (2023). Utrecht Work Engagement Scale (UWES): Psychometric parameters in Brazil. *Suma Psicológica*, 30(2), 11-20. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2023.v30.n2.2>
- Medrano, L. A., Moretti, L. & Ortiz, A. (2015). Medición del Engagement Académico en Estudiantes Universitarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 40, 114-124. <https://www.aidep.org/sites/default/files/articles/R40/Art11.pdf>
- Pujol-Cols, Lucas, & Arraigada, Mariana. (2018). Propiedades psicométricas de la versión corta de la Utrecht Work Engagement Scale en trabajadores argentinos. *Pensamiento Psicológico*, 16(2), 31-45. <https://doi.org/10.11144/Javerianacali.PPSI16-2.ppvvc>
- Rodríguez, K. P., Juárez, A., Ortega, F. J., & Flores, C. A. (2023). Propiedades psicométricas de la escala UWES-15 en una muestra de comerciantes informales mexicanos. *Psicumex*, 13(1), 1–34. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v13i1.544>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rosseel, Y. (2012). *Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling*. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>. R package version 0.6-17, <https://cran.r-project.org/web/packages/lavaan/>

- Sánchez-Cardona, I., Rodríguez-Montalbán, R., Toro-Alfonso, J. & Moreno Velázquez, I. (2016). Propiedades psicométricas de la Utrecht Work Engagement Scale – Student (UWES-S) en universitarios de Puerto Rico. *Revista Mexicana de Psicología*, 33(2), 121-134.
- Schaufeli, W. B. & Bakker, A. B. (2004). Utrecht Work Engagement Scale. Preliminary manual (Version 1.1). Utrecht: Occupational Health Psychology Unit, Utrecht University.  
[https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/Test%20Manuals/Test\\_manual\\_UWES\\_English.pdf](https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/Test%20Manuals/Test_manual_UWES_English.pdf)
- 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.  
<https://doi.org/10.1177/0013164405282471>
- Schaufeli, W. B., Martínez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002a). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33(5), 464–481.  
<https://doi.org/10.1177/0022022102033005003>
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B. (2002b). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71–92.  
<https://doi.org/10.1023/A:1015630930326>
- Sierra, R. (2001). *Técnicas de Investigación Social: Teoría y Ejercicios*. Editorial Paraninfo.
- Spontón, C., Medrano, L. A., Maffei, L., Spontón, M., & Castellano, E. (2012). Validación del cuestionario de Engagement UWES a la población de trabajadores de Córdoba, Argentina. *Liberabit*, 18(2), 147-154.  
<http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v18n2/a05v18n2.pdf>
- Tatha, O., Shimazu, A., Watanabe, K., Kawakami, N. & Schaufeli, W.B. (2024). Measuring work engagement in Thailand: development and validation testing of the Utrecht Work Engagement Scale-Thai version (UWES-TH). *Ind Health*, 62(3), 182-194. <https://doi.org/10.2486/indhealth.2023-0017>
- Tran, T.T.T., Watanabe, K., Imamura, K., Nguyen, H.T., Sasaki, N., Kuribayashi, K., Sakuraya, A., Nguyen, N.T., Bui, T.M., Nguyen, Q.T., Truong, T.Q., Nguyen, G.T.H., Minas, H., Tsustumi, A., Shimazu, A. & Kawakami, N. (2020). Reliability and validity of the Vietnamese version of the 9-item Utrecht Work Engagement Scale. *J Occup Health*; 62(1): e12157. <https://doi.org/10.1002/1348-9585.12157>
- Xinchong, S., Muhamad, M. M., Razali, F., Nasiruddin, N. J. M., Mingxing, S., & Zhujing, L. (2024). Validity and Reliability of the Chinese Version of the Utrecht Work Engagement Scale for Students in a Sample of Early Childhood Pre-Service Teachers. *International Journal of Academic Research in Progressive Education and Development*, 13(4), 3329–3338. <http://dx.doi.org/10.6007/IJARPED/v13-i4/23604>



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons  
Atribución-NoComercial 4.0 Internacional