

Propiedades de la *Utrecht Work Engagement Scale (UWES-S 9)*: análisis exploratorio con estudiantes en Ecuador

Cecilia Alexandra Portalanza Chavarría

Magíster en Administración de Empresas

Universidad Espíritu Santo

Samborondón, Ecuador

Grupo de Investigación en Dirección y Gerencia

Correo electrónico: aportalanza@uees.edu.ec

Enlace ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-9782-5089>

Merlin Patricia Grueso Hinestroza

Doctora en Psicología Social

Universidad del Rosario

Bogotá, Colombia

Grupo de Investigación en Dirección y Gerencia

Correo electrónico: merlin.grueso@urosario.edu.co

Enlace ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-1169-0217>

Edison Jair Duque Oliva

Doctor en Marketing

Universidad Nacional de Colombia y Universidad

Espíritu Santo, Ecuador

Grupo Investigación en Gestión y Organizaciones

Correo electrónico: ejduqueo@unal.edu.co

Enlace ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-4949-6118>

PROPERTIES OF THE UTRECHT WORK ENGAGEMENT SCALE (uwes-s 9):
EXPLORATORY ANALYSIS OF STUDENTS IN ECUADOR

ABSTRACT: In the study of academic engagement several measurements have been developed around the theories and/or insights supporting such a concept. Accordingly, this paper is aimed at studying the psychometric properties of a scale for measuring academic engagement based on a sample of 102 students in a higher education institution in Ecuador. The questionnaire used for data collection is the Spanish version of the *Utrecht Work Engagement Scale (uwes-s 9)*. The factorial structure of the scale was assessed by robust estimation method. The results obtained show that the two-factor model reports better index adjustments than those of the one-factor and three-factor models, concluding that the two-factor structure is more appropriate. Additionally, these results lead to conclude that *uwes-s 9* scale can be used for studying engagement phenomenon in the Ecuadorian context.

KEYWORDS: Academic engagement, students, higher education, Ecuador.

PROPRIÉDADES DA *UTRECHT WORK ENGAGEMENT SCALE (uwes-s 9)*:
ANÁLISE EXPLORATÓRIA COM ESTUDANTES NO EQUADOR

RESUMO: No estudo do *engagement* acadêmico, vêm sendo desenvolvidas diversas medidas em função das teorias e/ou perspectivas que dão suporte a esse conceito; em consonância com o anterior, este artigo tem como objetivo analisar as propriedades psicométricas de uma escala de *engagement* acadêmico, com base numa amostra de 102 estudantes de uma instituição de ensino superior no Equador. O questionário empregado foi a versão espanhola da *Utrecht Work Engagement Scale (uwes-s 9)*. *Analise-se* a estrutura fatorial da escala com o método de estimativa profunda. Os resultados obtidos mostram que o modelo de dois fatores apresenta melhores índices de ajuste que o de um e três fatores, por isso se conclui que a estrutura de dois fatores é a mais apropriada. Assim mesmo, os resultados levam a concluir que a escala *uwes-s 9* pode ser utilizada para estudar o *engagement* no contexto equatoriano.

PALAVRAS-CHAVE: *engagement* acadêmico, estudantes, Equador, ensino superior.

PROPRIÉTÉS DE *L'UTRECHT WORK ENGAGEMENT SCALE (uwes-s 9)*:
UNE ANALYSE EXPLORATOIRE AVEC DES ÉTUDIANTS EN ÉQUATEUR

RÉSUMÉ: Dans l'étude de l'*engagement* scolaire, des diverses mesures fondées sur les théories et / ou les perspectives qui soutiennent ce concept ont été mises au point; en conséquence, cet article vise à analyser les propriétés psychométriques d'une échelle de l'*engagement* scolaire, sur la base d'un échantillon de 102 étudiants d'un établissement d'enseignement supérieur en Equateur. Le questionnaire utilisé a été la version espagnole de l'*Utrecht Work Engagement Scale (uwes-s 9)*. On a analysé la structure factorielle de l'échelle par la méthode de l'estimation robuste. Les résultats obtenus montrent que le modèle à deux facteurs a de meilleurs indices d'ajustement que ceux d'un et de trois facteurs ; donc, on conclut que la structure de deux facteurs est la plus appropriée. De même, les résultats conduisent à la conclusion que l'échelle *uwes-s 9* peut s'utiliser pour étudier l'*engagement* dans le contexte équatorien.

MOTS-CLÉ: *engagement* scolaire, étudiants, enseignement supérieur, Équateur.

CORRESPONDENCIA: Cecilia Alexandra Portalanza Chavarría. Universidad Espíritu Santo, Centro de Investigaciones Km. 2,5. Vía Samborondón Samborondón, Ecuador.

CITACIÓN: Portalanza Chavarría, C. A., Grueso Hinestroza, M. P., & Duque Oliva, E. J. (2017). Propiedades de la *Utrecht Work Engagement Scale (UWES-S 9)*: análisis exploratorio con estudiantes en Ecuador. *Innovar*, 27(64), 145-156. doi: 10.15446/innovar.v27n64.62374.

ENLACE DOI: <https://doi.org/10.15446/innovar.v27n64.62374>.

CLASIFICACIÓN JEL: A22, I31, I23

RECIBIDO: Febrero 2016, **APROBADO:** Enero 2017.

RESUMEN: En el estudio del *engagement* académico se han desarrollado diversas medidas en función de las teorías o perspectivas que dan soporte a dicho concepto; en consonancia con lo anterior, el presente artículo tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas de una escala de *engagement* académico, con base en una muestra de 102 estudiantes pertenecientes a una institución de educación superior en Ecuador. El cuestionario empleado fue la versión española de la *Utrecht Work Engagement Scale (uwes-s 9)*. Se analizó la estructura factorial de la escala con el método de estimación robusta. Los resultados obtenidos muestran que el modelo de dos factores presenta mejores índices de ajuste que el de uno y tres factores, por lo que se concluye que la estructura de dos factores es la más apropiada. De igual forma, los resultados llevan a concluir que la escala *UWES-S 9* puede ser utilizada para estudiar el *engagement* en el contexto ecuatoriano.

