

Análisis psicométrico de la Utrecht Work Engagement Scale en las versiones UWES-17S y UWES-9S en universitarios chilenos

Felipe Guerra Díaz¹; Ricardo Jorquera Gutiérrez²

¹<https://orcid.org/0000-0003-0636-2566>, Universidad de Atacama, Copiapó, Chile, ²<https://orcid.org/0000-0002-7059-8488>, Universidad de Atacama, Copiapó, Chile

Citar como: 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>

Recibido: 06/10/2021. **Revisado:** 25/10/2021. **Aceptado:** 25/11/2021. **Publicado:** 01/12/2021

Resumen

Introducción: El UWES es uno de los instrumentos más utilizados en el ámbito mundial para medir el compromiso académico. **Objetivo:** del presente estudio fue describir y comparar las propiedades psicométricas del UWES 17S y el UWES 9S en estudiantes universitarios chilenos. **Método:** participaron 541 estudiantes de una universidad chilena, quienes contestaron de forma voluntaria los instrumentos señalados. 61,6% de ellos cursaban primer año y un 38,4% niveles superiores. **Resultados:** al comparar siete modelos estructurales, los mejores indicadores de ajuste fueron encontrados en el UWES 9S de acuerdo con un modelo de tres factores y a un modelo bifactor ($X^2/df=2.316$; CFI=.977; TLI=.952; RMSEA=.071). El UWES 9S mostró indicadores de confiabilidad ω de McDonald entre .67 y .83 en sus tres factores, demostrándose también la invarianza de su estructura de tres factores según sexo y en distintos niveles de estudio. **Discusión:** se concluye que el UWES 9S presenta adecuadas propiedades psicométricas que avalarían su uso para medir el compromiso académico en estudiantes universitarios chilenos. **Palabras clave:** uwes; engagement; compromiso académico; estudiantes universitarios; propiedades psicométricas.

Psychometric analysis of the Utrecht Work Engagement Scale in the UWES-17S and UWES-9S versions in Chilean university students

Abstract

Introduction: The UWES is one of the most widely used instruments in the world to measure academic engagement. **Objective:** The objective of this study was to describe and compare the psychometric properties of the UWES 17S and the UWES 9S in Chilean university students. **Method:** 541 students from a Chilean university participated, who voluntarily entered the indicated instruments. 61.6% of them were in the first year and 38.4% were at higher levels. **Results:** When comparing seven structural models, the best fit indicators were found in the UWES 9S according to a three-factor model and a bifactor model ($X^2/df=2.316$; CFI=.977; TLI=.952; RMSEA=.071). The UWES 9S showed McDonald's ω reliability indicators between .67 and .83 in its three factors, also demonstrating the invariance of its three-factor structure according to sex and at different levels of study. **Discussion:** It is concluded that the UWES 9S has adequate psychometric properties that would support its use to measure academic commitment in Chilean university students.

*Correspondencia:

Ricardo Jorquera Gutiérrez
ricardo.jorquera@uda.cl

Keywords: uwes; engagement; academic commitment; university students; psychometric properties.

Introducción

En las diversas instituciones de educación superior existe el interés por determinar a qué se deben las dificultades de rendimiento académico, el abandono de los estudios, la motivación con las labores académicas, así como el desarrollo del bienestar de los estudiantes. Es ahí donde emerge el *engagement* académico como una posible respuesta a estas inquietudes, ya que es reconocido como un promotor del aprendizaje, rendimiento y bienestar estudiantil (Medrano et al., 2015). Es posible encuadrar al *engagement* como un constructo propio de la psicología positiva, ya que es una característica de los sujetos que va más allá de una consideración negativa, de ausencia o patológica. En ese sentido, esta corriente se centra en entender y favorecer en las sociedades, comunidades e individuos los elementos que permitan mejorar su calidad de vida (Seligman & Csikzentmihalyi, 2000).

Es en ese marco que el *engagement* surge como una propuesta salugénica al *burnout*, entendiéndose como un estado afectivo-cognitivo positivo, asociado a las labores/tareas, compuesto de tres rasgos: Vigor, es decir, realizar con elevados niveles de energía y resistencia mental una labor en concreto; alto nivel de implicación laboral o Dedicación, realizar las tareas con una sensación de entusiasmo e implicación elevada; y Absorción, donde se da un elevado nivel de concentración y felicidad con la actividad que se está realizando (Schaufelli, 2017).

Desde la década del 2000 se amplía la mirada del *burnout* y *engagement* hacia otros contextos, más allá de los laborales. Donde se evidencia que los estudiantes experimentarían sensaciones positivas y negativas que podrían favorecer su mayor o menor involucramiento con sus diversas labores académicas, apareciendo los conceptos de *burnout* y *engagement* académico (Parra & Pérez, 2010).

Se considera al *engagement* como un indicador de bienestar de los estudiantes, así como

un predictor de menores niveles de ausencia de clases, elevada y constante motivación, de un rendimiento académico óptimo y de un elevado sentido de autoeficacia (Caballero et al., 2014; Gómez et al., 2015; Sánchez et al., 2016; Tayama et al., 2018). A su vez, las personas con mayores niveles de *engagement* tendrían una mayor conexión emocional y energética, y tenderían a evaluarse como aptos para desempeñar sus tareas (Cachón et al., 2018). Asimismo, los estudiantes con un elevado *engagement* se encontrarían cautivados con sus actividades académicas, destinando bastante energía, tiempo, empeño y dedicación a las labores encomendadas (Bakker et al., 2015; Loscalzo & Giannini, 2018).

