

Propiedades psicométricas de la UWES-9S en estudiantes universitarios peruanos

Sergio Domínguez-Lara; Andy Rick Sánchez-Villena; Manuel Fernández-Arata

How to cite this article:

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>

Recibido, septiembre 02/2019; Concepto de evaluación, noviembre 04/2019; Aceptado, enero 17/2020

Sergio Domínguez-Lara*

Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2083-4278>

Andy Rick Sánchez-Villena

Universidad Privada Antonio Guillermo Urré, Cajamarca, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7828-5884>

Manuel Fernández-Arata

Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8582-9904>

Resumen

El objetivo del presente estudio fue evaluar la dimensionalidad de la estructura interna de la versión para estudiantes de la *Utrecht Work Engagement Scale* (UWES-9S), así como su asociación con la procrastinación académica en 321 estudiantes de psicología de una universidad privada de Cajamarca, Perú, con edades entre los 17 y los 41 años (79 % mujeres; $M_{edad} = 22.50$ años; 84 % entre 17 y 25 años). Para esto, se administró la UWES-9S y la Escala de Procrastinación Académica (EPA), y se realizó un análisis factorial confirmatorio y bifactor para la UWES-9S, así como un análisis de regresión estructural para identificar la influencia de las dimensiones general y específicas del *engagement* sobre las dimensiones de la procrastinación académica. Como resultados, el modelo bifactor muestra una mejor definición del constructo, y la dimensión general del *engagement* presenta mayor influencia sobre las dimensiones de la procrastinación académica que las específicas. Al final se discuten las implicaciones teóricas y prácticas de los hallazgos, así como la necesidad de enfocarse en los recursos positivos de los estudiantes con el fin de que logren un mayor involucramiento en sus labores académicas. *Palabras clave:* engagement académico, procrastinación académica, análisis bifactor, regresión estructural, estudiantes universitarios.

Psychometric properties of the UWES-9S in Peruvian college students

Abstract

The objective of this study was to evaluate the internal structure dimensionality of the Utrecht Work Engagement Scale – Student (UWES–9S) and its association with the academic procrastination reported by 321 psychology students from a private university in Cajamarca (Peru) ranging between 17 and 41 years old (79% women; $M_{age} = 22.50$ years; 84% between 17 and 25 years old). The UWES-9S and the Academic Procrastination Scale (APS) were used and both a confirmatory and a bifactor analysis were conducted on the UWES–9S, as well as a structural regression analysis that specified the influence of the general and specific dimensions of *engagement* on the dimensions of academic procrastination. Regarding the results, the bifactor model is the one that best defines the construct, whereas the general dimension of *engagement* has a greater influence on the dimensions of academic procrastination than the specific ones. The theoretical and practical implications of the findings are discussed, as well as the need to focus on the students' positive resources in order to achieve greater involvement in their academic work.

Keywords: academic engagement, academic procrastination, bifactor analysis, structural regression, college students.

* Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Av. Tomás Marsano 242 (5.º piso), Lima 34, Perú. Tel.: (+051) 5136300, anexos 2186 y 2096. sdominguezl@usmp.pe, sdominguezmpcs@gmail.com

Introducción

Engagement académico y su medición

La aparición del concepto de *engagement* y su respectivo estudio científico se relaciona con el surgimiento de la psicología positiva, debido a que esta última se encarga de valorar en mayor medida la fortaleza humana, así como su funcionamiento óptimo (Maslach et al., 2001), ambos frecuentemente asociados con conceptos como el compromiso, la implicación, el involucramiento, la pasión, el entusiasmo, la absorción y la energía (Schaufeli & Bakker, 2010), todos ellos asociados inversamente al agotamiento emocional (Byrne et al., 2016).

Desde esta perspectiva, el *engagement* se define como un estado mental positivo y de satisfacción con el trabajo, y cuenta con tres dimensiones: *vigor*, que se traduce en altos niveles de energía, esfuerzo y persistencia en el trabajo; *dedicación*, que significa asignar un gran significado, entusiasmo y valoración al trabajo; y *absorción*, entendida como un estado de concentración plena y felicidad al trabajar (Salanova et al., 2000; Schaufeli et al., 2002). Dimensiones que, además, refieren a la misma condición afectivo-motivacional de la realización personal (Schaufeli & De Witte, 2017).

Debido al alcance de este concepto, en años recientes se amplió al ámbito académico en la forma de *engagement académico* (Schaufeli, Martinez et al., 2002), ya que esta actividad puede entenderse como una forma de trabajo en la que el estudiante, por una parte, pertenece a una organización —la universidad, en este caso—; por otra, maneja exigencias que debe cumplir (Hu & Schaufeli, 2009), puesto que, de no hacerlo, su estancia en la universidad o sus posibilidades de egreso dentro del plazo establecido se verían seriamente afectadas; y, finalmente, debe aprender a manejar los recursos que le proporciona la institución, además de dedicar el tiempo suficiente para asistir a clases, preparar trabajos y exámenes, así como estar inmerso en procesos de socialización para poder afrontar las demandas y obtener un desempeño aceptable.

De este modo, un estudiante con altos niveles de *engagement* estaría dispuesto a invertir grandes esfuerzos para tener energía y resistencia mental suficiente mientras estudia —vigor—, a la vez que manifestaría entusiasmo, inspiración y desafío cuando se encuentra realizando esta actividad —dedicación—, y estaría focalizado, muy concentrado e incluso absorto en la actividad de estudiar —absorción— (Schaufeli, Martinez et al., 2002).

Ahora bien, para la medición del *engagement académico* comúnmente se utiliza la *Utrecht Work Engagement*

Scale-Student (UWES-S), de Schaufeli, Martinez et al. (2002), dado que el modelo teórico de base que utiliza es el que mayor evidencia muestra con respecto a la estructura de dicho constructo, por lo que esta prueba representa un medio adecuado para conocer tanto los problemas de rendimiento del estudiante como su motivación y el abandono de sus estudios (Salanova et al., 2005).

Recientemente se han realizado estudios que reportan la predominancia de una estructura multidimensional de esta escala tanto en su versión de 17 ítems (Cadime et al., 2016; Çapri et al., 2017; Meng & Jin, 2017) como en su versión abreviada de 9 ítems —UWES-9S— (Schaufeli et al., 2006), en los cuales se han referido propiedades psicométricas, validez y confiabilidad satisfactorias en el ámbito académico (Carmona-Halty et al., 2019; Loscalzo & Giannini, 2019; Römer, 2016; Sánchez-Cardona et al., 2016; Silva et al., 2018).

Sin embargo, este planteamiento ha sido objeto de controversias respecto a la definición y el número de dimensiones que la conforman, sobre todo por la existencia de diferentes instrumentos de evaluación del *engagement* que se sustentan en un marco teórico independiente, y, por tanto, diferentes tipos de *engagement* (Medrano et al., 2015). Al respecto, uno de los principales focos de debate es la tercera dimensión del *engagement* —absorción—, ya que algunos autores consideran que es un antecedente, y que vigor y dedicación constituyen sus dimensiones centrales o el corazón del *engagement*, por lo que existen modelos de medición alternativos centrados en estas dimensiones (Medrano et al., 2015; Schaufeli & Salanova, 2007, 2011).

A partir de lo anterior, es importante tener en cuenta algunos aspectos, como que, en primer lugar, en estudios psicométricos sobre la UWES-S se observaron correlaciones interfactoriales elevadas que suelen ser indicios de redundancia factorial (Kline, 2016), aunque en estos casos solo se mencionó su presencia y no se abordó más allá de lo descriptivo (p. ej., Cadime et al., 2016; Loscalzo & Giannini, 2019; Meng & Jin, 2017), o no se hizo referencia a esta situación (p. ej., Silva et al., 2018); de hecho, en un estudio realizado con adolescentes españoles (Serrano et al., 2019), las elevadas correlaciones se interpretaron como una superposición entre las dimensiones, por lo que se consideró al constructo como unidimensional.

En segundo lugar, y en relación con lo anterior, no se evaluó la independencia empírica de factores mediante la aplicación de modelos jerárquicos directos o bifactor (Reise, 2012; Rodríguez et al., 2016), y solo se encuentra la implementación de un modelo jerárquico indirecto (Meng & Jin, 2017), que no suele ser la mejor opción para valorar la predominancia de un factor general por encima de los

factores específicos (Canivez, 2016). Esto es relevante porque la propuesta original sugiere la interpretación de tres dimensiones, pero la aparente superposición factorial es contraria a este supuesto. Sobre este punto, si bien los autores de la UWES indican que los factores específicos no pueden reducirse a un factor general subyacente de *engagement* (Schaufeli, Salanova et al., 2002), si se observan correlaciones interfactoriales elevadas, resulta necesario evaluar si existe —o no— un factor general de *engagement académico*.