PALABRAS CLAVE: *engagement* académico, estudiantes, educación superior, Ecuador.

Revisión conceptual

El estudio de las fortalezas del ser humano y su funcionamiento óptimo han sido un tema recurrente dentro de la psicología positiva durante décadas (Seligman y Csikszentmihalyi, 2000). En este contexto, el *engagement* es considerado un estado afectivo positivo (Schaufeli, Salanova, González-Romá y Bakker, 2002).

El *engagement* como constructo surgió inicialmente en el mundo laboral y poco después se comenzó a investigar en el mundo universitario, de allí su denominación como *engagement* académico. De acuerdo con Parra y Pérez (2010), desde el 2002 en la literatura académica se comienza a ver el interés por estudiar el *engagement* en ambientes no laborales, lo que pone de manifiesto que grupos como los estudiantes también experimentan sensaciones negativas y positivas que les llevan a estar más o menos comprometidos con sus labores académicas.

Se dice que el *engagement* académico es un concepto dinámico y multidimensional (Oncu, 2015), empleado en la actualidad "para representar constructos como calidad del esfuerzo e implicación en actividades de aprendizaje productivas" (Kuh, 2009, p. 6), y que se encuentra asociado con el pensamiento crítico, la integración de la información y la persistencia de los estudiantes (Wilson, Jones, Bocell, Crawford, Kim, Veilleux, Floyd-Smith, Bates y Plett, 2015). De acuerdo con Oncu (2015), el *engagement* también predice el logro académico y el bienestar de los estudiantes. Por otra parte, King, McInerney, Ganotice y Villarosa (2015) señalan además que el *engagement* hace más entusiastas, centrados y enérgicos a los estudiantes y, en definitiva, crea las condiciones óptimas para que estos aprendan más.

El *engagement* académico se define como un estado afectivo positivo relacionado con los estudios, que se caracteriza por un estado de vigor, dedicación y absorción. En este contexto, el vigor representa altos niveles de energía y resistencia mental durante las horas de estudio; la dedicación implica estar totalmente involucrado en el estudio y experimentar sentimientos de orgullo y entusiasmo por la tarea que se ejecuta; finalmente, la absorción es un estado alto de concentración e inmersión en el desarrollo de las actividades (Schaufeli *et al.*, 2002). Schaufeli *et al.* (2002) afirman, además, que "más que un estado momentáneo y específico, el *engagement* se refiere a un estado más persistente y afectivo cognitivo que no se enfoca en el objeto, evento, individuo o comportamiento específico" (p. 465).

El *engagement* de los estudiantes ha sido abordado desde diferentes teorías o perspectivas. Una de ellas, la teoría de la implicación del estudiante (*Student Involvement Theory*), desarrollada por Astin (1999), explica este concepto a partir de la interacción del estudiante con otros estudiantes, con profesores y personal administrativo, así como también en la participación de actividades extracurriculares (Korobova y Starobin, 2015). Pese a la aceptación que ha tenido esta propuesta, De Vries, León, Romero y Hernández (2011) señalan que la teoría desarrollada por Astin (1999) es un referente explicativo que permite comprender las dinámicas de los estudiantes en universidades

más tradicionales; sin embargo, podrían existir otros factores, que aún no se han abordado, cuando se trata de analizar el fenómeno con estudiantes que pertenecen a grupos con características distintivas por su pertenencia a minorías y diferencias de edad.

También se ha estudiado el *engagement* de los estudiantes desde la perspectiva de la pertenencia (Wilson *et al.*, 2015). Esta perspectiva ha sido defendida por Fredricks, Blumenfeld y Paris (2004), quienes conciben el *engagement* como un constructo multidimensional compuesto por un tipo de *engagement* conductual, uno emocional y uno cognitivo. De acuerdo con Fredricks *et al.* (2004), el *engagement* conductual se basa en la idea de participación, lo que incluye la participación en actividades sociales o extracurriculares. De igual forma, el *engagement* emocional abarca reacciones positivas y negativas hacia compañeros de clase, profesores y la escuela en general. Finalmente, el *engagement* cognitivo se basa en la idea de inversión, es decir, realizar los esfuerzos necesarios para comprender ideas complejas y desarrollar habilidades difíciles.

Escalas de medida del *engagement* académico

En el estudio del *engagement* académico, se han empleado diversas medidas (Fredricks *et al.*, 2004), en función de las teorías o perspectivas que dan soporte al concepto. A continuación, se describen algunos de los estudios recientemente realizados. Para empezar, Wilson *et al.* (2015) analizaron el *engagement* académico a través de dos medidas: el *engagement* conductual y el *engagement* emocional. El primero estuvo compuesto por dos subescalas: esfuerzo (cinco ítems, $\alpha = 0,86$) y participación (dos ítems, $\alpha = 0,74$). El segundo se midió por medio de dos escalas: el *engagement* emocional positivo (seis ítems, $\alpha = 0,84$) y el *engagement* emocional negativo (seis ítems, $\alpha = 0,83$).

En el estudio conducido por Oncu (2015), se empleó una medida de *engagement* conductual compuesta por dos subescalas: aprendizaje activo y poner atención, cada una de ellas compuesta por cinco ítems. Los coeficientes de fiabilidad reportados en la investigación fueron $\alpha = 0,85$ y $\alpha = 0,77$, respectivamente.

De igual forma, Dotterer y Wehrspann (2015) llevaron a cabo una investigación con el fin de analizar el papel del *engagement* en los resultados que obtenían los estudiantes. Para medir el *engagement*, estos autores emplearon una escala con tres dimensiones: una que evaluaba los aspectos comportamentales, como poner atención (cuatro ítems, $\alpha = 0,76$); otra que evaluaba aspectos cognitivos (diez ítems, $\alpha = 0,80$), y una última que evaluaba aspectos afectivos (cinco ítems, $\alpha = 0,83$).