En cuanto a la medición del *engagement*, esta resulta fundamental para determinar estados de bienestar con respecto a las actividades académicas de los estudiantes y de este modo generar las estrategias apropiadas para su desarrollo con instrumentos confiables y validados en el contexto local (Domínguez-Lara et al., 2021; Meng & Jin, 2017; Sánchez et al., 2016).

Schaufeli et al. (2002) crearon y adaptaron una escala de *engagement* para estudiantes (UWES-S), la cual es conocida como la versión extendida, de 17 ítems. Posteriormente, desarrollaron su versión corta, con nueve ítems, UWES-S9 (Schaufeli & Bakker 2003), concluyendo que el modelo de tres factores con nueve ítems se ajusta de manera adecuada, presentando mejores indicadores que el modelo unifactorial y que la versión de 17 ítems.

Dentro de los estudios recientes, se destaca el trabajo de Domínguez-Lara et al. (2020), quienes evaluaron la estructura interna del instrumento (UWES-9S) en estudiantes de psicología peruanos de entre 17 y 41 años. A través de un análisis factorial confirmatorio y un análisis bifactor, concluyeron que el modelo con mejor ajuste era el unidimensional, el cual también presentaba adecuados niveles de confiabilidad. Estos resultados les permitieron comprender el *engagement* como un factor general, el cual explicaba más varianza que los factores específicos. En otro estudio en estudiantes peruanos, Domínguez-Lara et al. (2021) evaluaron la estructura factorial del UWES-17S y UWES-9S a través de un análisis bifactor, con el método de estimación de parámetros mínimos

cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV), observando mejores niveles de ajuste en el instrumento de nueve ítems, en comparación a su versión de 17 ítems. En cuanto a la invarianza factorial, obtuvieron valores de ajuste equivalentes entre mujeres y hombres.

En relación con los estudios chilenos, Parra y Pérez (2010) aplicaron el UWES-S9 a 164 estudiantes de psicología, luego realizaron un análisis factorial exploratorio utilizando el análisis de ejes principales y obtuvieron como resultado un modelo de dos factores (predisposición a estudiar y satisfacción con los estudios), mostrando claras diferencias con el modelo trifactorial inicial presentado por los autores del instrumento.

Posteriormente, Carmona-Halty et al. (2019) analizaron las propiedades psicométricas de la versión abreviada en una muestra de 1,502 estudiantes universitarios chilenos de edades entre 18 y 25 años. En su estudio usaron un análisis factorial confirmatorio, a través de un método de estimación de máxima verosimilitud, y sus resultados concordaron con el modelo original de tres factores relacionados (Vigor, Dedicación y Absorción) de Schaufeli et al. (2002). En cuanto a la invarianza, los resultados evidenciaron que no existía diferencias en la estructura factorial del instrumento entre hombres y mujeres. Con estos resultados concluyeron que el UWES-S9 es un instrumento válido y confiable para la medición del *engagement* en estudiantes universitarios chilenos.

Dadas las adecuadas propiedades psicométricas observadas en el UWES en población universitaria, su sustento teórico actual, el frecuente uso por parte de la comunidad científica (Domínguez-Lara et al., 2020), y la escasa evidencia de sus propiedades psicométricas en Chile (Carmona-Halty et al., 2019; Parra & Pérez, 2010), justifican la profundización de su análisis y la comparación de sus versiones (UWES-17S y UWES-9S) en estudiantes universitarios chilenos. Por ello, el objetivo del presente estudio es describir y comparar las propiedades psicométricas del UWES-17S y el UWES-9S en una muestra de estudiantes universitarios chilenos. A la vez, se pretende determinar la invarianza de la estructura factorial del UWES 9S según sexo y nivel académico; finalmente, se estimarán y compararán los niveles de

engagement académico en la muestra del estudio, entre hombres y mujeres, y entre estudiantes de primer año y de cursos superiores.

Método

Diseño

El diseño de la investigación es de tipo instrumental, pues su objetivo es la evaluación de las propiedades psicométricas de un instrumento de medida (Ato et al., 2013).

Participantes

El muestreo fue de tipo no probabilístico de tipo intencionado. La muestra total quedó conformada por 541 estudiantes universitarios pertenecientes a cinco facultades de una universidad pública del norte de Chile, quienes accedieron voluntariamente a contestar el instrumento de evaluación. Un 67.1% ($n=363$) eran de sexo femenino y 32.9% ($n=178$) de sexo masculino. Según edad, contestaron estudiantes de entre 17 y 45 años, con un promedio de 20.1 años ($DS=3.48$). Según nivel de estudios, un 61.6% ($n=333$) eran estudiantes de primer año y un 38.4% ($n=208$) de niveles superiores.

En cuanto a los criterios de inclusión, se consideró ser estudiante matriculado en alguna carrera de la universidad donde se realizó el estudio. Dentro de los criterios de exclusión se consideró no estar matriculado en dicha universidad.

Instrumentos

En la presente investigación se utilizó la *Utrecht Work Engagement Scale (UWES-S)*, en sus versiones de 17 (UWES-S17) y 9 (UWES-S9) ítems.

Utrecht Work Engagement Scale (UWES-S17)

La versión de 17 ítems fue diseñada y validada por Schaufeli et al. (2002), quienes confirmaron una estructura de tres factores: Vigor, Dedicación y Absorción. Las mediciones para su validación chilena fueron efectuadas por Cruzat (2020), quien constató una adecuada confiabilidad, con indicadores alfa de Cronbach superiores a .88, y una estructura de tres factores, similar a la propuesta por sus autores originales.