En tercer lugar, en algunos estudios con la UWES-9S se modeló la correlación entre residuales para explicar las fuentes de variabilidad ajenas al constructo, como la percepción de un significado redundante, como entre los ítems 3 —“Estoy entusiasmado con mi carrera”— y 7 —“Estoy orgulloso de hacer esta carrera”— (Sánchez-Cardona et al., 2016), entre los ítems 1 —“Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía”— y 5 —“Cuando me levanto por la mañana me apetece ir a clase a estudiar”— (Loscalzo & Giannini, 2019), o entre los ítems 1 y 2 —“Me siento fuerte y vigoroso cuando estoy estudiando o voy a las clases”— (Serrano et al., 2019); además de la redundancia, por su proximidad, entre los ítems 8 —“Estoy inmerso en mis estudios”— y 9 —“Me ‘dejo llevar’ cuando realizo mis tareas como estudiante”— (Carmona-Halty et al., 2019; Loscalzo & Giannini, 2019; Sánchez-Cardona et al., 2016; Serrano et al., 2019). Adicional a esto, en otros estudios se especificó la correlación solo para incrementar el ajuste, aunque no se realizó un análisis posterior (Meng & Jin, 2017; Römer, 2016), y en ninguno de ellos se corrigió la confiabilidad del constructo en presencia de esos parámetros (Raykov, 2004), con el riesgo de que la confiabilidad se sobreestimara (Merino-Soto, 2015).

Por otra parte, cabe precisar que, además de la UWES, existen otros instrumentos de medición del *engagement académico*, como lo son: (a) el Student Engagement Instrument (SEI), de Appletin et al. (2006), que mide dos subtipos de *engagement* —cognitivo y psicológico—; (b) el Student-Faculty Engagement (SFE), de Carle et al. (2009), diseñado para medir el *engagement* a partir de la interacción del estudiante con sus profesores; (c) la Student Engagement Scale (SES), de Mazer (2012), que hace referencia a la conducta en clase; (d) la Math and Science Engagement Scale (MSES), de Wang et al. (2016), que mide el *engagement* en dos áreas específicas —matemática y ciencia—; y finalmente, (e) el Rochester Assessment Package for Schools (RAPS), de Wellborn y Connell (1987), que evalúa el *engagement académico* en dos ámbitos —conductual y emocional— y cuenta con tres versiones: una para estudiantes, otra para profesores y otra para padres.

Ahora bien, a pesar de la variedad de instrumentos, para el presente estudio se prefirió el UWES dado que su base teórica se encuentra articulada a gran parte de la literatura actual, y porque esta recibe mayor respaldo por parte de los investigadores. Específicamente, se eligió la versión de 9 ítems, en lugar de la de 17, porque es la que tiene estudios en población hispanohablante (Carmona-Halty et al., 2019; Sánchez-Cardona et al., 2016; Serrano et al., 2019), y porque posee elevadas correlaciones interfactoriales, como ocurre en la versión extensa (Cadime et al., 2016; Meng & Jin, 2017).

Engagement académico y procrastinación académica

Específicamente, el *engagement* ha sido asociado a una trayectoria académica exitosa (Reschl & Christenson, 2012) tanto en lo que respecta al aprendizaje como al rendimiento académico (p. ej., Salanova et al., 2010; Stefansson et al., 2016), por lo que ha presentado correlaciones con diferentes facetas conductuales y cognitivas de la actividad académica del estudiante, siendo una de ellas la procrastinación.

En particular, la *procrastinación académica* (PA) se entiende como la acción para retrasar voluntaria e innecesariamente la realización de tareas, por diferentes causas, lo que trae como consecuencias tanto un malestar subjetivo importante (Dominguez-Lara, 2016a) como diferentes problemas académicos (Patrzek et al., 2015). Respecto a este constructo, según Dominguez-Lara et al. (2019), la PA debe evaluarse en sus dos dimensiones: (a) la *postergación de actividades*, que refleja las acciones realizadas para dilatar la realización de determinadas tareas, y (b) la *autorregulación académica*, que refiere a las conductas orientadas a las metas y la planificación de las acciones; siendo esta última la más relevante, ya que la procrastinación se ha entendido predominantemente como un producto de las fallas en los procesos de autorregulación (Steel, 2007; Steel & Klingsieck, 2016).

Asimismo, se ha establecido que la procrastinación es el producto de varios factores, como los resultados que se espera obtener, la forma en que se valora la importancia de la tarea, el tiempo en que se obtendrán las consecuencias reforzantes, y la impulsividad del individuo (Steel, 2011); de modo que las personas con mayor conducta procrastinadora son las caracterizadas por baja expectativa sobre los resultados, baja valoración de la tarea, mayor impulsividad y mayor demora percibida para obtener las recompensas por terminar la tarea (Steel, 2011). En este sentido, es previsible que un bajo nivel de *engagement* en el estudiante se asocie con la aparición de la PA, dado que el primero se caracteriza por un estado de placer y activación (Schaufeli

et al., 2019), algo incompatible con las emociones negativas que normalmente acompañan a la PA.

Respecto a esto, debido a las características propias del constructo, la evidencia disponible en la literatura científica sobre el tema indica que el *engagement* reduce las posibilidades de incurrir en conductas procrastinadoras en el ámbito académico (Çapri et al., 2017; Closson & Boutilier, 2017; González-Brignardello & Sánchez-Elvira-Paniagua, 2013; Strunk et al., 2013), de modo que, en consecuencia, los estudiantes “*engaged*” y que son poco procrastinadores tienden a percibir con mayor claridad las tareas a realizar (Hoppe et al., 2018), a la vez que presentan un desempeño académico exitoso.

Finalmente, y en consonancia con los cuestionamientos realizados a la estructura interna de la UWES —es decir, con respecto a la unidimensional o multidimensional de la escala—, cabe preguntarse si lo que realmente se relaciona con la PA es el factor general del *engagement* o si la relación depende de las dimensiones específicas. En situaciones como esta, la incorporación de modelos bifactor (Reise, 2012) pueden ser de gran utilidad metodológica.

Modelos bifactor en el análisis de regresión estructural: evaluación de la fortaleza del factor general

El modelamiento *bifactor* ha sido considerado como el más adecuado para evaluar de manera simultánea la influencia tanto del factor general como de los factores específicos sobre la variabilidad de cada ítem, en contraste con los modelos jerárquicos indirectos o de *segundo orden* (Canivez, 2016). Sin embargo, si bien este análisis proporciona evidencia sobre la fortaleza de un factor general, es necesario contar con más información respecto a la capacidad predictiva de dicho factor, o, en otras palabras, saber si su influencia sobre un constructo teóricamente relevante sigue siendo significativa aun en presencia de los factores específicos del mismo modelo estructural.

Teniendo esto en cuenta, Stefansson et al. (2016), por ejemplo, estudiaron la influencia de las dimensiones general y específicas —conductual, emocional y cognitiva— del *engagement* sobre el rendimiento académico mediante el análisis de la influencia de los factores individuales, y, posteriormente, de la presencia de un factor general de *engagement* mediante un modelo bifactor. En sus resultados, si bien en el primer modelo —influencia de tres factores oblicuos sobre el rendimiento— solo la dimensión conductual del *engagement* evidenció una influencia elevada y significativa sobre el rendimiento ($\beta = .73, p < .001$), después de instalar el modelo bifactor se obtuvo que la influencia del factor general fue significativa ($\beta = .51, p < .001$), lo

cual redujo drásticamente la influencia de la dimensión conductual ($\beta = .25, p < .001$).

Ahora bien, a partir de lo argumentado previamente, y a pesar del uso extendido de la UWES-S en diferentes contextos, en la actualidad no se encuentran investigaciones psicométricas con universitarios peruanos que validen su aplicación, de modo que, por tales motivos, el objetivo del presente estudio fue brindar una primera aproximación a la evaluación de la dimensionalidad de la UWES-S en estudiantes universitarios peruanos por medio de ecuaciones estructurales tanto en lo que respecta a su estructura interna —con un análisis factorial confirmatorio— como en su asociación con la PA —mediante un análisis de regresión estructural—, siguiendo estándares internacionales (véase American Educational Research Association et al., 2014).

En este sentido, contar con un instrumento que evalúe de forma válida y confiable el *engagement* podría ayudar a la creación de programas de intervención (Reschly & Chistenson, 2012) —sobre todo si se tiene en cuenta el elevado riesgo de abandono estudiantil—, mediante el desarrollo de estrategias para que los estudiantes adquieran habilidades para afrontar las demandas y expectativas del ambiente académico —dado que el *engagement* es un estado altamente influenciado por el contexto de enseñanza, la familia y los compañeros—.

Lo anterior resulta de gran importancia en el contexto actual, pues las cifras indican que en países miembros de la OCDE alrededor del 30 % de los estudiantes universitarios abandonan los estudios, siendo los países latinoamericanos quienes presentan el mayor porcentaje de deserción —con un 57 %— (Garzón & Gil, 2017); incluso, existen reportes en Argentina de que el 72 % de estudiantes desertan de sus estudios universitarios y que solo el 17 % de ellos logra terminar su carrera (Medrano et al., 2010). Perú no es ajeno a esta realidad, pues se estima que entre 40 y 50 mil estudiantes abandonan la universidad cada año, lo cual también representa pérdidas económicas para sus respectivas familias (Rocha et al., 2017).