Por otra parte, King *et al.* (2015) llevaron a cabo una serie de estudios (transeccional, longitudinal y experimental) para demostrar el impacto que tiene el afecto positivo sobre el *engagement* y el descontento en la escuela. Para el estudio transeccional, estos autores emplearon dos medidas del *engagement*: conductual (cinco ítems) y emocional (cinco ítems). También analizaron el descontento emocional (cinco ítems) y conductual (cinco ítems); además, reportaron coeficientes de fiabilidad de las escalas entre 0,76 y 0,88. Complementariamente, en ese estudio experimental y empleando las mismas escalas de medida, los coeficientes de fiabilidad reportados fueron: *engagement* conductual ($\alpha = 0,77$) y *engagement* emocional ($\alpha = 0,73$). Los coeficientes de fiabilidad para el estudio longitudinal no fueron reportados por los autores.

El *engagement* académico también ha sido ampliamente estudiado en Estados Unidos y Canadá, a través del National Survey of Student Engagement (NSSE), una iniciativa liderada por Institute for Effective Educational Practice, desde el año 2004 (Kuh, 2009), mediante la cual se valora el *engagement* de los estudiantes. Como herramienta de

medida, el NSSE se compone de cuatro dimensiones: reto académico, aprendizaje con pares, experiencias con los miembros de la facultad (unidad académica) y entorno institucional. Los resultados obtenidos para la encuesta del 2016 indican que los coeficientes de fiabilidad entre estudiantes de primer año oscilan entre 0,76 y 0,89. En contraste, los coeficientes de fiabilidad para los estudiantes de cursos más avanzados oscilan entre 0,78 y 0,90 (NSSE, 2016).

Utretch Work Engagement Scale y Utretch Work Engagement Scale-S

Para medir el *engagement*, Schaufeli *et al.* (2002) desarrollaron un instrumento denominado *Utretch Work Engagement Scale* en las versiones para trabajadores (UWES) y estudiantes (UWES-S). La escala inicial incluyó 24 ítems, distribuidos en las siguientes dimensiones: *vigor* (nueve ítems), *dedicación* (ocho ítems) y *absorción* (siete ítems). Después de varios estudios y análisis psicométricos con diferentes muestras de empleados y estudiantes, siete ítems de la escala inicial fueron eliminados, quedando 17,

distribuidos de la siguiente forma: *vigor* (seis ítems), *dedicación* (cinco ítems) y *absorción* (seis ítems). Posteriores análisis psicométricos determinaron dos ítems débiles, por lo que en algunos estudios se ha utilizado la versión de 15 ítems (Demerouti, Bakker, deJonge, Janssen y Schaufeli, 2001; Schaufeli y Bakker, 2003).

Con el objetivo de contar con una cantidad mínima de ítems en cada dimensión que permitan medir el *engagement*, en una muestra de datos recopilados en 10 países, Schaufeli, Bakker y Salanova (2006) realizan una depuración de la escala, a través de un proceso iterativo, quedando el instrumento final formado por nueve ítems, tres en cada dimensión, obteniendo un Alfa de Cronbach entre 0,89 y 0,97, convirtiéndose en el instrumento más utilizado para el estudio del *engagement* en varios países del mundo.

Los resultados de los estudios realizados en varios países sobre el *engagement* no son coincidentes: todos los autores concluyen que el instrumento permite medir el *engagement*, pero la estructura factorial de este difiere entre los países analizados. Por ejemplo, en Puerto Rico, Argentina, Finlandia, España, Italia, Alemania y Noruega, se determinó que la estructura de tres factores es la que mejor se ajusta al modelo (Balducci, Fraccaroli y Schaufeli, 2010; Nerstad, Richardsen y Martinussen, 2010; Rodríguez-Montalbán, Martínez-Lugo y Sánchez-Cardona, 2014; Schaufeli *et al.*, 2002; Seppälä, Mauno, Feldt, Hakonen, Kinnunen, Tolvanen y Schaufeli, 2009; Spontón, Medrano, Maffei, Spontón y Castellano, 2012), aunque en algunos casos las tres dimensiones comparten altas correlaciones. En contraste con lo anterior, en Sudáfrica, Brasil, China y Japón, la estructura unifactorial resultó más adecuada (Chun-tat y Ng, 2012; Shimazu, Schaufeli, Kosugi, Suzuki, Nashiwa, Kato, Sakamoto, Irimajiri, Amano, Hirohata y Goto, 2008; Souza, Santos, Cerentini, Simon y Schaufeli, 2015; Storm y Rothmann, 2003).

La literatura sobre el *engagement* académico en que se ha empleado la *Utretch Work Engagement Scale Student* es limitada; no obstante, se encuentra que Schaufeli y Bakker (2003) reportan una estructura factorial de tres factores con los siguientes coeficientes de fiabilidad: *vigor* (0,73) *dedicación* (0,76) y *absorción* (0,70). Como ya se dijo, un estudio adelantado en Chile por Parra y Pérez (2010) mostró que la estructura de dos factores presentaba el mejor ajuste a los datos.

El cuestionario UWES-S ha sido escasamente empleado en el contexto latinoamericano y en particular en Ecuador, así como también son escasos los estudios publicados sobre el tema, empleando este instrumento de medida. Por otra parte, existen algunas preguntas sobre las dimensiones

del constructo de la UWES-S; por tal razón, se plantea el análisis de su estructura factorial con población de estudiantes en Ecuador.

Método

A continuación, se describe la manera como se llevó a cabo la investigación en términos de número y características de los participantes del estudio, el instrumento empleado para la recolección de la información y el procedimiento realizado en el marco de esta.

Participantes

En el estudio participaron voluntariamente 102 estudiantes de una institución de educación superior en Ecuador, que cursan sus carreras en las siguientes facultades: 48%, en Ciencias Empresariales; 21,6%, en Derecho; 19,6%, en Comunicación y marketing; 6,9%, en Turismo, y 3,9%, en Sistemas. Las edades de los participantes están comprendidas entre los 18 y los 60 años. En la muestra participaron 58 mujeres (56,9%) y 44 hombres (43,1%).