Utrecht Work Engagement Scale (UWES-S9)

Por su parte, la Escala de *Engagement* Académico UWES-S9 (Shaufeli & Bakker, 2003) fue validada inicialmente en población chilena universitaria por Parra y Pérez (2010), en la que participaron 164 alumnos de la carrera de psicología de primer y segundo año (mujeres 67.7%; hombres 29.9%; $M=19.67$ años; $D.E. = 1.78$). Recientemente, Carmo-na-Halty et al. (2019) constataron en estudiantes universitarios chilenos su estructura de tres factores, como la original, y adecuados valores de confiabilidad: Vigor (3 ítems, $\alpha=0.808$), Absorción (3 ítems, $\alpha=0.729$) y Dedicación ante los estudios (3 ítems, $\alpha=0.819$). El instrumento posee un sistema de respuestas a través de una escala Likert de siete opciones que va desde 0= ninguna vez a 6= todos los días.

Procedimientos

Los datos se recolectaron en dos etapas. En primer lugar, los estudiantes de primer año fueron contactados al inicio de una clase taller que tenía a la inserción de los estudiantes en la vida universitaria en una universidad pública del norte de Chile, a los cuales se les pidió la colaboración anónima y voluntaria de participar en el estudio. A todos los participantes se les explicó los fundamentos de la investigación, y la totalidad de ellos contestó un consentimiento informado que tenía como objetivo explicitar la voluntariedad de participar, el uso confidencial de los datos, la ausencia de incentivos a la participación y a quién contactar para preguntas sobre la investigación. Por su parte, en una segunda etapa se contactó mediante correo electrónico a estudiantes de niveles superiores de la misma universidad. A través de un formulario de Google se les hizo llegar el consentimiento informado y los instrumentos del estudio donde los estudiantes podían contestarlos.

Análisis de datos

Se constataron los estadísticos descriptivos de los ítems, específicamente medias, desviaciones estándar, asimetría y curtosis. La confirmación de la estructura del instrumento se verificó por medio de análisis factorial confirmatorio (AFC).

En este caso, se efectuó la estimación de bondad de ajuste de siete modelos mediante el método de máxima verosimilitud robusto (MLR), el cual es aconsejable utilizar cuando no es posible probar la normalidad multivariada (Jaccard, 2018). Los índices que se consideraron en el AFC fueron χ^2 , χ^2/gf , el Índice de Tucker-Lewis (TLI) robusto, el Índice de Bondad de Ajuste Comparativo (CFI) robusto, y el Índice de Bondad de Ajuste (GFI). Se estiman como buenos indicadores de ajustes un valor χ^2/gf inferior a 3 y valores superiores a .90 en CFI, TLI y GFI (Hu & Bentler, 1999). Además, se analizó la raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación (RMSEA), en donde, valores inferiores a .08 son considerados aceptables, y el error cuadrático medio estandarizado (SRMR) donde se deberían obtener valores cercanos a 0. Sumado a esto, se constató la invarianza factorial del instrumento en la muestra de mujeres y hombres, y entre las muestras de estudiantes de primer año y de niveles superiores. Se usó un método de Máxima Verosimilitud Robusto (MLR) y los mismos indicadores de ajustes usados en el AFC para describir y comparar de forma secuencial la invarianza configural, métrica y escalar del instrumento, a partir de la observación de que las variaciones en los valores de CFI entre cada procedimiento fueran inferiores a .010 y que las variaciones de RMSEA fueran menores a .015 (Byrne, 2008; Cheung & Rensvold, 2002). Posterior a este procedimiento se comparó las medias de los puntajes de hombres y mujeres, y entre estudiantes de primer año y de niveles superiores, en las distintas dimensiones del instrumento mediante el estadígrafo t de Student para muestras independientes, el cual fue acompañado por la estimación del tamaño del efecto a través de un estadígrafo D de Cohen.

Los análisis descriptivos y las pruebas t de student se realizaron a través del software SPSS 22. Los análisis factoriales confirmatorios se realizaron con el software R versión 4.0.2 (R Core Team, 2020) ejecutado en la terminal RStudio versión 1.4.1106, y se usó el paquete Lavaan (Rossee, 2012). Para la estimación de la confiabilidad y sus intervalos de confianza se utilizó el estadígrafo Omega de McDonald's (ω) con el software JASP 0.14 (JASP Team, 2020).

Resultados

Las estimaciones realizadas en esta sección se efectuaron con la muestra de estudiantes de primer año ($n=333$), a quienes se les aplicó el instrumento completo de 17 ítems. En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de los ítems, donde las medias más altas se encontraron en los ítems "Estoy orgulloso/a de la carrera que estudio." ($M=6.43$; $DS=.934$), "Creo que mi carrera tiene significado" ($M=6.37$; $DS=.996$) y "Estoy entusiasmado/a con mi carrera" ($M=6.25$; $DS=1.079$), todos ellos pertenecientes al factor Dedicación. Por su parte, la media más baja se observa en el ítem "Me es difícil "desconectarme" de mis estudios" ($M=3.70$; $DS=1.368$) correspondiente al factor Absorción. Con respecto a los valores de asimetría y curtosis, la mayoría de los reactivos del instru-

mento presentaron valores absolutos inferiores a 1, con la excepción de los ítems 2, 5, 7, y 10.