Finalmente, en vista de la información revisada tanto teórica como empíricamente, se formularon cinco hipótesis (*H*) para el desarrollo del estudio. Así, por una parte, en cuanto al aspecto estructural, se esperaba: (*H1*) que las dimensiones del *engagement* —vigor, dedicación, y absorción— presentaran elevada correlación interfactorial y baja diferenciación empírica; y (*H2*) que el modelo bifactor presentara mejores índices de ajuste y que el factor general —*engagement*— explicara mayor proporción de la varianza de los ítems en comparación con los factores específicos —vigor, dedicación y absorción—. Por otra parte, con respecto a la asociación entre el *engagement*

académico y la PA, se esperaba: (H3) que la influencia de las dimensiones del *engagement* sobre la procrastinación académica no fuera significativa en presencia del factor general —*engagement*—; y (H4) que el factor general —*engagement*— influyera significativamente sobre las dimensiones de la procrastinación académica —es decir, que existiera una influencia positiva sobre la autorregulación académica, y negativa sobre la postergación de actividades—. Y, por último, con respecto a la confiabilidad, se esperaba: (H5) que la presencia de residuales correlacionados redujera significativamente la confiabilidad del constructo y de las puntuaciones.

Método

Tipo de estudio

Se desarrolló un estudio instrumental (Ato et al., 2013), orientado al análisis de las propiedades psicométricas de un instrumento de evaluación psicológica.

Participantes

Se contó con una muestra intencional de 321 estudiantes universitarios de la carrera de psicología de una universidad privada de la zona central de Cajamarca, Perú. El 79 % del total fueron mujeres, con una edad de 22.5 años en promedio ($DE = 4.24$; 84 % entre 17 y 25 años); la mayoría de los participantes señaló estar solteros (73.8 %); y el 83.6 % indicó que no trabajaba al momento del estudio. Cabe mencionar que en la muestra se incluyeron estudiantes de psicología a partir del cuarto ciclo académico, y que como criterio de exclusión se tuvo los participantes que no completaran los dos protocolos del estudio.

Instrumentos

Utrecht Work Engagement Scale-Student (UWES-9S).

Esta escala, elaborada por Schaufeli et al. (2006), está compuesta por nueve ítems en escalamiento tipo Likert de siete opciones —de “Nunca” a “Siempre”— que evalúan las tres dimensiones del *engagement académico* —vigor, absorción y dedicación—, cada una con tres ítems. Se utilizaron los nueve ítems que la configuran a partir de la versión completa en español (Schaufeli & Bakker, 2003).

Con respecto a las propiedades psicométricas de la escala, estudios previos reportan indicadores elevados de confiabilidad ($> .90$; Carmona-Halty et al., 2019; Loscalzo & Giannini, 2019; Serrano et al., 2019), aunque la estructura interna para algunos tiene carácter multidimensional (p.

ej., Carmona-Halty et al., 2019), mientras que para otros es unidimensional (Serrano et al., 2019).

Escala de Procrastinación Académica (EPA).

Se utilizó la escala de procrastinación académica, construida por Busko (1998), en su versión validada en universitarios peruanos (Dominguez-Lara, 2016a), compuesta por 12 ítems en escalamiento tipo Likert de cinco opciones —de “Nunca” a “Siempre”—. En particular, esta escala evalúa dos dimensiones de la PA: la postergación de actividades —con tres ítems— y la autorregulación académica —con nueve ítems—.

Con la muestra del presente estudio se encontraron índices de ajuste aceptables (CFI = .948; RMSEA = .095; IC 90 % [.082-.109]), y se evidenció una adecuada confiabilidad del constructo tanto en la autorregulación académica ($\omega = .854$) como en la postergación de actividades ($\omega = .854$), replicando la estructura bidimensional encontrada también en otros estudios de algunos países latinoamericanos (Barraza & Barraza, 2018; Moreta-Herrera & Durán-Rodríguez, 2018).

Procedimiento

El presente trabajo hace parte de un proyecto dirigido a estudiantes a partir del cuarto ciclo académico, el cual, teniendo en cuenta el cumplimiento de exigencias éticas, se encuentra avalado por la universidad del segundo autor. Para el desarrollo de la investigación, primero se solicitó el permiso a las autoridades de la institución universitaria donde se ejecutó el estudio para realizar las aplicaciones, y, una vez obtenido, se contactó a un grupo de estudiantes universitarios ($n = 8$) con características similares a las de la muestra que haría parte del estudio —50 % hombres, entre 18 y 25 años—, con el fin de que evaluaran la claridad de los ítems y, de ese modo, mejorar la comprensión de la UWES-9S en estudiantes peruanos. Respecto a esto, no se realizaron modificaciones a los ítems debido a que los estudiantes manifestaron que su redacción era comprensible.

Posteriormente, los estudiantes fueron informados de los objetivos de la investigación y quienes accedieron a participar firmaron un consentimiento informado donde se garantizó su anonimato y la confidencialidad de los resultados. Después de esto, se procedió a la aplicación de los instrumentos.

Finalmente, cabe mencionar que la investigación se desarrolló siguiendo los requerimientos de la declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 1964), así como la normatividad del código de ética del Colegio de Psicólogos del Perú (2017).

Análisis de datos

Para comenzar, se verificó la calidad de los datos, por lo que se eliminaron las respuestas de los participantes que no completaron ambas escalas ($n = 3$). En vista de que el porcentaje de casos perdidos fue bajo ($< 0.3\%$), los datos faltantes se completaron con la moda (Shrive et al., 2006).

Posteriormente, se realizó un análisis descriptivo preliminar en el cual se reportaron los estadísticos descriptivo —media y desviación estándar—, así como la asimetría ($g_1 < 3$) y la curtosis ($g_2 < 10$) de cada ítem, según los criterios de Kline (2016). Asimismo, se evaluó la normalidad univariada con el índice estandarizado de asimetría (IEA; Malgady, 2007) —donde se esperaban magnitudes entre .25 y .50—, y la normalidad multivariada con el coeficiente de Mardia (1970) —que se considera aceptable si la puntuación está por debajo de 70 (Rodríguez & Ruiz, 2008)—.

Con respecto a las evidencias de validez basadas en la estructura interna, se analizó el modelo original —tres factores oblicuos— y uno alternativo —dos factores oblicuos: vigor y dedicación— bajo un enfoque factorial confirmatorio. Adicionalmente, se implementó el método de extracción de estimación de mínimos cuadrados ponderados con varianza ajustada —WLSMV, por sus siglas en inglés— con matriz de correlaciones policóricas, utilizando el software Mplus, versión 7 (Muthén & Muthén, 1998-2015). Para esto, se analizó el ajuste considerando las magnitudes del CFI $> .90$ (McDonald & Ho, 2002), el límite superior del intervalo de confianza (IC) del RMSEA $< .10$ (West et al., 2012) y el WRMR < 1.00 (DiStefano et al., 2018); y se valoraron las cargas factoriales esperando magnitudes superiores a .60 en vista de la cantidad de ítems por dimensión (Dominguez-Lara, 2018). También, respecto a la varianza media extraída por factor —VME, o el promedio aritmético de las comunalidades de los ítems de un factor—, se esperaron valores superiores a .50 (Hair et al., 2010).

De forma complementaria, se analizó la diferenciación empírica —o validez discriminante— entre factores mediante la comparación entre la VME y la varianza compartida entre factores —o el cuadrado de la correlación interfactorial— (Fornell & Larcker, 1981), considerando que correlaciones interfactoriales superiores a .80 podrían ser indicios de potencial redundancia factorial (Kline, 2016). Asimismo, se analizó la presencia de “malas especificaciones” (Saris et al., 2009) asociadas a potenciales cargas cruzadas con índices de modificación (IM) significativos; es decir, cargas cruzadas que necesitan ser especificadas para mejorar el ajuste del modelo. Este cálculo se realizó con un módulo específico (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018).

Posteriormente, se puso a prueba un modelo bifactor, en el que se propone que la presencia de un factor general (FG) —en este caso, el *engagement académico*— explica

mejor la varianza de los ítems en comparación con los factores específicos —las dimensiones del *engagement*—. En este sentido, además de los índices de ajuste, se cuantificó la proporción de varianza total atribuida al factor general por medio del coeficiente omega jerárquico general (ω_h), así como el omega jerárquico por dimensión (ω_{hs}), asociados a la proporción de varianza verdadera que explican los factores específicos, controlando la presencia del factor general (Zinbarg et al., 2006) —donde valores superiores a .30 pueden considerarse relevantes (Smits et al., 2015)—.

Del mismo modo, se calculó la proporción de la varianza común explicada (ECV) atribuida al factor general (Sijtsma, 2009), así como el porcentaje de correlaciones no contaminadas por la multidimensionalidad (PUC; Reise et al., 2013) —donde hay evidencia de la superioridad explicativa del factor general si el ECV y el PUC son superiores a .70 (Rodríguez et al., 2016)—. Sumado a los indicadores ya mencionados, se evaluó la diferencia por medio de la comparación de las χ^2 de ambos modelos por medio de la opción DIFFTEST de Mplus (Asparouhov & Muthén, 2006).

Por otra parte, con respecto a las evidencias de validez basadas en la relación con otras variables, y en vista de la asociación de las dos variables, se evaluó un modelo de regresión estructural (Kline, 2016), especificando la influencia conjunta de los factores general y específicos del *engagement* sobre las dimensiones de la procrastinación académica (véase Figura 1), en contraste con aquel que solo muestra la influencia de las dimensiones del *engagement académico* sobre la procrastinación académica (véase Figura 1 sin factor general *engagement*). Acá, también se evaluó la diferencia entre modelos comparando las χ^2 con la opción DIFFTEST de Mplus.