Instrumento

Para el estudio se empleó la escala de *engagement* UWES-S 9 (Schaufeli *et al.*, 2006), que ha sido usada previamente para medir el *engagement* académico (Coelho-Martinho y Conde-Pérez, 2013). A partir de la consistencia interna reportada por Schaufeli y Baker (2003), sobre las dos versiones del *engagement* académico (17 y 9 ítems), la escala de nueve ítems cuenta con mejor consistencia y mayor ajuste de los datos al modelo de tres factores, de allí que haya sido escogida para desarrollar el presente estudio.

La UWES-S 9 está constituida por nueve ítems que reflejan las tres dimensiones de *engagement*, cada una representada por tres ítems que se evalúan a través de una escala tipo Likert, que va desde nunca (0) hasta siempre (6). La fiabilidad de la UWES-S 9, medida a través del alfa para las dimensiones de vigor, dedicación y absorción, son de 0,73, 0,76 y 0,70, respectivamente, y 0,84 para la escala total (Schaufeli y Bakker, 2003). El cuestionario con los ítems correspondientes a cada dimensión se encuentra en el anexo 1.

Procedimiento

Para la aplicación del instrumento, se solicitó aprobación a las autoridades de la institución de educación superior y, en coordinación con el vicerrectorado académico de la Universidad, se procedió a establecer en función a los cronogramas de clases, las aulas y horas en las que

el investigador asistiría a cada salón para administrar el instrumento. El cuestionario se administró en físico el 5 de marzo del 2015, en forma individual; antes de su aplicación se informó a los estudiantes el motivo de la investigación. Todos los participantes firmaron el formato de consentimiento informado, previo al diligenciamiento del cuestionario, que tomó entre 10 y 15 minutos. Los datos fueron codificados y analizados en SPSS 21 y Lisrel 8.80.

Antes del análisis de datos perdidos y coincidentes, se realizó el estudio descriptivo y la prueba de distribución de los datos Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk¹.

Como se puede observar en la tabla 1, los resultados de la prueba de Kolmogorov, Smirno y Shapiro Wilk mostraron que los datos no tienen distribución normal; por lo tanto, se procedió a realizar el análisis factorial confirmatorio, mediante el modelo de ecuaciones estructurales, utilizando el método de estimación robusto (Satorra y Bentler, 2001). La bondad de ajuste del modelo se analizó aplicando el estadístico Chi-cuadrado de

Satorra Bentler (SB- χ^2), que toma los índices de ajuste corregidos y cuyos valores no significativos ($p \geq 0,05$) indican que el modelo propuesto se ajusta a los datos y los índices de bondad de ajuste-GFI (*Goodness of Fit Index*) y su índice corregido-AGFI (*Adjusted Goodness of fit Index*). También se calcularon los índices comparativos de ajuste, como el índice de ajuste normativo-NFI (*Normed Fit Index*), índice de ajuste no normativo NNFI (*Non-Normed Fit Index*) y el índice de ajuste relativo como el CFI (*Compartive Fit Index*) e índice de ajuste incremental IFI (*Incremental Fit Index*). En estos casos, los valores superiores a 0,90 indican un ajuste adecuado del modelo (Hu y Bentler, 1999). Por otro lado, se consideró el índice RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), que es una medida de discrepancia del modelo por grado de libertad que informa su parsimonia, donde el modelo presenta un ajuste bueno cuando alcanza un valor menor a 0,06, aceptable, entre 0,08 y 0,10, y malo, si es superior a 0,10 (Hu y Bentler, 1999).

Se procedió a examinar la validez convergente y discriminante del modelo con mayor ajuste, siguiendo las recomendaciones de Fornell y Larcker (1981), a través del cálculo de la varianza extraída. Finalmente, se calculó el coeficiente de fiabilidad alfa de Cronbach.

¹ Pruebas estadísticas que permiten evaluar la normalidad de un conjunto de datos. Calculado con SPSS21.

Tabla 1.
Pruebas de normalidad.

Ítem	Sexo	Kolmogorov-Smirnova ^a			Shapiro-Wilk		
		Estadístico	GL	SIG.	Estadístico	GL	SIG.
VI1	Femenino	0,286	58	0,000	0,809	58	0,000
	Masculino	0,354	44	0,000	0,805	44	0,000
VI2	Femenino	0,204	58	0,000	0,893	58	0,000
	Masculino	0,306	44	0,000	0,748	44	0,000
VI3	Femenino	0,163	58	0,000	0,916	58	0,001
	Masculino	0,244	44	0,000	0,839	44	0,000
DE2	Femenino	0,348	58	0,000	0,592	58	0,000
	Masculino	0,433	44	0,000	0,544	44	0,000
DE3	Femenino	0,254	58	0,000	0,815	58	0,000
	Masculino	0,261	44	0,000	0,806	44	0,000
DE4	Femenino	0,381	58	0,000	0,607	58	0,000
	Masculino	0,350	44	0,000	0,550	44	0,000
AB3	Femenino	0,236	58	0,000	0,876	58	0,000
	Masculino	0,208	44	0,000	0,841	44	0,000
AB4	Femenino	0,250	58	0,000	0,758	58	0,000
	Masculino	0,284	44	0,000	0,763	44	0,000
AB5	Femenino	0,293	58	0,000	0,811	58	0,000
	Masculino	0,293	44	0,000	0,810	44	0,000

Nota. ^a Corrección de significación de Lilliefors.
Fuente: elaboración propia.

Resultados

En la tabla 2 se presentan las correlaciones de las puntuaciones directas de los ítems que muestran la existencia de una correlación significativa entre ellas para el modelo de medida. Esto da un indicio de que el modelo ha sido especificado adecuadamente, pero para asegurarlo se procede a realizar el análisis de fiabilidad y validez convergente y discriminante.