Se evaluó la normalidad multivariada mediante un análisis Mardia para la asimetría y curtosis multivariada. En el caso del UWES-S (17 ítems), se halló un coeficiente de asimetría de 69.574 ($\chi^2=3861.364$, $gl=969$, $p <.001$) y un coeficiente de curtosis de 397.758 ($z=26.837$; $p <.001$). Por su parte, el UWES-9S evidenció un coeficiente de asimetría de 16.648 ($X^2=923.992$, $gl=165$, $p <.001$) y un coeficiente de curtosis de 125.147 ($z=16.955$; $p <.001$). Esta información deja demostrada la ausencia de una distribución normal multivariada de los datos en ambas versiones del instrumento. Por esta razón, se optó por realizar los análisis factorial confirmatorios usando un procedimiento basado en el método de máxima verosimilitud robusto (MLR), el cual es adecuado

Tabla 1
Estadísticos Descriptivos de los Ítems

| Ítems | M | DE | g1 | g2 |
|---|------|-------|--------|-------|
| 1. Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía | 4.48 | 1.158 | -.106 | .469 |
| 2. Creo que mi carrera tiene significado | 6.37 | .996 | -2.080 | 6.528 |
| 3. El tiempo "pasa volando" cuando realizo mis tareas como estudiante. | 4.64 | 1.345 | .126 | -.506 |
| 4. Me siento fuerte cuando estudio o voy a clases. | 4.95 | 1.242 | .183 | -.567 |
| 5. Estoy entusiasmado/a con mi carrera. | 6.25 | 1.079 | -1.523 | 2.687 |
| 6. Cuando estoy estudiando olvido todo lo que pasa a mi alrededor. | 4.23 | 1.316 | -.068 | -.384 |
| 7. Mis estudios y carrera me inspiran cosas nuevas. | 5.92 | 1.135 | -1.039 | 1.302 |
| 8. Cuando me levanto por las mañanas tengo ganas de ir a clases o estudiar. | 4.79 | 1.256 | -.178 | -.150 |
| 9. Soy feliz cuando estoy haciendo tareas relacionadas con mis estudios. | 5.19 | 1.199 | -.179 | -.307 |
| 10. Estoy orgulloso/a de la carrera que estudio. | 6.43 | .934 | -1.951 | 5.758 |
| 11. Estoy inmerso/a en mis estudios. | 5.29 | 1.236 | -.382 | -.285 |
| 12. Puedo seguir estudiando durante largos períodos de tiempo. | 4.16 | 1.274 | .238 | -.184 |
| 13. Mi carrera es retadora/desafiante. | 5.41 | 1.159 | -.346 | .199 |
| 14. Me "dejo llevar" cuando realizo mis tareas como estudiante. | 4.48 | 1.199 | -.212 | .233 |
| 15. Soy muy persistente para afrontar mis tareas como estudiante. | 5.28 | 1.309 | -.522 | .326 |
| 16. Me es difícil "desconectarme" de mis estudios. | 3.70 | 1.368 | .528 | .204 |
| 17. Incluso cuando las cosas no van bien, continúo estudiando. | 4.53 | 1.387 | -.032 | .009 |

Nota. M= Media, DE= Desviación estándar, g1= Asimetría, g2= Curtosis.

cuando no están presentes los supuestos de normalidad multivariada.

Se verificaron siete modelos. Por un lado, se estimaron los indicadores de ajuste del instrumento en su versión de 17 preguntas, considerándolo de forma unifactorial, trifactorial y un modelo bifactor considerando un modelo de tres factores y un factor general. Por otro lado, se probó la versión corta del instrumento a partir de una dimensionalidad unifactorial, de dos factores, trifactorial y un modelo bifactor, a partir de un modelo de tres factores más un factor general.

La tabla 2 muestra los indicadores de bondad de ajuste de los modelos puestos a prueba. Los resultados no son favorables para el instrumento de 17 preguntas, en su versión unidimensional (CFI=.776; TLI=.744; RMSEA=.110), tridimensional (CFI=.872; TLI=.850; RMSEA=.084) y bifactor (CFI=.872; TLI=.852; RMSEA=.083). Mejores indicadores se aprecian en la versión corta del instrumento, de acuerdo con un modelo de dos factores (CFI=.943; TLI=.921; RMSEA=.090), pero muy

especialmente con una estructura de tres factores (CFI=.968; TLI=.952; RMSEA=.070) y bifactor (CFI=.977; TLI=.952; RMSEA=.071).

La Tabla 3 muestra las cargas factoriales de la versión larga del instrumento de acuerdo con su estructura de tres factores. A su vez, se evidencian las covarianzas entre los factores, la varianza extraída media y su confiabilidad. Se observa una alta relación entre los factores, con covarianzas que se encuentran entre .677 y .951. Lo anterior cobra mayor importancia al observarse bajos valores de la varianza extraída media en los factores Vigor (AVE=.399) y Absorción (AVE=.285), lo cual evidencia un problema del instrumento en su validez discriminante, especialmente en estos dos factores. Por otro lado, los tres factores muestran adecuados valores de confiabilidad: Vigor (ω de McDonald=.791); Dedicación (ω de McDonald=.829) y Absorción (ω de McDonald=.709). Lo anterior se ve confirmado con una aceptable fiabilidad compuesta en las tres dimensiones del instrumento.