Asimismo, se valoró la proporción de varianza explicada (R^2) atribuida a los factores específicos y general sobre las dimensiones de la procrastinación académica —autorregulación académica y postergación de actividades—, donde un R^2 de .02 se calificó como “pequeño”, mientras que uno de .13 se calificó como “mediano” y uno de .26, como “grande” (Ellis, 2010).

Para terminar, se estimó la confiabilidad de la escala, en donde, luego de valorar el ajuste del modelo con un solo factor —modelo congenérico—, se evaluó la equivalencia estadística de las cargas factoriales de los ítems —modelo tau-equivalente— para justificar el uso del coeficiente α (Dominguez-Lara, 2016b). De ese modo, se compararon ambos modelos con base en sus índices de ajuste, esperando diferencias de .01 en el CFI y de .015 en el RMSEA (Chen, 2007). Con respecto al coeficiente α , dada la cantidad de ítems (9) y el tamaño muestral (> 300) se esperaba una magnitud mínima de .75 (Ponterotto & Charter, 2009). Después de

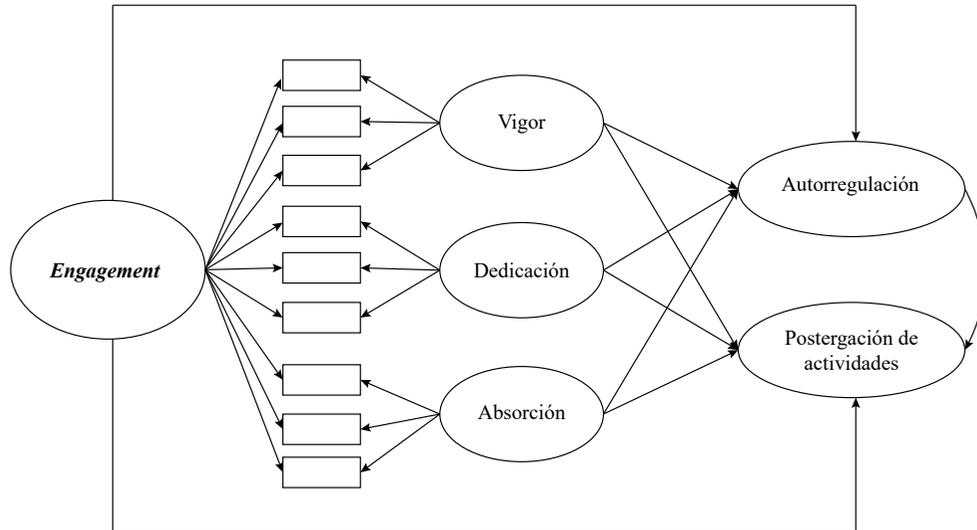


Figura 1. Modelo de medición de la influencia del engagement sobre la procrastinación académica. Por simplicidad, no se incluyeron los ítems de la escala de procrastinación

esto, se evaluó la confiabilidad del constructo con el coeficiente $\omega > .70$. Ambos coeficientes (ω y α) se corrigieron en presencia de residuales correlacionados (Dominguez-Lara, 2016c; Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2017).

Resultados

A continuación se presentan los resultados obtenidos con respecto al análisis descriptivo asociado a los ítems, así como el análisis estructural y el de relación con otras variables bajo el modelamiento de ecuaciones estructurales.

Análisis descriptivo

Tras la implementación del análisis previamente descrito se encontró que la magnitud de los coeficientes de asimetría, curtosis e IEA fueron aceptables, aunque algunos de los ítems reflejaron que las respuestas más frecuentes son las opciones más elevadas, sobre todo el ítem 7 —“Estoy orgulloso de hacer esta carrera”—; mientras que otros, como el ítem 2 —“Me siento fuerte y vigoroso cuando estoy estudiando o voy a las clases”— presentaron una distribución más uniforme (véase Tabla 1). Asimismo, se pudo confirmar la normalidad multivariada de los datos ($G2 = 56.74$).

Evidencias de validez basadas en la estructura interna

El modelo oblicuo de tres factores exhibió índices adecuados de ajuste ($CFI = .981$; $RMSEA = .112$, IC 90 % [.093-.133]; $WRMR = .800$), así como cargas factoriales elevadas ($> .70$) en todas las dimensiones, lo que redundó en VME por factor de magnitud importante ($> .50$). Sin

embargo, se visualizan correlaciones interfactoriales elevadas ($> .80$) (véase Tabla 2), y la VME de la correlación entre vigor y absorción es mayor que la varianza compartida —cuadrado de la correlación interfactorial—, mientras que en las demás correlaciones —vigor y dedicación; y dedicación y absorción— la varianza compartida es mayor que la VME por factor (véase Tabla 2).

Del mismo modo, con respecto al modelo de dos factores —vigor y dedicación—, si bien el CFI y el WRMR fueron adecuados—.983 y .737, respectivamente—, el RMSEA alcanzó magnitudes inaceptables (.148; IC 90 % [.115-.182]), incluso para modelos con pocos grados de libertad; y la diferenciación entre factores no fue clara considerando la VME y la correlación interfactorial (véase Tabla 2). Por ello, estos hallazgos brindan evidencia favorable para la hipótesis 1.

Por otra parte, en el modelo de tres factores se detectaron cuatro posibles “malas especificaciones” asociadas a cargas cruzadas: ítem 1 —original de vigor— en dedicación ($IM = 24.444$; cambio estimado en el parámetro [CEP] = $-.475$), ítem 5 —original de vigor— en dedicación ($IM = 42.798$; CEP = $.635$), ítem 1 —original de vigor— en absorción ($IM = 22.267$; CEP = $-.625$); e ítem 5 —original de vigor— en absorción ($IM = 51.307$; CEP = $.975$). Finalmente, en el modelo de dos factores se encontraron dos potenciales cargas cruzadas: los ítems 1 y 5 —originales de vigor— en dedicación.

Ahora bien, el modelo bifactor llevado a cabo con tres factores específicos evidenció índices de ajuste con magnitudes aceptables ($CFI = .992$; $RMSEA = .085$, IC 90 % [.062-.109]; $WRMR = .531$), pero las del ECV y los ω_h ($> .80$) y ω_{hs} ($< .30$) indican que el FG explica mayor cantidad de

Tabla 1.
Análisis descriptivo de los ítems de la UWES-S

	M	DE	g1	SSI	g2	Mínimo	Máximo	Distribución
Ítem 1	3.77	1.568	-0.282	0.057	-0.747	0	6	
Ítem 2	4.01	1.451	-0.422	0.100	-0.713	0	6	
Ítem 3	5.07	1.336	-1.707	0.478	2.640	0	6	
Ítem 4	4.94	1.204	-1.073	0.370	0.599	1	6	
Ítem 5	4.20	1.462	-0.678	0.159	-0.228	0	6	
Ítem 6	4.48	1.393	-0.784	0.202	0.070	0	6	
Ítem 7	5.11	1.262	-1.598	0.502	2.137	0	6	
Ítem 8	4.39	1.276	-0.647	0.199	-0.118	1	6	
Ítem 9	4.21	1.396	-0.672	0.172	-0.173	0	6	

Nota. M = media; DE = desviación estándar; g₁ = asimetría; SSI = índice estandarizado de asimetría; g₂ = curtosis.

Tabla 2.
Análisis factorial confirmatorio de la UWES-S en universitarios: modelos original y alternativo

	Modelo original			Modelo alternativo	
	Vigor	Dedicación	Absorción	Vigor	Dedicación
Ítem 1	.775			.782	
Ítem 2	.799			.814	
Ítem 5	.848			.821	
Ítem 3		.901			.910
Ítem 4		.858			.853
Ítem 7		.891			.885
Ítem 6			.865	-	-
Ítem 8			.781	-	-
Ítem 9			.709	-	-
VME	.653	.781	.620	.649	.780
F1	1	.650	.753	1	.655
F2	.806	1	.825	.809	1
F3	.868	.908	1	-	-

Nota. F1 = vigor; F2 = dedicación; F3 = absorción; VME = varianza media extraída. Debajo de la diagonal se presentan las correlaciones interfactoriales, mientras que arriba de la diagonal aparece la varianza compartida entre factores.

varianza de los ítems que los factores específicos (véase Tabla 3), además de que los resultados del DIFFTEST indican diferencias estadísticamente significativas entre los dos modelos ($\Delta\chi^2_{[6]} = 69.185, p < .001$), lo que proporciona evidencia favorable para la hipótesis 2.