Posteriormente, se calcularon las medias y desviaciones estándar de las subescalas de *engagement* académico y de la escala total, al igual que la fiabilidad calculada a través del indicador alfa de Cronbach (tabla 3).

Para cumplir con el objetivo de la investigación, se realizó una depuración de las subescalas y se evaluó su estructura factorial, tal como lo recomiendan Anderson y Gerbing (1988), contrastando tres modelos distintos a través del análisis factorial confirmatorio (AFC), usando el método de estimación robusto (Satorra y Bentler, 2001): un modelo de tres factores (M1), tal como lo han propuesto Schaufeli *et al.* (2002); un modelo de dos factores (M2), con base en los hallazgos obtenidos por Spontón *et al.* (2012), con una muestra procedente de Argentina, y un modelo unifactorial

(M1), basado en los hallazgos de Chun-tat y Ng (2012), Shimazu *et al.* (2008), Souza *et al.* (2015) y Storm y Rothmann (2003), con muestras procedentes de Sudáfrica, Brasil, China y Japón. En la tabla 4, se presentan los indicadores de ajuste para los modelos puestos a prueba.

Luego de realizar el AFC con ecuaciones estructurales y el método de estimación robusto, se observa que los modelos de dos y tres factores son los que presentan un mejor ajuste a los datos. Los índices comparativos de ajuste NFI, NNFI, IFI y CFI de los tres modelos obtuvieron valores superiores a 0,90, presentando un buen ajuste y cumpliendo con el criterio propuesto. En el caso del RMSEA, los modelos de dos y tres presentan un ajuste razonable (Hu y Bentler, 1999).

Para probar la diferencia entre los modelos, se toman los indicadores de diferencia de chi-cuadrado y *Akaike Information Criterion* (AIC). De esta manera, se pretende saber a través del AIC si existe diferencia significativa entre los modelos y determinar cuál es el que mejor ajuste tiene, independientemente del número de los parámetros, tal como lo recomiendan Jöreskog y Sörbom (1996). El mejor modelo es aquel que tenga un valor de AIC más bajo y, por lo tanto, el que posee un mejor ajuste. Bajo estos parámetros, como se puede observar en la tabla 4, el M2 posee ligeramente

Tabla 2.
Correlaciones de los ítems.

	VI1	VI2	VI3	DE2	DE3	DE4	AB3	AB4	AB5
VI1	1 (0,00)	0,646** (0,00)	0,611** (0,00)	0,485** (0,00)	0,598** (0,00)	0,412** (0,00)	0,547** (0,00)	0,457** (0,00)	0,586** (0,00)
VI2	0,646** (0,00)	1 (0,00)	0,638** (0,00)	0,582** (0,00)	0,677** (0,00)	0,424** (0,00)	0,560** (0,00)	0,495** (0,00)	0,626** (0,00)
VI3	0,611** (0,00)	0,638** (0,00)	1 (0,00)	0,353** (0,00)	0,492** (0,00)	0,407** (0,00)	0,615** (0,00)	0,494** (0,00)	0,458** (0,00)
DE2	0,485** (0,00)	0,582** (0,00)	0,353** (0,00)	1 (0,00)	0,646** (0,00)	0,667** (0,00)	0,428** (0,00)	0,464** (0,00)	0,542** (0,00)
DE3	0,598** (0,00)	0,677** (0,00)	0,492** (0,00)	0,646** (0,00)	1 (0,00)	0,572** (0,00)	0,636** (0,00)	0,67** (0,00)	0,636** (0,00)
DE4	0,412** (0,00)	0,424** (0,00)	0,407** (0,00)	0,667** (0,00)	0,572** (0,00)	1 (0,00)	0,384** (0,00)	0,647** (0,00)	0,503** (0,00)
AB3	0,547** (0,00)	0,560** (0,00)	0,615** (0,00)	0,428** (0,00)	0,636** (0,00)	0,384** (0,00)	1 (0,00)	0,378** (0,00)	0,516** (0,00)
AB4	0,457** (0,00)	0,495** (0,00)	0,494** (0,00)	0,464** (0,00)	0,567** (0,00)	0,647** (0,00)	0,378** (0,00)	1 (0,00)	0,595** (0,00)
AB5	0,586** (0,00)	0,626** (0,00)	0,458** (0,00)	0,542** (0,00)	0,636** (0,00)	0,503** (0,00)	0,516** (0,00)	0,595** (0,00)	1 (0,00)

Nota. (p-value) ** La correlación es significativa en el nivel 0,01 (2 colas).

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3.
Medias, desviaciones estándar y Alfa de Cronbach.

Dimensión	M	DE	α
Vigor	4,45	1,43	0,84
Dedicación	5,33	1,03	0,87
Absorción	4,82	1,16	0,85
Engagement	4,87	1,20	0,91

Nota. Todas las correlaciones son significativas $p < 0,01$; M = media; DE = desviación estándar; α = alfa de Cronbach.

Fuente: elaboración propia.

un mejor ajuste en comparación con M1 y M3. Por eso, se concluye que, en la UWES-s, la muestra de estudio se ajusta mejor a una estructura de dos factores.

Tabla 4.
Índices de ajuste de los modelos contrastados.

Modelo	M1**	M2**	M3**	DIF. M1-M2	DIF. M2-M3
SB-X2	62,19	53,42	50,6		
GL	27	26	24		
X2/GL	2,30	2,05	2,11		
P. Value	0	0	0		
CFI	0,97	0,97	0,98		
RMSEA	0,11	0,10	0,10		
NFI	0,94	0,95	0,95		
NNFI	0,96	0,96	0,96		
IFI	0,97	0,97	0,98		
AIC	98,19	91,42	92,60		
CAIC	163,4	160,29	168,73		
ΔX^2				8,77	2,82
ΔAIC				6,77	(1,18)
ΔGL				1	2
P-value para el chi-cuadrado				.00	0.24
GFI	0,82	0,84	0,85		
AGFI	0,7	0,72	0,72		

Nota. * $p < 0,01$; M1 = unifactorial; M2 = dos factores (vigor-absorción y dedicación); M3 = tres factores (vigor, dedicación y absorción); GL = grados de libertad; CFI = *Comparative Fit Index*; RMSEA = *Root Mean Square Error of Approximation*; NFI = *Normed Fit Index*; NNFI = *Nonnormed Fit Index*; IFI = *Incremental Fit Index*; AIC = *Akaike Information Criterion*; CAIC = *Consistent Akaike Information Criterion*; GFI = *Goodness of Fit Index* AGFI = *Adjusted Goodness of Fit Index*.
Fuente: elaboración propia.