Tabla 2
Indicadores de Bondad de Ajuste de Modelos UWES-S 17 y UWES-S 9

| | $\chi^2_{(Robusto)}$ | gl | χ^2/gl | CFI _(Robusto) | TLI _(Robusto) | RMSEA [IC 90%] | SRMR | GFI |
|-------------------------|----------------------|-----|-------------|--------------------------|--------------------------|---------------------|------|------|
| UWES-S 17 Un Factor | 522.993 | 119 | 4.395 | .776 | .744 | .110 [.100-.120] | .081 | .784 |
| UWES-S 17 Tres Factores | 353.339 | 116 | 3.046 | .872 | .850 | .084 [.074-.094] | .065 | .865 |
| UWES-S 17 Bifactor | 355.196 | 118 | 3.011 | .872 | .852 | .083 [.074-.093] | .070 | .864 |
| UWES-S 9 Un Factor | 150.086 | 27 | 5.559 | .886 | .849 | .125 [.106-.145] | .062 | .884 |
| UWES-S 9 Dos Factores | 89.992 | 26 | 3.461 | .943 | .921 | .090 [.070-.111] | .056 | .939 |
| UWES-S 9 Tres Factores | 60.327 | 24 | 2.514 | .968 | .952 | .070 [.048-.093] | .041 | .959 |
| UWES-S 9 Bifactor | 39.376 | 17 | 2.316 | .977 | .952 | .071 [.042-.100] | .034 | .967 |

La Tabla 4 muestra las cargas factoriales, covarianza, varianza extraída media y confiabilidad de la versión corta del instrumento de acuerdo con su estructura de tres factores. Al igual que la versión de 17 ítems, se observa una alta relación entre los factores, con covarianzas que se encuentran entre .701 y .940. En este caso, a diferencia de la versión de 17 ítems, se aprecia un valor bajo de la varianza extraída media

solo en la dimensión absorción (AVE=.390). Con relación a la confiabilidad, los factores Vigor (ω de McDonald=.770) y Dedicación (ω de McDonald=.832) muestran valores adecuados superiores a .700; sin embargo, la dimensión Absorción (ω de McDonald=.666) muestra un valor levemente inferior a ese parámetro. Esto es consistente con lo apreciado en los valores de fiabilidad compuesta.

Tabla 3

Cargas Factoriales Estandarizadas. Confiabilidad. Fiabilidad Compuesta. Varianza Extraída Media (AVE) y Covarianza de los Factores. UWES-S 17

| Ítems | Vigor | Dedicación | Absorción | R ² |
|------------------------------|-----------|------------|-----------|----------------|
| 8 | .732 | | | .536 |
| 4 | .724 | | | .524 |
| 1 | .669 | | | .448 |
| 15 | .633 | | | .401 |
| 12 | .538 | | | .289 |
| 17 | .444 | | | .197 |
| 10 | | .840 | | .706 |
| 5 | | .816 | | .666 |
| 2 | | .751 | | .564 |
| 7 | | .740 | | .548 |
| 13 | | .393 | | .154 |
| 9 | | | .771 | .594 |
| 11 | | | .634 | .402 |
| 14 | | | .477 | .228 |
| 3 | | | .463 | .214 |
| 6 | | | .377 | .142 |
| 16 | | | .358 | .128 |
| <i>Medidas de fiabilidad</i> | | | | |
| ω | .791 | .829 | .709 | |
| IC 90% | .757-.826 | .800-.858 | .660-.757 | |
| Fiabilidad Compuesta | .795 | .841 | .689 | |
| AVE | .399 | .528 | .285 | |
| <i>Covarianzas</i> | | | | |
| Vigor | | .677 | .951 | |
| Dedicación | | | .785 | |

Tabla 4

Cargas Factoriales Estandarizadas. Confiabilidad. Fiabilidad Compuesta. Varianza Extraída Media (AVE) y Covarianza de los Factores. UWES-S 9

| Item | Vigor | Dedicación | Absorción | R2 |
|------------------------------|-----------|------------|-----------|------|
| 8 | .796 | | | .634 |
| 4 | .690 | | | .476 |
| 1 | .683 | | | .466 |
| 10 | | .819 | | .671 |
| 5 | | .815 | | .664 |
| 7 | | .756 | | .572 |
| 9 | | | .793 | .629 |
| 11 | | | .599 | .359 |
| 14 | | | .427 | .182 |
| <i>Medidas de Fiabilidad</i> | | | | |
| ω | .770 | .832 | .666 | |
| IC 90% | .727-.813 | .801-.864 | .605-.727 | |
| Fiabilidad Compuesta | .768 | .839 | .644 | |
| AVE | .525 | .636 | .390 | |
| <i>Covarianzas</i> | | | | |
| Vigor | | .701 | .940 | |
| Dedicación | | | .859 | |

Invarianza factorial del UWES 9s según sexo y nivel de estudios

Se evaluó la invarianza factorial del UWES 9S según sexo y nivel de los estudiantes. Para ello, se amplió la muestra del estudio a 541 estudiantes. A la muestra de 333 estudiantes de primer año que se encontraban iniciando sus estudios universitarios, se incorporó una muestra de 208 estudiantes de niveles superiores. Esto con la finalidad de poder reconocer las posibles diferencias estructurales que podría tener el instrumento para evaluar a estudiantes que recién inician su proceso en la educación terciaria, con respecto de quienes poseen una experiencia universitaria mayor.