Evidencias de validez basadas en la relación con otras variables

Como se muestra en la Figura 2, se encontraron índices de ajuste aceptables en el modelo que considera la influencia de las tres dimensiones del *engagement* sobre

Tabla 3.
Análisis factorial confirmatorio de la UWES-S en universitarios: modelo bifactor

	FG	F1	F2	F3
Cargas factoriales				
Ítem 1	.648	.603		
Ítem 2	.685	.432		
Ítem 5	.776	.162		
Ítem 3	.813		.486	
Ítem 4	.805		.230	
Ítem 7	.815		.334	
Ítem 6	.862			.004
Ítem 8	.768			.287
Ítem 9	.695			.198
Índices bifactor				
ω_h	.897	-	-	-
ω_{hs}	-	.210	.144	.036
ECV	.828	-	-	-
PUC	.750	-	-	-

Nota. FG = factor general; F1 = vigor; F2 = dedicación; F3 = absorción; VME = varianza media extraída; ω_h = omega jerárquico; ω_{hs} = omega jerárquico por dimensión; ECV = varianza común explicada; PUC = porcentaje de correlaciones no contaminadas por la multidimensionalidad.

la PA (CFI = .971; RMSEA = .063; IC 90 % [.055-.072]; WRMR = .962), al igual que, como aparece en la Figura 3, en el bifactor que incluye la presencia del factor general (CFI = .976; RMSEA = .059; IC 90 % [.050-.068]; WRMR = .887). No obstante, el DIFFTEST muestra que

ambos modelos difieren de forma estadísticamente significativa ($\Delta\chi^2_{[7]} = 50.325, p < .001$). Cabe precisar que en esta etapa del análisis se eliminó el ítem 9 debido a fallas de convergencia en el modelo bifactor, por lo que en el análisis estructural que incluye el modelo de factores oblicuos de la UWES-9S también se prescindió de este reactivo.

Adicional a esto, en cuanto a la capacidad explicativa del modelo, la proporción de la varianza explicada fue significativa tanto en la autorregulación académica ($> .40$) como en la postergación de actividades ($\approx .20$), aunque en el modelo oblicuo solo destaca la influencia estadísticamente significativa de vigor (véase Figura 2) sobre autorregulación académica ($\beta = .326$; IC 95 % [.048-.604]) y postergación de actividades ($\beta = -.564$; IC 95 % [-.221-.907]), en contraste con los β , que no fueron significativos en dedicación —autorregulación: IC 95 % [-.530-.392]; postergación: IC 95 % [-.796-.184]— ni en absorción —autorregulación: IC 95 % [-.118-1.042]; postergación: IC 95 % [-.206-1.138]—, pese a su magnitud moderada.

Por otro lado, el modelo que considera la presencia del factor general de *engagement* indica que del total de la varianza de autorregulación académica y postergación de actividades explicada por los factores general y específicos del *engagement* — $R^2 = .564$ y $R^2 = .189$, correspondientemente—, el factor general explica el 73.404 % (.414) y 60.318 % (.114), respectivamente (véase Figura 3), lo cual reduce sustantivamente la proporción de varianza explicada por los factores específicos luego de la inclusión de un factor general, por lo que la hipótesis 3 recibe respaldo.

Finalmente, el factor general de *engagement académico* influye de forma directa e inversa sobre la autorregulación académica y la postergación de actividades, lo cual brinda respaldo a la hipótesis 4.

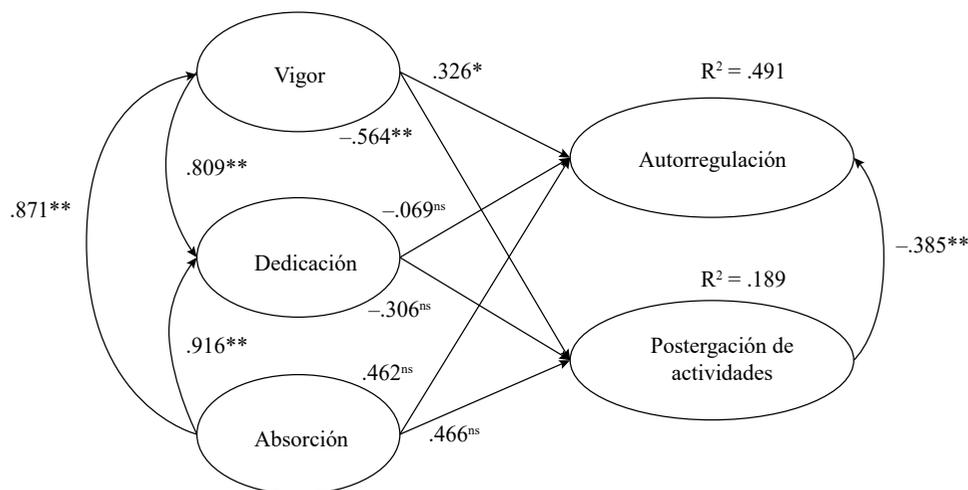


Figura 2. Influencia de las dimensiones del *engagement* sobre la procrastinación académica. ^{ns} = estadísticamente no significativo; * $p < .05$; ** $p < .01$. Por simplicidad, no se incluyeron los ítems de las escalas.

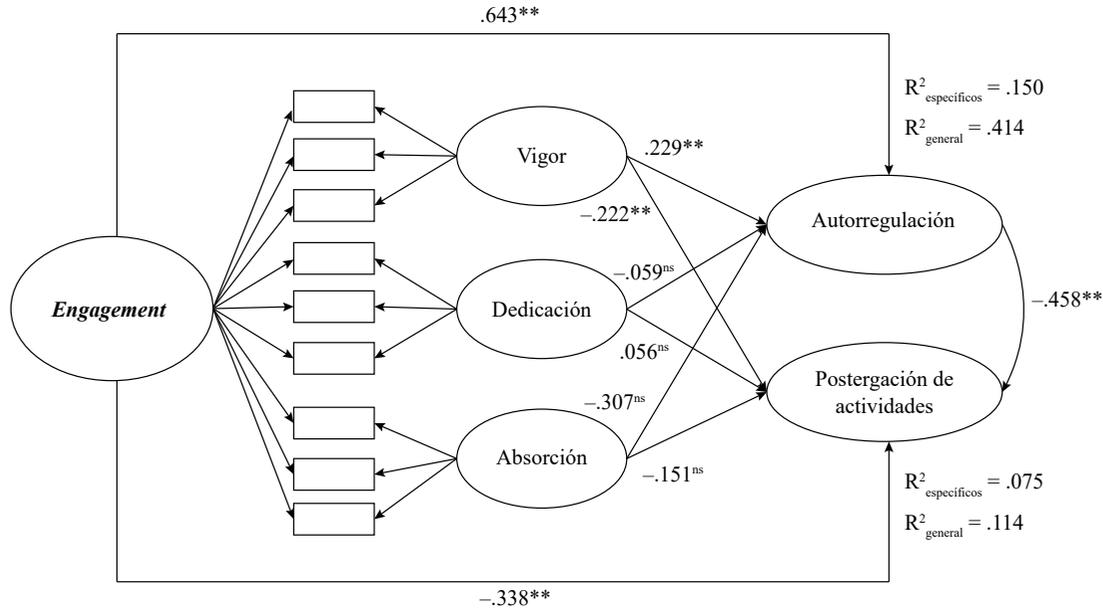


Figura 3. Influencia del *engagement* (factores general y específicos) sobre la procrastinación académica. ^{ns} = estadísticamente no significativo; * $p < .05$; ** $p < .01$. Por simplicidad, no se incluyeron los ítems de la escala de procrastinación académica.

Confiabilidad

Por último, con respecto al análisis de condiciones previas, el modelo congénico no obtuvo un ajuste aceptable (CFI = .957; RMSEA = .161; IC 90 % [.143-.179]; WRMR = 1.214), además de que se encuentra la presencia de potenciales “malas especificaciones” asociadas a residuales correlacionados, siendo modelados solo los pares que conformaban dimensiones en el modelo original. De este modo, se modeló la correlación entre los residuales de los ítems 3 —“Estoy entusiasmado con mi carrera”— y 4 —“Mis estudios me inspiran cosas nuevas”—, 4 y 7 —“Estoy orgulloso de hacer esta carrera”—, 3 y 7, todos originales de la dimensión dedicación; así como la correlación de los ítems 1 —“Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía”— y 2 —“Me siento fuerte y vigoroso cuando estoy estudiando o voy a las clases”— de la dimensión original vigor. Con esto, el ajuste mejoró notablemente (CFI = .989; RMSEA = .087; IC 90 % [.066-.108]; WRMR = .635), siendo además dichas correlaciones de magnitudes leves y moderadas: $\phi_{3,4} = .354$, $\phi_{4,7} = .258$, $\phi_{3,7} = .503$, y $\phi_{1,2} = .446$.

De forma complementaria, tomando en cuenta que los tres ítems de dedicación tienen sus residuales correlacionados, se modeló una estructura bifactor tomando como factor residual dedicación. Así, los índices de ajuste fueron similares a los del modelo unidimensional (CFI = .971; RMSEA = .140; IC 90 % [.121-.160]; WRMR = 1.004), pero la VME de los tres ítems no difiere antes (VME = .733) ni después

(VME = .624), siendo además la VME del factor residual dedicación bastante baja (VME = .164) (véase Tabla 4).

Posteriormente, se evaluó el modelo tau-equivalente sobre la base del modelo congénico sin los residuales correlacionados, con el cual se obtuvieron índices de ajuste similares (CFI = .950; RMSEA = .152; IC 90 % [.136-.168]; WRMR = 1.790) y sin diferencias marcadas con respecto al modelo congénico, por lo que se justifica el uso del coeficiente α .