Validez convergente

Existe validez convergente cuando un conjunto de ítems determinado converge para medir un mismo concepto (Hair, Black, Babin y Anderson, 2014). De acuerdo con Anderson y Gerbing (1998) y Hair *et al.* (2014), las cargas factoriales deben ser superiores a 0,60 y el valor crítico de t , a 1,96 para $p < 0,05$. Con base en los resultados obtenidos para el modelo de dos factores (M2), existe validez convergente en cada constructo latente (vigor-absorción y dedicación). Todos los ítems incorporados tienen cargas factoriales (λ) superiores a 0,60, donde la carga más baja es AB4 ($\lambda = 0,65$) y la más alta es DE3 ($\lambda = 0,91$), tal como se ilustra en la tabla 5.

Validez discriminante

La validez discriminante implica que cada escala de medición representa una dimensión por separado y que ningún

Tabla 5.
Cargas factoriales λ , valores T, fiabilidad compuesta (fc) y varianza media extraída (AVE).

Subescalas	Ítem	λ	T	FC	AVE
Vigor-absorción	VI1	0,76	8,78	0,88	0,55
	VI2	0,82	9,76		
	VI3	0,70	7,79		
	AB3	0,73	8,24		
	AB4	0,65	7,15		
Dedicación	DE2	0,76	8,7	0,83	0,63
	DE3	0,91	11,3		
	DE4	0,69	7,61		

Nota. VI = vigor; DE = dedicación; AB = absorción.
Fuente: elaboración propia.

ítem contribuye significativamente a más de una dimensión. Uno de los criterios que se plantean para medir la validez discriminante es el test de la varianza extraída. A continuación, se presentan en las tablas 6 y 7 los resultados de la validez discriminante para los modelos de dos y tres factores, respectivamente. Como se puede observar en el modelo de 2 factores (tabla 6), ninguna de las correlaciones al cuadrado de las dimensiones supera su varianza extraída.

Tabla 6
Validez discriminante, modelo de dos factores.

Varianza extraída vs. Correlación al cuadrado	Vigor-absorción		Dedicación	
		0,55		0,63
Vigor-absorción	0,55	1	0,55	
Dedicación	0,63	0,55	1	

Fuente: elaboración propia.

En el modelo de tres factores, en contraste, las correlaciones al cuadrado de las dimensiones *absorción con vigor* y *absorción con dedicación* superan la varianza extraída de absorción, mostrando que colapsan en un mismo factor y, por lo tanto, no cumple el criterio de validez discriminante (tabla 7).

Tabla 7.
Validez discriminante, modelo de tres factores.

Varianza extraída vs. correlación al cuadrado	Vigor		Absorción		Dedicación	
		0,62		0,55		0,63
Vigor	0,62	1	0,42		0,58	
Dedicación	0,63	0,42	1		0,57	
Absorción	0,52	0,58	0,57	1		

Fuente: elaboración propia.

Por lo descrito, el modelo de mejor ajuste a los datos es el de dos factores y, en consecuencia, se procede a calcular la fiabilidad compuesta para las dimensiones identificadas en dicho modelo.

Fiabilidad

La fiabilidad de las puntuaciones mide la consistencia interna de todos los ítems, en relación con el constructo, y se valora mediante el coeficiente de fiabilidad compuesta (F_C). El valor debe ser superior a 0,70, por lo que un valor inferior a 0,60 indicaría una falta de fiabilidad (Hair *et al.*, 2014). En este caso, la carga de indicadores y la fiabilidad compuesta fueron altas en todas las subescalas, así: vigor-absorción (0,88) y dedicación (0,83), tal como se puede observar en la tabla 4.

Análisis de resultados

El *engagement* de los estudiantes ha sido abordado desde diferentes teorías o perspectivas: la teoría de implicación del estudiante defendida por Astin (1999) y la perspectiva de la pertenencia de Fredricks *et al.* (2004). El artículo de investigación que aquí se presenta estudia el *engagement* académico desde la perspectiva de la pertenencia, en tanto aborda el *engagement* como un estado afectivo positivo, tal como lo conciben Schaufeli *et al.* (2002), mediante el instrumento UWES s-9.

Mientras Schaufeli y Bakker (2003) señalan que la UWES-s 9 presenta el mejor ajuste a los datos con una estructura de tres factores, los resultados obtenidos en la presente investigación muestran que el modelo de mejor ajuste se comporta de manera similar a lo evidenciado por Parra y Pérez (2010), quienes también obtuvieron una estructura de dos factores que denominaron *predisposición a estudiar* (alfa de Cronbach = 0,87) y *satisfacción con los estudios* (alfa de Cronbach = 0,87), con una muestra poblacional procedente de Chile. Adicionalmente, en la presente investigación, los coeficientes de fiabilidad se comportaron de manera similar a los resultados obtenidos por Parra y Pérez (2010), y se encuentran dentro de los valores considerados como apropiados, según Hair *et al.* (2014): vigor-absorción (alfa de Cronbach = 0,88) y dedicación (alfa de Cronbach = 0,83).