En cuanto a la verificación de la invarianza factorial según sexo (ver tabla 5), en primer lugar, se analizó la invarianza configural del UWES 9S, mostrando valores aceptables (CFI=.972; TLI=.958; RMSEA=.097). Los resultados eviden-

cian que el modelo de tres factores se ajusta a los datos en ambos grupos. En segundo lugar, se evaluó la invarianza métrica apreciándose valores favorables (CFI=.972; TLI=.963; RMSEA=.090). Al comparar los resultados de la invarianza métrica y configural no se observan cambios significativos (Δ CFI= .001 y Δ RMSEA = -.007). Los hallazgos sugieren que las cargas factoriales son invariantes entre ambos grupos. En tercer lugar se evaluó la invarianza escalar. Los resultados muestran adecuados índices de ajuste (CFI=.973; TLI=.967; RMSEA=.085). Al comparar los resultados de la invarianza métrica y escalar tampoco se evidencian cambios significativos (Δ CFI = .000 y Δ RMSEA = -.005), lo que permite aceptar la hipótesis de que los interceptos son invariantes en los grupos de hombres y mujeres. Con esto, los resultados avalan la invarianza factorial según sexo del UWES 9S en estudiantes universitarios chilenos.

Como se aprecia en la tabla 6, se verificó la invarianza factorial del instrumento considerando la muestra de estudiantes que iniciaban su primer año universitario con respecto a una muestra de estudiantes de niveles superiores. El análisis de la invarianza configural del UWES 9S mostró valores aceptables (CFI=.959; TLI=.939; RMSEA=.090). Los resultados avalan que el modelo de tres factores se ajusta a los datos en ambos grupos. Luego se evaluó la invarianza métrica apreciándose valores adecuados (CFI=.955; TLI=.940; RMSEA=.089). Al comparar los resultados de la invarianza métrica y configural no se observan cambios significativos (Δ CFI= -.004 y Δ RMSEA = -.001). Los hallazgos sugieren que las cargas factoriales son invariantes entre ambos grupos. Posteriormente se evaluó la invarianza escalar. Los resultados muestran adecuados índices de ajuste (CFI=.950; TLI=.941; RMSEA=.089). Al comparar los resultados de la invarianza métrica y escalar tampoco se evidencian cambios significativos (Δ CFI = -.004 y Δ RMSEA = -.001), lo que permite

aceptar la hipótesis de que los interceptos son invariantes en los grupos de hombres y mujeres. Con esto, los resultados avalan la invarianza factorial del UWES 9S según nivel de estudios en la muestra de estudiantes universitarios evaluados.

Comparación del engagement académico según sexo y nivel de estudios del estudiante

La tabla 7 muestra los estadísticos descriptivos de los puntajes de cada una de las dimensiones del UWES 9S, comparadas por sexo y nivel que están cursando los estudiantes (primer año. cursos superiores). Al respecto no se observa diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en ninguna de las dimensiones del *engagement*. Sin embargo, al comparar entre las dimensiones según nivel de estudios se encontró diferencias en todas ellas: Vigor ($t=19.239$, $p<.01$). Dedicación ($t=18.160$, $p<.01$) y Absorción ($t=13.860$, $p<.01$). En todos estos casos, las medias de estudiantes de primer año fueron más altas que la de estudiantes de niveles superiores.

Tabla 5
Invarianza Según Sexo

| | χ^2 | GL | RMSEA | TLI | CFI | AIC | Δ CFI | Δ RMSEA |
|------------|----------|----|-------|------|------|----------|--------------|----------------|
| Configural | 170.840 | 48 | .097 | .958 | .972 | 15090.61 | | |
| Métrica | 173.570 | 54 | .090 | .963 | .972 | 15081.34 | .001 | -.007 |
| Escalar | 178.527 | 60 | .085 | .967 | .973 | 15074.30 | .000 | -.005 |

Tabla 6
Invarianza Según Nivel

| | χ^2 | DF | RMSEA | TLI | CFI | AIC | Δ CFI | Δ RMSEA |
|------------|----------|----|-------|------|------|----------|--------------|----------------|
| Configural | 152.576 | 48 | .090 | .939 | .959 | 14438.09 | | |
| Métrica | 169.923 | 54 | .089 | .940 | .955 | 14443.44 | -.004 | -.001 |
| Escalar | 187.240 | 60 | .089 | .941 | .950 | 14448.75 | -.004 | -.001 |

Tabla 7

Descriptivos y Prueba *t* de Student de Dimensiones de Engagement Académico Según Sexo y Nivel de Estudios

| | | n | M | DE | t | gl | p | d |
|------------|----------------|----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|----------|
| Vigor | Mujer | 363 | 11.570 | 4.811 | .080 | 539 | .937 | .007 |
| | Hombre | 178 | 11.534 | 5.410 | | | | |
| Dedicación | Mujer | 363 | 16.160 | 4.656 | .465 | 539 | .642 | .043 |
| | Hombre | 178 | 15.955 | 5.118 | | | | |
| Absorción | Mujer | 363 | 13.174 | 4.281 | 1.125 | 539 | .261 | .103 |
| | Hombre | 178 | 12.719 | 4.681 | | | | |
| Vigor | Primer año | 333 | 14.219 | 3.024 | 19.239 | 319.135 | .000 | 1.777 |
| | Nivel Superior | 208 | 7.298 | 4.605 | | | | |
| Dedicación | Primer año | 333 | 18.598 | 2.730 | 18.160 | 295.122 | .000 | 1.694 |
| | Nivel Superior | 208 | 12.082 | 4.704 | | | | |
| Absorción | Primer año | 333 | 14.964 | 2.784 | 13.860 | 296.230 | .000 | 1.293 |
| | Nivel Superior | 208 | 9.918 | 4.767 | | | | |

Discusión

El propósito del presente artículo fue comparar las propiedades psicométricas del UWES-17S y el UWES-9S (Schaufeli et al. 2002; Schaufeli & Bakker. 2003), así como determinar la invarianza factorial por sexo y nivel académico en una muestra de estudiantes chilenos universitarios. Los resultados demuestran adecuados niveles de confiabilidad para las dimensiones de la versión de 17 ítems como la de nueve ítems, donde todos los factores del instrumento mostraron valores Omega de McDonald pertinentes, siendo todos superiores a .67. En el caso de la versión de 17 ítems, esto es consistente con lo encontrado en Chile por Cruzat (2020). Asimismo, para la versión de nueve ítems, es similar a los resultados de Carmona-Halty et al. (2019).