Finalmente, en cuanto a las estimaciones, la confiabilidad del constructo estimada con el coeficiente ω se mantiene estable y en buena magnitud ($> .90$), incluso en presencia de residuales correlacionados ($> .85$); sin embargo, el coeficiente α experimenta una disminución drástica, que de una magnitud excelente ($> .90$) pasa a estar por debajo de lo esperado ($< .70$), y más aún si se observa el límite inferior de su IC ($\approx .60$) (véase Tabla 4). De este modo, la hipótesis 5 recibe soporte parcial, ya que la confiabilidad del constructo no experimentó cambios significativos.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue analizar la estructura interna de la UWES-9S, así como su influencia sobre las dimensiones de la PA, por considerarlo una alternativa viable para medir el *engagement académico* en estudiantes universitarios.

Tabla 4.
Análisis factorial confirmatorio y confiabilidad de la UWES-S en universitarios: modelo unidimensional

	Modelo unidimensional	Modelo bifactor		Modelo con residuales correlacionados
		Factor general	Dedicación	
Cargas factoriales				
Ítem 1	.725	.736	-	.669
Ítem 2	.747	.758	-	.701
Ítem 3	.879	.791	.510	.803
Ítem 4	.825	.783	.289	.795
Ítem 5	.779	.791	-	.799
Ítem 6	.830	.850	-	.856
Ítem 7	.863	.795	.385	.806
Ítem 8	.757	.771	-	.775
Ítem 9	.686	.698	-	.704
Confiabilidad				
ω	.937	-	-	.929
$\omega_{\text{corregido}}$	-	-	-	.875
α (IC 95 %)		.910 (.889-.927)		
$\alpha_{\text{corregido}}$ (IC 95 %)		.669 (.604-.725)		

Con respecto a las evidencias de validez basadas en la estructura interna, debido al grado de superposición interfactorial, la presencia de “malas especificaciones” asociadas a cargas cruzadas en el modelo oblicuo, y la fortaleza del factor general en el modelo bifactor, se considera que el modelo que mejor representa al constructo es el unidimensional (hipótesis 1 y 2). Resultados que difieren de la mayor parte de literatura existente al respecto (Carmona-Halty et al., 2019; Loscalzo & Giannini, 2019; Römer, 2016; Sánchez-Cardona et al., 2016; Silva et al., 2018); aunque en la sección introductoria se mencionaron aquellos aspectos metodológicos no abordados, que pueden resumirse en la falta de evaluación de la presencia de un potencial factor general.

En cuanto a las evidencias de validez con relación a otras variables, en el modelo estructural (véase Figura 3) se observó una influencia directa del factor general del *engagement académico* sobre las dimensiones de la PA (hipótesis 4), sobre todo en autorregulación académica —influencia positiva— y postergación de actividades —influencia negativa—; pero no de las dimensiones específicas del *engagement* (hipótesis 3). Este resultado, además de apoyar la unidimensionalidad del constructo (Stefansson et al., 2016), da cuenta de la potencial relevancia del *engagement* para reducir la PA, tal como se reporta en la literatura previa (Çapri et al., 2017; Closson & Boutilier, 2017; González-Brignardello & Sánchez-Elvira-Paniagua, 2013; Strunk et al., 2013).

En cuanto a la influencia de las dimensiones del *engagement* sobre la PA (véase Figura 2), debe destacarse que es poco usual que coeficientes β de tal magnitud (p. ej., $> .30$) no sean estadísticamente significativos, por lo que dicho comportamiento podría atribuirse a “malas especificaciones” inherentes a la consideración de tres factores independientes con elevada correlación interfactorial, es decir, una sobreparametrización o especificación de parámetros que no deberían estar (Saris et al., 2009), ya que configurarían una dimensión general.

A pesar de todo, el modelo unidimensional de nueve ítems presenta consideraciones adicionales, como que en diversos estudios aparecen residuales correlacionados que, si bien mejoran el ajuste del modelo, pueden considerarse como producto de la percepción que tienen los evaluados sobre la redundancia en el contenido del ítem (Byrne, 2009), como sucede entre el ítem 3 —“Estoy entusiasmado con mi carrera”—, el ítem 7 —“Estoy orgulloso de hacer esta carrera”— (Sánchez-Cardona et al., 2016) y el ítem 1 —“Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía”—; entre el ítem 5 —“Cuando me levanto por la mañana me apetece ir a clase a estudiar”— (Loscalzo & Giannini, 2019), el ítem 1 —“Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía”— y el ítem 2 —“Me siento fuerte y vigoroso cuando estoy estudiando o voy a las clases”— (Serrano et al., 2019); y entre el par más recurrente: entre el ítem 8 —“Estoy inmerso en mis estudios”— y el ítem 9 —“Me ‘dejo llevar’ cuando realizo mis tareas como estudiante”— (Carmona-Halty et al., 2019;

Loscalzo & Giannini, 2019; Sánchez-Cardona et al., 2016; Serrano et al., 2019).

Los resultados del presente estudio coinciden con la literatura sobre el tema en lo mencionado en el párrafo anterior en términos de la asociación entre residuales de los ítems 3 y 7, y 1 y 2. Sin embargo, la asociación entre los residuales de los ítems 3 —“Estoy entusiasmado con mi carrera”— y 4 —“Mis estudios me inspiran cosas nuevas”—, y 4 y 7 —“Estoy orgulloso de hacer esta carrera”— es inédita, aunque tiene la misma base explicativa que las anteriores. Al respecto, cabe mencionar que, de las cuatro correlaciones entre residuales, tres incluyen los ítems de dedicación (3, 4 y 7), pero esto podría interpretarse como si se tratara de un factor residual, ya que su modelamiento no impacta en la estructura unidimensional de la UWES-S.

Por último, la confiabilidad del constructo parece sólida aun en presencia de residuales correlacionados, aunque estos últimos impactan sustantivamente en la confiabilidad de las puntuaciones (hipótesis 5).

Ahora bien, en cuanto a los aportes metodológicos al estudio de la estructura interna de la UWES-S, es importante mencionar la exploración de las “malas especificaciones” asociadas a las cargas cruzadas, cuya exploración se hace necesaria en constructos complejos, así como el modelamiento de los factores general y específicos del constructo y su influencia sobre otra variable, tal como se utiliza en otros contextos para evaluar la dimensionalidad de las escalas (Chen et al., 2012; Lac & Donaldson, 2017; Lauriola & Iani, 2017; Luciano et al., 2014); por lo que podría replicarse en el estudio de otros instrumentos asociados a constructos de similar complejidad (p. ej., bienestar psicológico). Por otro lado, el estudio pormenorizado del impacto de las correlaciones entre residuales sobre la confiabilidad ayudó a visibilizar que esta práctica, si bien trae beneficios a nivel de índices de ajuste, afecta a una de las propiedades psicométricas más importantes —la confiabilidad—, lo que daría una lectura distinta a los resultados ya obtenidos por otros autores.

También, las implicaciones prácticas de los resultados recaen en su potencial uso de las UWES-9S en modelos explicativos en el ámbito académico vinculados al rendimiento (p. ej., Salanova et al., 2010; Stefansson et al., 2016), sobre todo por su fortaleza a nivel de variables latentes; sin embargo, su uso en contextos aplicados (p. ej., estudios epidemiológicos) aún no sería recomendado, debido al error de medida que poseen las puntuaciones.

Asimismo, la influencia que presenta la prueba sobre la PA podría ser un indicio para continuar estudios que vinculen ambas variables, pero esto se podría solo al considerar algunos mediadores importantes —como la resiliencia

(Fernández-Martínez et al., 2017) o la autoeficacia (Zhen et al., 2017)—, ya que para comprometerse y mantenerse en los estudios es necesario que la persona tenga la capacidad de resistir adversidades académicas y motivarse, pero lo hará en la medida en que se perciba suficientemente capaz de completar dichos objetivos (Dogan, 2015).

Por otro lado, si bien el *engagement académico* tiene un efecto importante sobre el rendimiento académico (Salanova et al., 2010), las calificaciones elevadas de los estudiantes son predictoras de un elevado *engagement académico* futuro de los estudiantes (Palos et al., 2019). Por tal motivo, los docentes que reparan en los factores que influyen en el *engagement académico* de los estudiantes serían capaces de diseñar un óptimo entorno de aprendizaje para apoyar las necesidades de estos.

Adicional a lo anterior, también resulta relevante mencionar algunas limitaciones del estudio, entre las cuales podrían considerarse al menos tres: el tamaño muestral, la presencia mayoritaria de mujeres y la evaluación de estudiantes de una carrera profesional. En cuanto al primer punto, el tamaño muestral puede considerarse adecuado teniendo en cuenta la cantidad de ítems (3), dimensiones (3) y magnitud de las cargas factoriales esperadas (.80) de la UWES-S (Wolf et al., 2013), además de que en otros estudios se obtuvieron resultados similares —p. ej., elevadas correlaciones interfactoriales—, tanto si el rango muestral era amplio —de más de 1000 en el estudio de Carmona-Halty et al. (2019)— o pequeño —de menos de 250 en el estudio de Cadime et al. (2016)—, lo que refuerza el argumento actual de que los tamaños de muestra elevados parecen no ser indispensables (Kyriazos, 2018).

Respecto al segundo punto, en la carrera de psicología es esperado que la mayor parte de estudiantes sean mujeres, lo que se asemeja a lo encontrado en otros estudios (Loscalzo & Giannini, 2019; Meng & Jin, 2017; Sánchez-Cardona et al., 2016), cuyas conclusiones no difieren de otros donde la presencia de hombres y mujeres fue equitativa (Carmona-Halty et al., 2019). Sin embargo, el tamaño muestral de este trabajo no fue suficiente para realizar análisis de invarianza según sexo como otras investigaciones.