Pese a que la estructura factorial del instrumento de medida usado en la presente investigación no coincide con lo reportado por Schaufeli *et al.* (2006), es importante señalar que previamente Schaufeli *et al.* (2002) advirtieron que existe una alta correlación entre los factores *vigor* y *absorción* del *engagement* académico, lo que podría tener un efecto en la composición factorial del constructo. La evidencia obtenida por Schaufeli *et al.* (2002), que se replica

en la presente investigación, podría ser explicada a partir de las definiciones conceptuales y operacionales de los factores que componen el *engagement*. Dado que el vigor se entiende como la resistencia mental y la absorción implica un alto grado de concentración (Schaufeli *et al.*, 2002), con muestras procedentes de países latinoamericanos como Ecuador, es posible que se dé una fusión entre estos factores. Probablemente, existen diferencias culturales en la medición del constructo, tal como lo advierten Reschly y Christenson (2012) y nacionales (De Vires *et al.*, 2011), que llevan a la obtención de estos resultados.

Conclusiones

Los resultados obtenidos en la presente investigación llevan a conclusiones en varios sentidos. En relación con la estructura factorial que mejor se adapta a la escala UWES-s 9, el análisis factorial confirmatorio con método de estimación robusta provee evidencia de la fiabilidad y validez de la escala de medida y sus subescalas, siendo el modelo de dos factores (vigor-absorción y dedicación) el que presenta mejor ajuste. Los modelos de tres y un factor mostraron índices de ajuste mejorables, de acuerdo con lo establecido en la literatura sobre análisis factorial confirmatorio.

El presente estudio se constituye en un aporte al conocimiento sobre el *engagement* académico, tema aún poco explorado en el contexto de Latinoamérica y, particularmente, Ecuador. Si bien la presente investigación constituye una primera aproximación al contexto ecuatoriano, tiene potencial para generar nuevos retos; por ejemplo, se podría abordar, en futuras investigaciones, el papel de las diferencias culturales en torno a la medición del constructo. De igual forma, se podrían adelantar estudios longitudinales, atendiendo a las recomendaciones de Reschly y Christenson (2012).

También se encuentran algunas limitaciones del estudio. Por ejemplo, la versión en español del instrumento fue aplicada sin que la redacción de los ítems fuese adaptada al contexto de Ecuador, lo que puede explicar que haya diferencia en la interpretación de cada pregunta por parte del participante al momento de contestar. Si bien una de las razones para no hacer la adaptación era que la presente investigación tendría un carácter de pilotaje, es recomendable reformular los ítems en términos del contexto, manteniendo el sentido original.

Además, la investigación se realizó utilizando una muestra limitada de participantes en una institución de educación superior privada del Ecuador, por lo que se requeriría la realización de nuevos estudios que incluyan un mayor número de estudiantes, empleando la misma escala de medida.

También se podrían adelantar estudios comparativos entre estudiantes de instituciones públicas y privadas, con el propósito de conocer si el comportamiento es similar o distinto, empleando, para ello, técnicas de análisis multigrupo.

Dado que este estudio es el primero que se documenta en Ecuador, se sugiere continuar estudiando el *engagement* desde diferentes perspectivas, como puede ser la teoría de la implicación del estudiante (Astin, 1999) y empleando diferentes escalas de medida. Esto permitiría obtener más información y ganar mayor comprensión sobre el fenómeno en Ecuador.

Los resultados de la presente investigación tienen implicaciones teóricas y prácticas. Con respecto a las implicaciones teóricas, es recomendable pensar en la generación de un marco teórico y conceptual que permita explicar el constructo del *engagement* en Latinoamérica. Al parecer, existen condiciones contextuales y estructurales que determinan su comprensión y medición. En cuanto a las implicaciones prácticas, los resultados obtenidos en el estudio pueden ser utilizados por el área de recursos humanos de la institución, con el objetivo de fortalecer su *engagement*.

Finalmente, las razones para el abandono pueden variar según el contexto institucional y nacional.