En relación con la estructura factorial del instrumento, se verificó el ajuste de siete modelos. Este análisis pone en cuestión la adecuación de la estructura factorial del cuestionario de 17 ítems. En particular, no se observa buenos resultados

de ajuste en su forma unidimensional, tridimensional, ni tampoco usando un modelo bifactor. Asimismo, se observa problemas de validez discriminante en dos de sus tres factores (Vigor y Absorción). En este sentido, las altas covarianzas entre los factores podrían presuponer una conformación diferente de los ítems de esta versión particular del instrumento, lo cual queda como desafío para futuros estudios.

A diferencia de lo anterior, la versión breve de nueve ítems presenta mejores evidencias de ajuste. Por un lado, se aprecia valores aceptables de su configuración en dos factores, la cual había sido propuesta y puesta a prueba en Chile por Parra y Pérez (2010). Por otro lado, su estructura de tres factores presenta mejores niveles de bondad de ajuste, coincidiendo con lo planteado por Schaufeli y Bakker (2003); y, en el caso chileno, por Carmona-Halty et al. (2019). A pesar de lo anterior, se reconocieron altas covarianzas entre las tres dimensiones del instrumento y problemas en la varianza extraída media del factor Absorción, por lo cual se

realizó un análisis bifactor que mostró un mejor ajuste que el modelo de tres factores, coincidiendo con lo encontrado en una muestra de estudiantes peruanos por Domínguez-Lara et al. (2020).

En otro resultado de la investigación también se constató la invarianza factorial del UWES-9S según sexo y nivel académico de los estudiantes, al demostrar que su estructura dimensional de tres factores es invariante en esos grupos. Estos resultados son cercanos a los encontrados por Domínguez-Lara et al. (2021), quienes evidenciaron la invarianza factorial de un modelo bifactor de este instrumento según sexo.

Finalmente, no se apreciaron diferencias significativas entre hombres y mujeres en sus niveles de *engagement*; sin embargo, sí se observaron contrastes estadísticamente significativos entre estudiantes que recién iniciaban sus carreras profesionales (estudiantes de primer año) y quienes tenían mayor experiencia académica (estudiantes de cursos superiores). Lo anterior pone la atención en el *engagement* como una variable que podría estar muy relacionada con el quehacer estudiantil y la vida universitaria. En este sentido, el *engagement* emerge como una variable por considerar para medir el bienestar de los estudiantes universitarios, así como también, puede actuar como un facilitador en el desarrollo académico de los estudiantes. Cuando este se presenta en niveles medios y altos, los estudiantes captan de mejor manera las tareas que tienen que realizar (Hoppe et al., 2018), dedican más horas para estudiar, aprenden mejor y pueden obtener el rendimiento académico deseado (Reschly & Christenson, 2012; Stefansson et al., 2016; Loscalzo & Giannini, 2019); por otro lado, presentan mayores niveles de autoeficacia y menor procrastinación al emprender sus labores diarias (Çapri et al., 2017; Closson & Boutilier, 2017).

Considerando lo anterior, es que se hace fundamental que tanto los académicos como los directivos de las diferentes instituciones educativas conozcan estas variables en sus comunidades educativas universitarias, para determinar lo que ocurre y de esta manera realizar las intervenciones necesarias para facilitar el desarrollo de los estudiantes (Domínguez-Lara et al. 2020; Loscalzo & Giannini, 2019).

Dentro de las limitaciones encontradas, se puede mencionar las características sociodemográficas y tamaño de la muestra, ya que pertenece a una sola universidad, lo que lleva a que estos resultados no sean generalizados a otras zonas del país; Así, en próximas investigaciones sería atractivo aumentar la muestra e integrar a estudiantes de diferentes casas de estudios, tanto estatales como privadas y de otras regiones, para de este modo comparar cómo se comporta el instrumento en diferentes poblaciones de estudiantes universitarios.

La presente investigación permitió avanzar con nuevos antecedentes respecto al UWES S y en el estudio del *engagement* en Chile. Queda el desafío de desarrollar nuevos estudios que favorezcan el conocimiento del compromiso académico en interacción con variables de desempeño y con otros procesos psicológicos y sociales, con el fin de tener una mejor comprensión de este constructo en el espacio universitario.

Referencias

- Ato, M., López, 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>
- Bakker, A. B., Vergel, A. I. S., & Kuntze, J. (2015). Student engagement and performance: A weekly diary study on the role of openness. *Motivation and Emotion*, 39(1), 49-62. <https://doi.org/10.1007/s11031-014-9422-5>
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. <http://www.psicothema.com/english/psicothema.asp?id=3569>
- Caballero-Domínguez, C. C., González-Gutiérrez, O., & Palacio-Sañudo, J. E. (2015). Relación del burnout y el engagement con depresión, ansiedad y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Revista Salud Uninorte*, 31(1), 59-69. http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0120-55522015000100008
- Cachón-Zagalaz, J., Lara-Sánchez, A., Zagalaz-Sánchez, M. L., López-Manrique, I., & Mesa, C. (2018). Propiedades psicométricas de la Utrecht Work Engagement Scale en estudiantes de educación. *Suma Psicológica*, 25(2), 113-121. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2018.v25.n2.3>