En tercer lugar, sobre la carrera profesional, aunque en algunas investigaciones hubo variabilidad en cuanto a este punto (Loscalzo & Giannini, 2019), otras tantas estuvieron basadas en muestras homogéneas de estudiantes, sea de enfermería (Meng & Jin, 2017), educación (Römer, 2016), o psicología (Cadime et al., 2016).

Finalmente, como conclusión podría afirmarse que a partir de la información encontrada con respecto a la estructura interna de la UWES-9S, esta escala es una medida esencialmente unidimensional, debido a que, por una parte, un factor general explica más varianza que los factores

específicos, y, por otra, porque este factor general influye significativamente sobre la PA. En cuanto a las recomendaciones, sería conveniente ampliar y diversificar la muestra y de ese modo conducir estudios de invarianza de medición asociados al sexo y carrera profesional, así como replicar los resultados hallados; asimismo, en vista de que el objetivo es emplear la UWES-9S para valorar intervenciones, es conveniente brindar evidencias de invarianza longitudinal para esos fines; y, por último, dada la unidimensionalidad de la UWES-9S y la redundancia percibida entre algunos de sus ítems, podría evaluarse en próximos estudios las bondades psicométricas de la medida ultrabreve de tres ítems (UWES-3; Schaufeli et al., 2019) en el contexto académico, mediante procedimientos que busquen evaluar la equivalencia métrica entre ambas versiones (UWES-3 y UWES-9), más allá de un coeficiente de correlación.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing*. American Educational Research Association.
- Appleton, J. J., Christenson, S. L., Kim, D., & Reschly, A. L. (2006). Measuring cognitive and psychological engagement: Validation of the Student Engagement Instrument. *Journal of School Psychology, 44*(5), 427-445. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2006.04.002>
- Asociación Médica Mundial. (1964). *Declaración de Helsinki*. AMM. http://www.conamed.gob.mx/prof_salud/pdf/helsinki.pdf
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2006). Robust chi square difference testing with mean and adjusted test statistics. En *Mplus web notes* (p. 9). University of California. <https://www.statmodel.com/download/webnotes/webnote10.pdf>
- 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>
- Barraza, A., & Barraza, S. (2018). Evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de Procrastinación Académica en una población estudiantil mexicana. *Revista de Psicología y Ciencias del Comportamiento de la Unidad Académica de Ciencias Jurídicas y Sociales, 9*(1), 75-99. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-18332018000100075
- Busko, D. A. (1998). *Causes and consequences of perfectionism and procrastination: A structural equation model* (Tesis de maestría). University of Guelph, Guelph, Ontario.
- Byrne, B. M. (2009). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge & Taylor & Francis.
- Byrne, Z. S., Peters, J. M., & Weston, J. W. (2016). The struggle with employee engagement: Measures and construct clarification using five samples. *Journal of Applied Psychology, 101*(9), 1201-1227. <https://doi.org/10.1037/apl0000124>
- Cadime, I., Lima, S., Marques-Pinto, A., & Ribeiro, I. (2016). Measurement invariance of the Utrecht Work Engagement Scale for Students: A study across secondary school pupils and university students. *European Journal of Developmental Psychology, 13*(2), 254-263. <https://doi.org/10.1080/17405629.2016.1148595>
- Canivez, G. L. (2016). Bifactor modeling in construct validation of multifaceted tests: Implications for multidimensionality and test interpretation. En K. Schweizer & C. DiStefano (Eds.), *Principles and methods of test construction: Standards and recent advancements* (pp. 247-271). Hogrefe.
- 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 & Practice, 17*(2), 411-435. <https://doi.org/10.12738/estp.2017.2.0518>
- Carle, A. C., Jaffee, D., Vaughan, N. W., & Eder, D. (2009). Psychometric properties of three new national survey of student engagement based engagement scales: An item response theory analysis. *Research in Higher Education, 50*(8), 775-794. <https://doi.org/10.1007/s11162-009-9141-z>
- 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, 14*(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, F. F., Jing, Y., Hayes, A., & Lee, J. M. (2012). Two Concepts or Two Approaches? A Bifactor Analysis of Psychological and Subjective Well-Being. *Journal of Happiness Studies, 14*(3), 1033-1068. <https://doi.org/10.1007/s10902-012-9367-x>
- Closson, L. M., & Boutilier, R. R. (2017). Perfectionism, academic engagement, and procrastination among undergraduates: The moderating role of honors student status. *Learning and Individual Differences, 57*, 157-162. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.04.010>
- Colegio de Psicólogos del Perú. (2017). *Código de ética y deontología*. https://www.cpsp.pe/documentos/marco_legal/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf

- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling*, 25(3), 453-466. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394>
- Dogan, U. (2015). Student engagement, academic self-efficacy, and academic motivation as predictors of academic performance. *The Anthropologist*, 20(3), 553-561. <https://doi.org/10.1080/09720073.2015.11891759>
- Dominguez-Lara, S. (2016a). Datos normativos de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes de psicología de Lima. *Evaluar*, 16(1), 20-30. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/article/view/15715>
- Dominguez-Lara S. (2016b). Secretos del coeficiente alfa. *Actas Urológicas Españolas*, 40(7), 471. <https://doi.org/10.1016/j.acuro.2016.04.002>
- Dominguez-Lara, S. (2016c). Errores correlacionados y estimación de la fiabilidad en estudios de validación: comentarios al trabajo validación de la escala ehealth literacy (ehealth) en población universitaria española. *Revista Española de Salud Pública*, 90(9), e1-e2. <http://scielo.isciii.es/pdf/resp/v90/1135-5727-resp-90-e60002.pdf>
- Dominguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica*, 28(6), 401-402. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2017). Una modificación del coeficiente alfa de Cronbach por errores correlacionados. *Revista Médica de Chile*, 145(2), 269-274. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872017000200018>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018). Análisis de las malas especificaciones en modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(2), 19-24. <https://doi.org/10.30882/1852.4206.v10.n2.19595>
- Dominguez-Lara, S., Prada-Chapoñan, R., & Moreta-Herrera, R. (2019). Gender differences in the influence of personality on academic procrastination in Peruvian college students. *Acta Colombiana de Psicología*, 22(2), 125-136. <https://doi.org/10.14718/ACP.2019.22.2.7>
- Ellis, P. (2010). *The essential guide to effect sizes: Statistical power, meta-analysis, and the interpretation of research results*. Cambridge University Press.
- Fernández-Martínez, E., Andina-Díaz, E., Fernández-Peña, R., García-López, R., Fulgueiras-Carril, I., & Liébana-Presa, C. (2017). Social networks, engagement and resilience in university students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(12), E1488. <https://doi.org/10.3390/ijerph14121488>
- 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>
- Garzón, A., & Gil, J. (2017). El papel de la procrastinación académica como factor de la deserción universitaria. *Revista Complutense de Educación*, 28(1), 307-324. https://doi.org/10.5209/rev_RCED.2017.v28.n1.49682
- González-Brignardello, M. P., & Sánchez-Elvira-Paniagua, A. (2013). ¿Puede amortiguar el engagement los efectos nocivos de la procrastinación académica? *Acción Psicológica*, 10(1), 117-134. <https://doi.org/10.5944/ap.10.1.7039>
- Hair, J. F., Black, B., Babin, B., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2010). *Multivariate data analysis*. Prentice Hall.
- Hoppe, J. D., Prokop, P., & Rau, R. (2018). Empower, not impose!: Preventing academic procrastination. *Journal of Prevention & Intervention in the Community*, 46(2), 184-198. <https://doi.org/10.1080/10852352.2016.1198172>
- Hu, Q., & Schaufeli, W. B. (2009). The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey in China. *Psychological Reports*, 105(2), 394-408. <https://doi.org/10.2466/PRO.105.2.394-408>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press.
- Kyriazos, T. A. (2018). Applied psychometrics: sample size and sample power considerations in factor analysis (EFA, CFA) and SEM in general. *Psychology*, 9, 2207-2230. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126>
- Lac, A., & Donaldson, C. D. (2017). Higher-order and bifactor models of the drinking motives questionnaire: Examining competing structures using confirmatory factor analysis. *Assessment*, 24(2), 222-231. <https://doi.org/10.1177/1073191115603503>
- Lauriola, M., & Iani, L. (2017). Personality, positivity and happiness: A mediation analysis using a bifactor model. *Journal of Happiness Studies*, 18(6), 1659-1682. <https://doi.org/10.1007/s10902-016-9792-3>
- 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>
- Luciano, J. V., Barrada, J. R., Aguado, J., Osma, J., & García-Campayo, J. (2014). Bifactor analysis and construct validity of the HADS: A cross-sectional and longitudinal study in fibromyalgia patients. *Psychological Assessment*, 26(2), 395-406. <https://doi.org/10.1037/a0035284>
- Malgady, R. (2007). How skew are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology*, 134(3), 355-359. <https://doi.org/10.3200/GENP.134.3.355-360>
- Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397-422. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- Mazer, J. P. (2012). Development and validation of the Student Interest and Engagement Scales. *Communication Methods*