Referencias bibliográficas

- Anderson, J., & Gerbing, D. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. doi:10.1037/0033-2909.103.3.411.
- Astin, A. (1999). Student Involvement: A Developmental Theory for Higher Education. *Journal of College Student Development*, 40(5), 518-529.
- Balducci, C., Fraccaroli, F., & Schaufeli, W. (2010). Psychometric properties of the Italian version of the Utrecht work engagement scale (UWES-9): A cross-cultural analysis. *European Journal of Psychological Assessment*, 26(2), 143-149. doi:10.1027/1015-5759/a000020.
- Coelho-Martinho, R., & Conde-Pérez, J. (2013). Repercusión de la ansiedad sobre el engagement en estudiantes de enfermería. *Agora de Enfermería*, 17(3), 120-127.
- Chun-tat, T., & Ng, S. M. (2012). Measuring Engagement at work: Validation of the Chinese version of the Utrecht work engagement scale. *International Journal of Behavioral Medicine*, 19(3), 391-397. doi:10.1007/s12529-011-9173-6.
- De Vries, W., León, P., Romero, J. F., & Hernández, Ignacio. (2011). ¿Desertores o decepcionados? Distintas causas para abandonar los estudios universitarios. *Revista de la Educación Superior*, 40(160), 29-49. Recuperado el 22 de diciembre del 2016, de: http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0185-27602011000400002&lng=es&tlng=es.
- Demerouti, E., Bakker, A., deJonge, J., Janssen, P., & Schaufeli, W. (2001). Burnout and engagement at work as a function of demands and control. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 27(4), 279-286. doi:10.5271/sjweh.615.
- Dotterer, A. M., & Wehrspann, E. (2015). Parent involvement and academic outcomes among urban adolescents: examining the role of school engagement. *Educational Psychology*, 36(4), 812-830. doi:10.1080/01443410.2015.1099617.
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- Fredricks, J., Blumenfeld, P., & Paris, A. (2004). School Engagement: Potential of the Concept, State of the Evidence. [Research article]. *Review of Educational Research*, 74(1), 59-109. doi:10.3102/00346543074001059.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014). *Multivariate data analysis*. London: Pearson Education Limited.
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1996). *Lisrel 8: User's Reference Guide*. Chicago: Scientific Software International Inc.
- King, R., McInerney, D., Ganotice, F., & Villarosa, J. (2015). Positive affect catalyzes academic engagement: Cross-sectional, longitudinal, and experimental evidence. *Learning and Individual Differences*, 39, 64-72. doi:10.1016/j.lindif.2015.03.005.
- Korobova, N., & Starobin, S. (2015). A Comparative Study of Student Engagement, Satisfaction, and Academic Success among International and American Students. *Journal of International Studies*, 5(1), 72-85.
- Kuh, G. D. (2009). The National Survey of Student Engagement: Conceptual and empirical foundations. *New directions for institutional research*, 141, 5-20. doi:10.1002/ir.283.
- Nerstad, C., Richardsen, A., & Martinussen, M. (2010). Factorial validity of the Utrecht work engagement scale (UWES) across occupational groups in Norway. *Scandinavian Journal of Psychology*, 51, 326-333. doi:10.1111/j.1467-9450.2009.00770.x.
- [NSSE] National Survey of Student Engagement (2016). *Engagement Indicators Internal Consistency Statistics by Class Level*. Retrieved from http://nsse.indiana.edu/2016_institutional_report/pdf/EI%20Intercorrelations%202016.pdf.
- Oncu, S. (2015). Online Peer Evaluation for Assessing Perceived Academic Engagement in Higher Education. *Journal of Mathematics, Science & Technology Education*, 11(3), 535-549. doi:10.12973/eurasia.2015.1343a.
- Parra, P., & Pérez, C. (2010). Propiedades psicométricas de la escala de compromiso académico, UWES-s (versión abreviada), en estudiantes de psicología. *Revista Educación Ciencia y Salud*, 7(2), 128-133.
- Reschly, A. L., & Christenson, S. L. (2012). Jingle, Jangle, and Conceptual Haze: 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). Nueva York: Springer Science & Business Media.
- Rodríguez-Montalbán, R., Martínez-Lugo, M., & Sánchez-Cardona, I. (2014). Análisis de las propiedades psicométricas de la Utrecht work engagement scale en una muestra de trabajadores en Puerto Rico. *Universitas Psychologica*, 13(4), 1255-1266. doi:10.11144/Javeriana.UPS13-4.appu.

- Satorra, A., & Bentler, P. (2001). A scaled difference Chi-square test estadistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, *66*(4), 507-514.
- Schaufeli, W., & Bakker, A. (2003). *UWES Utrecht Work Engagement Scale*. Utrecht: Utrecht University.
- Schaufeli, W., Bakker, A., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire. A cross-national study. *Education and Psychological Measurement*, *66*(4), 701-716. doi:10.1177/0013164405282471.
- Schaufeli, W., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, *3*(1), 71-92. doi:10.1023/a:1015630930326.
- Seligman, M., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive Psychology: An introduction. *American Psychologist*, *55*(1), 5-14. doi:10.1037/0003-066X.55.1.5.
- Seppälä, P., Mauno, S., Feldt, T., Hakonen, J., Kinnunen, U., Tolvanen, A., & Schaufeli, W. (2009). The construct validity of the utrecht work engagement scale: Multisample and longitudinal evidence. *Journal of Happiness Studies*, *10*, 459-481. doi:10.1007/s10902-008-9100-y.
- Shimazu, A., Schaufeli, W., Kosugi, S., Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, A., Sakamoto, M., Irimajiri, H., Amano, S., Hirohata, K., & Goto, R. (2008). Work engagement in Japan: Validation of the Japanese Version of the Utrecht work engagement scale. *Applied Psychology: An International Review*, *57*(3), 510-523. doi:10.1111/j.1464-0597.2008.00333.x.
- Souza, A., Santos, E. d., Cerentini, J., Simon, C., & Schaufeli, W. (2015). Adaptation and Validation of the Brazilian Version of the Utrecht work engagement scale. *Psico-USF, Braganca Paulista*, *20*(2), 207-217. doi:10.1590/1413-82712015200202.
- Spontón, C., Medrano, L., Maffei, L., Spontón, M., & Castellano, E. (2012). Validación del cuestionario de engagement UWES a la población de trabajadores de Córdoba, Argentina. *Liberabit*, *18*(2), 147-154.
- Storm, K., & Rothmann, S. (2003). A psychometric analysis of the Utrecht work engagement scale in the South African Police Service. *SA Journal of Industrial Psychology/SA Tydskrif vir Bedryfsielkunde*, *29*(4), 62-70. doi:10.4102/sajip.v29i4.129.
- Wilson, D., Jones, D., Bocell, F., Crawford, J., Kim, M. J., Veilleux, N., Floyd-Smith, T., Bates, R., & Plett, M. (2015). Belonging and Academic Engagement Among Undergraduate STEM Students: A Multi-institutional Study. *Research in Higher Education*, *56*, 750-776. doi:10.1007/s11162-015-9367-x.

Anexo 1. Escala de *engagement* académico UWES-s 9.

VI1	Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía
VI2	Me siento fuerte y vigoroso cuando estoy estudiando o voy a las clases
VI3	Cuando me levanto por la mañana me apetece ir a clase o estudiar
DE2	Estoy entusiasmado con mi carrera
DE3	Mis estudios me inspiran cosas nuevas
DE4	Estoy orgulloso de hacer esta carrera
AB3	Soy feliz cuando estoy haciendo tareas relacionadas con mis estudios
AB4	Estoy inmerso en mis estudios
AB5	Me "dejo llevar" cuando realizo mis tareas como estudiante

Fuente: Schaufeli y Bakker (2003).



Nunca
0
Ninguna
vez

Casi Nunca
1
Pocas veces
al año

Algunas veces
2
Una vez al mes
o menos

Regularmente
3
Pocas veces
al mes

Bastante
4
Una vez
por semana

Casi siempre
5
Pocas veces
por semana

Siempre
6
Todos
los días

¿CÓMO SE ENSEÑA EN ESPAÑA?