- Çapri. B., Gündüz. B., & Akbay. S. E. (2017). Utrecht Work Engagement Scale-Student Forms (UWES-SF) adaptation to Turkish. validity and reliability studies. and the mediator role of work engagement between academic procrastination and academic responsibility. *Educational Sciences: Theory y Practice*. 17(2). 411-435. <https://doi.org/10.12738/estp.2017.2.0518>
- 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>
- Cheung. G. W., & Rensvold. R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 9(2). 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Closson. L. M., & Boutillier. R. R. (2017). Perfectionism, academic engagement, and procrastination among under-graduates: The moderating role of honors student status. *Learning and Individual Differences*. 57. 157-162. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.04.010>
- Cruzat. V. (2020). *Validación de la Escala de Engagement Académico de Utrecht en estudiantes de una Universidad Chilena*. [Tesis de Magister en Psicología Social. Universidad de Talca]. <http://dspace.uta.cl/handle/1950/12330>
- Dominguez-Lara. S., Fernández-Arata. M., & Seperak-Viera. R. (2021). Análisis psicométrico de una medida ultra-breve para el engagement académico: UWES-3S. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*. 13(1). 25-37. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v13.n1.27780>
- Dominguez-Lara. S., Sánchez-Villena. A. R., & Fernández-Arata. M. (2020). Psychometric properties of the UWES-9S in Peruvian college students. *Acta Colombiana de Psicología*. 23(2). 7-23. <http://www.doi.org/10.14718/ACP.2020.23.2.2>
- Gómez. P., Pérez. C., Parra. P., Ortiz. L., Matus. O., McColl. P., Torres. G., & Meyer. A. (2015). Relación entre el bienestar y el rendimiento académico en alumnos de primer año de medicina. *Revista Médica de Chile*. 143(7). 930-937. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-988720150007000015>
- Hoppe. J. D., Prokop. P., & Rau. R. (2018). Empower. not impose! -Preventing academic procrastination. *Journal of Prevention y Intervention in the Community*. 46(2). 184-198. <https://doi.org/10.1080/10852352.2016.1198172>
- Hu. L., & Bentler. P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 6(1). 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jaccard. J. (2018). *Structural equation modeling made accessible: Estimation algorithms*. Applied Scientific Analysis.
- JASP Team (2020). *JASP (Version 0.14)* [Computer software].
- Loscalzo. Y., & Giannini. M. (2019). Study engagement in Italian university students: a confirmatory factor analysis of the Utrecht Work Engagement Scale-Student version. *Social Indicators Research*. 142(2). 845-854. <https://doi.org/10.1007/s11205-018-1943-y>
- Medrano. L., Moretti. L., & Ortiz. A. (2015). Medición del Engagement Académico en Estudiantes Universitarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*. 2(40). 114-124. <https://www.redalyc.org/pdf/4596/459645432012.pdf>
- Meng. L., & Jin. Y. (2017). A confirmatory factor analysis of the utrecht work engagement scale for students in a Chinese sample. *Nurse Education Today*. 49. 129-134. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2016.11.017>
- Parra. P., & Pérez. C. (2010). Propiedades psicométricas de la escala de compromiso académico. UWES-S (versión abreviada). en estudiantes de psicología. *Revista de Educación en Ciencias de la Salud*. 8(1). 128-133. <http://www2.udec.cl/ofem/recs/antiores/vol722010/artinv7210c.pdf>
- R Core Team (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing [Computer software]. <https://www.r-project.org/>
- Reschly. A. L., & Christenson. S. L. (2012). Jingle, jangle, and conceptual haziness: Evolution and future directions of the engagement construct. En S. L. Christenson. A. L. Reschly y C. Wylie. *Handbook of research on student engagement*. Springer US. https://doi.org/10.1007/978-1-4614-2018-7_1
- 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>
- Sánchez. I., Rodríguez. R., Toro. J., & Moreno. 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. <https://psycnet.apa.org/record/2016-37425-004>
- Seligman. M., & Csikszentmihalyi. M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*. 55(1). 5-14. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5>
- Schaufeli. W. B., Martínez. I. M., Pinto. A. M., Salanova. M., & Bakker. A. B. (2002). 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., & Bakker. A. B. (2003). *UWES Utrecht Work Engagement Scale*. Utrecht University. <https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/>

- Test%20Manuals/Test_manual_UWES_Espanol.pdf
- Schaufeli. W. B., Salanova. M., González-Romá. V., & Bakker. A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness studies*. 3(1). 71-92. <https://doi.org/10.1023/A:1015630930326>
- Schaufeli. W. B. (2017). General engagement: conceptualization and measurement with the utrecht general engagement scale (UGES). *Journal of Well-Being Assessment*. 1. 9–24. <https://doi.org/10.1007/s41543-017-0001-x>
- 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>
- Stefansson. K. K., Gestsdottir. S., Geldhof. G. J., Skulason. S., & Lerner. R. M. (2016). A bifactor model of school engagement: Assessing general and specific aspects of behavioral, emotional and cognitive engagement among adolescents. *International Journal of Behavioral Development*. 40(5). 471-480. <https://doi.org/10.1177/0165025415604056>
- Tayama. J., Schaufeli. W., Shimazu. A., Tanaka. M., & Takahama. A. (2019). Validation of a Japanese Version of the Work Engagement Scale for Students. *Japanese Psychological Research*. 61(4). 262-272. <https://doi.org/10.1111/jpr.12229>