- and Measures*, 6(2), 99-125. <https://doi.org/10.1080/19312458.2012.679244>
- McDonald, R. P., & Ho, M.-H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64-82. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.64>
- Medrano, L., Moretti, L., & Ortiz, A. (2015). Medición del Engagement Académico en Estudiantes Universitarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación e Avaliação Psicológica*, 40(1), 114-123. <https://www.redalyc.org/pdf/4596/459645432012.pdf>
- Medrano, L. A., Galleano, C., Galera, M., & del Valle-Fernández, R. (2010). Creencias irracionales, rendimiento y deserción académica en ingresantes universitarios. *Liberabit*, 16(2), 183-192. <http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v16n2/a08v16n2>
- 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>
- Merino-Soto, C. (2015). Re-análisis de la confiabilidad del Cuestionario de autoeficacia profesional (AU10). En Maffei et al., *Pensamiento Psicológico*, 13(1), 137-138. http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1657-89612015000100010
- Moreta-Herrera, R., & Durán-Rodríguez, T. (2018). Propiedades psicométricas de la Escala de Procrastinación Académica (EPA) en estudiantes de psicología de Ambato, Ecuador. *Revista Salud & Sociedad*, 9(3), 236-247. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2018.0003.00003>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's guide* (7.ª ed.). Muthén & Muthén.
- Palos, R., Maricutoiu, L. P., & Coster, I. (2019). Relations between academic performance, student engagement, and student burnout: A cross-lagged analysis of a two-wave study. *Studies in Educational Evaluation*, 60, 199-204. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2019.01.005>
- Patrzek, J., Sattler, S., van Veen, F., Grunschel, C., & Fries, S. (2015). Investigating the effect of academic procrastination on the frequency and variety of academic misconduct: a panel study. *Studies in Higher Education*, 40(6), 1014-1029. <https://doi.org/10.1080/03075079.2013.854765>
- Ponterotto, J., & Charter, R. (2009). Statistical extensions of Ponterotto and Ruckdeschel's (2007) reliability matrix for estimating the adequacy of internal consistency coefficients. *Perceptual and Motor Skills*, 108(3), 878-886. <https://doi.org/10.2466/PMS.108.3.878-886>
- Raykov, T. (2004) Point and interval estimation of reliability for multiple-component measuring instruments via linear constraint covariance structure modeling. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 342-356. https://doi.org/10.1207/s1532807sem1103_3
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. <https://doi.org/1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- 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 & C. Wylie (Eds.), *Handbook of research on student engagement* (pp. 3-19). Springer Science & Business Media. https://doi.org/10.1007/978-1-4614-2018-7_1
- Rocha, C. F., Zelaya, Y. F., Sánchez, D. M., & Pérez, F. A. (2017). Prediction of University Desertion through Hybridization of Classification Algorithms. En *Proceedings of the 4th Annual International Symposium on Information Management and Big Data* (pp. 215-222). <http://ceur-ws.org/Vol-2029/paper21.pdf>
- Rodríguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29, 205-227. <https://www.uv.es/psicologica/articulos2.08/6RODRIGUEZ.pdf>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Römer, J. (2016). The Korean Utrecht Work Engagement Scale-Student (UWESS): A factor validation study. *TPM Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 23(1), 65-81. <https://doi.org/10.4473/TPM23.1.5>
- Salanova, M., Bresó, E., & Schaufeli, W. B. (2005). Hacia un modelo espiral de las creencias de eficacia en el estudio del burnout y del engagement. *Ansiedad y estrés*, 11(2-3), 215-231. <http://www.want.uji.es/download/hacia-un-modelo-espiral-de-las-creencias-de-eficacia-en-el-estudio-del-burnout-y-del-engagement/>
- Salanova, M., Schaufeli, W. B., Martínez, I., & Bresó, E. (2010). How obstacles and facilitators predict academic performance: the mediating role of study burn out and engagement. *Anxiety, Stress & Coping*, 23(1), 53-70. <https://doi.org/10.1080/10615800802609965>
- Salanova, M., Schaufeli, W. B., Llorens, S., Peiró, J. M., & Grau, R. (2000). Desde el «burnout» al «Engagement»: ¿una nueva perspectiva? *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 16(2), 117-134. <https://journals.copmadrid.org/jwop/art/7c590f01490190db0ed02a5070e20f01>
- Sánchez-Cardona, I., Rodríguez-Montalbán, R., Toro-Alfonso, J., & Moreno-Velázquez, I. (2016). Psychometric properties of the Utrecht Work Engagement Scale-Student (UWES-S) in university students in Puerto Rico. *Revista Mexicana*

- de *Psicología*, 33(2), 121-134. <https://psycnet.apa.org/record/2016-37425-004>
- Saris, W. E., Satorra, A., & van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation modeling or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, 16(4), 561-582. <https://doi.org/10.1080/10705510903203433>
- Schaufeli, W., & Bakker, A. B. (2003). *UWES Utrecht Work Engagement Scale*. Utrecht University. https://www.wilmar-schaufeli.nl/publications/Schaufeli/Test%20Manuals/Test_manual_UWES_Espanol.pdf
- Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2010). Defining and measuring work engagement: Bringing clarity concept. En A. B. Bakker & M. P. Leiter (Eds.), *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 10-24). Psychology Press.
- Schaufeli, W., & De Witte, H. (2017). Outlook Work Engagement in Contrast to Burnout: Real and Redundant! *Burnout Research*, 5, 58-60. <https://doi.org/10.1016/j.burn.2017.06.002>
- Schaufeli, W. B., & Salanova, M. (2007). Efficacy or inefficacy, that's the question: Burnout and engagement, and their relationships with efficacy beliefs. *Anxiety, Coping & Stress*, 20(2), 177-196. <https://doi.org/10.1080/10615800701217878>
- Schaufeli, W. B., & Salanova, M. (2011). Work engagement: On how to better catch a slippery concept. *European Journal of work and Organizaytiponal Psychology*, 20(1), 39-46. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2010.515981>
- 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., Martinez, I. M., Marques-Pinto, A., Salanova, M., & Bakker, A. (2002). Burn out 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. (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., Shimazu, A., Hakanen, J., Salanova, M., & De Witte, H. (2019). An ultra-short measure for work engagement: The UWES-3 validation across five countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 35(4), 577-591. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000430>
- Serrano, C., Andreu, Y., Murgui, S., & Martínez, P. (2019). Psychometric properties of Spanish version student Utrecht Work Engagement Scale (UWES-S-9) in high-school students. *The Spanish Journal of Psychology*, 22, e21. <https://doi.org/10.1017/sjp.2019.25>
- Shrive, F. M., Stuart, H., Quan, H., & Ghali, W. A. (2006). Dealing with missing data in a multi-question depression scale: a comparison of imputation methods. *BMC Medical Research Methodology*, 6(1), 57. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-6-57>
- Silva, J. O., Junior, G. A., Coelho, I. C., Picharski, G. L., & Zagonel, I. P. (2018). Engajamento entre Estudantes do Ensino Superior nas Ciências da Saúde (Validação do Questionário Utrecht Work Engagement Scale (UWES-S) com Estudantes do Ensino Superior nas Ciências da Saúde). *Revista Brasileira de Educação Médica*, 42(2), 15-25. <https://doi.org/10.1590/1981-52712015v42n2rb20170112>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Smits, I. A., Timmerman, M. E., Barelds, D. P., & Meijer, R. R. (2015). The Dutch symptom checklist-90-revised: is the use of the subscales justified? *European Journal of Psychological Assessment*, 31(4), 263-271. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000233>
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological Bulletin*, 133(1), 65-94. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.65>
- Steel, P. (2011). *Procrastinación*. Editorial Grijalbo.
- Steel, P., & Klingsieck, K. B. (2016). Academic procrastination: Psychological antecedents revisited. *Australian Psychologist*, 51(1), 36-46. <https://doi.org/10.1111/ap.12173>
- 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>
- Strunk, K. K., Cho, Y., Steele, M. R., & Bridges, S. L. (2013). Development and validation of a 2x2 model of time-related academic behavior: Procrastination and timely engagement. *Learning and Individual Differences*, 25(1), 35-44. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.02.007>
- Wang, M. T., Fredricks, J. A., Ye, F., Hofkens, T. L., & Linn, J. S. (2016). The math and science engagement scales: Scale development, validation, and psychometric properties. *Learning and Instruction*, 43, 16-26. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2016.01.008>
- Wellborn, J. G., & Connell, J. P. (1987). *Manual for the Rochester Assessment Package for Schools*. University of Rochester.
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 209-231). Guilford.

- Wolf, E., Harrington, K., Clark, S., & Miller, M. (2013). Sample size requirements for structural equations modeling: an evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement, 76*(6), 913-934. <https://doi.org/10.1177/0013164413495237>
- Zhen, R., Liu, R.-D., Ding, Y., Wang, J., Liu, Y., & Xu, L. (2017). The mediating roles of academic self-efficacy and academic emotions in the relation between basic psychological needs satisfaction and learning engagement among Chinese adolescent students. *Learning and Individual Differences, 54*, 210-216. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.01.017>
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement, 30*(2), 121-144. <https://doi.org/10.1177/0146621605278814>