

Análisis psicométrico y datos normativos de la UWES en adolescentes peruanos**Psychometric analysis and normative data of UWES in Peruvian adolescents****Análise psicométrica e dados normativos da UWES em adolescentes peruanos**Sergio Dominguez-Lara¹, ORCID 0000-0002-2083-4278Benigno Peceros-Pinto², ORCID 0000-0002-4865-3874Sharon Centeno-Leyva³, ORCID 0000-0001-6827-6749Sabina N. Valente⁴, ORCID 0000-0003-2314-3744Abílio A. Lourenço⁵, ORCID 0000-0001-6920-0412Alberto Quistgaard-Alvarez⁶, ORCID 0000-0002-1731-6787Mercedes Patricia Morales-Velasquez⁷, ORCID 0000-0002-3135-4464¹ Universidad de San Martín de Porres, Perú² Universidad de San Martín de Porres, Perú³ Innova Scientific, Perú⁴ Centro de Investigação em Educação e Psicologia - Universidade de Évora;

Centro de Investigação para a Valorização de Recursos Endógenos - Instituto

Politécnico de Portalegre, Portugal

⁵ Universidade do Minho, Portugal⁶ Universidad Privada San Juan Bautista, Perú⁷ Universidad Privada San Juan Bautista, Perú**Resumen**

El *engagement* académico es una característica relevante para predecir las trayectorias académicas exitosas y el rendimiento escolar; sin embargo, existe una carencia de instrumentos validados en Perú para su evaluación. Por ello, el objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la *Utrecht Work Engagement Scale – 9S* (UWES-9S) en adolescentes peruanos: estructura interna, invarianza de medición, asociación con la autoeficacia académica, confiabilidad y normas. Fueron evaluados 868 adolescentes escolares (51.728% mujeres; $M_{edad} = 14.263$; $DE_{edad} = 1.430$) procedentes de seis colegios de la Provincia Constitucional del Callao (costa central del Perú). Además de la UWES-9S se utilizó la Escala de Autoeficacia Percibida Específica para Situaciones Académicas como medida de autoeficacia. Los resultados indican que la UWES-9S es unidimensional e invariante entre hombres y mujeres, aunque se eliminaron tres ítems derivando en una nueva versión: UWES-6S. Asimismo, la asociación con la medida de autoeficacia académica fue moderada ($r > .50$) y se obtuvo normas para hombres y mujeres por separado. Los indicadores de confiabilidad fueron satisfactorios tanto para las puntuaciones (coeficiente alfa y correlación inter-ítem promedio) como para el constructo (coeficiente omega $> .80$). Se concluye que la UWES-6S cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para su aplicación en adolescentes peruanos.

Palabras clave: engagement académico; adolescentes; validez; confiabilidad; normas



Abstract

Academic engagement is a relevant characteristic to predict successful academic trajectories and school performance; however, there is a lack of validated instruments in Peru for its evaluation. Therefore, the objective of this study was to analyze the psychometric properties of the Utrecht Work Engagement Scale – 9S (UWES-9S) in Peruvian adolescents: internal structure, measurement invariance, association with academic self-efficacy, reliability, and norms. A total of 868 school adolescents (51.728% women; $M_{age} = 14.263$; $SD_{age} = 1.430$) from six schools in the Constitutional Province of Callao (central coast of Peru) were evaluated. In addition to the UWES-9S, the Specific Perceived Self-Efficacy Scale for Academic Situations was used as a measure of self-efficacy. The results show that the UWES-9S is unidimensional and invariant between men and women, although three items were eliminated, resulting in a new version: UWES-6S. Likewise, the association with academic self-efficacy was moderate ($r > .50$) and norms were obtained for men and women separately. In addition, the reliability indices were satisfactory for both the scores (alpha coefficient and average inter-item correlation) and the construct (omega coefficient $> .80$). It is concluded that the UWES-6S has adequate psychometric properties for its application in Peruvian adolescents.

Keywords: academic engagement; adolescents; validity; reliability; test norms

Resumo

O *engagement* acadêmico é uma característica relevante para prever trajetórias acadêmicas bem-sucedidas e o desempenho escolar, no entanto, faltam instrumentos validados no Peru para a sua avaliação. Portanto, o objetivo deste estudo foi analisar as propriedades psicométricas da *Utrecht Work Engagement Scale – 9S* (UWES-9S) em adolescentes peruanos: estrutura interna, invariância de medidas, associação com a autoeficácia acadêmica, confiabilidade e normas. Foram avaliados 868 adolescentes escolares (51.728% mulheres; $M_{idade} = 14.263$; $DP_{idade} = 1.430$) de seis colégios da Província Constitucional de Callao (costa central do Peru). Além da UWES-9S, foi utilizada a Escala de Autoeficácia Percebida Específica para Situações Acadêmicas como medida de autoeficácia. Os resultados mostram que a UWES-9S é unidimensional e invariável entre homens e mulheres, embora três itens tenham sido eliminados, resultando numa nova versão: UWES-6S. A associação com a autoeficácia acadêmica foi moderada ($r > 0,50$) e as normas foram obtidas para homens e mulheres separadamente. Além disso, os índices de confiabilidade foram satisfatórios tanto para as pontuações (coeficiente alfa e correlação média entre itens) quanto para o constructo (coeficiente ómega $> .80$). Conclui-se que a UWES-6S possui propriedades psicométricas adequadas para sua aplicação em adolescentes peruanos.

Palavras-chave: engagement acadêmico; adolescentes; validação; confiabilidade; normas

Recibido: 20/05/2022

Aceptado: 08/10/2022

Correspondencia: Sergio Dominguez-Lara. Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres. E-mail: sdominguezmpcs@gmail.com

Los cambios en el ámbito educativo debido a la pandemia por la COVID-19 afectaron a millones de estudiantes de todos los niveles de enseñanza a nivel mundial (Moreta-Herrera et al., 2022) y representaron un reto sin precedentes para el sistema educativo

(Tarabini, 2020) debido al cambio abrupto en su planificación habitual de ingreso, desarrollo y culminación de los procesos de enseñanza a un sistema a distancia. Esto significó la reducción del tiempo de clases, menores contenidos de aprendizaje y aprovechamiento educativo desigual por el impacto de la crisis económica en los hogares de los estudiantes (Save the Children, 2020). Además, existieron limitantes en cuanto a la capacidad de las familias para acompañar la enseñanza a distancia debido a la labor de los padres y la falta de familiaridad de los cuidadores con el nuevo sistema planteado, así como de la efectividad de un entorno virtual que favorezca el aprendizaje de los estudiantes (Failache et al., 2020). Se hicieron más evidentes las desigualdades en función del nivel socioeconómico, gestión de la institución educativa, lugar de residencia, región y/o localidad (Cabrera et al., 2020) reduciendo las posibilidades de acceso a recursos tecnológicos y conectividad (Valente, 2020), lo que podría incrementar las tasas de abandono escolar (Lopera-Zuluaga, 2020).

Al comienzo de la pandemia al menos la tercera parte de los estudiantes a nivel mundial no tuvo acceso a la educación a distancia, abandonando sus estudios (Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia [UNICEF], 2020), y actualmente se estima que los costos son altos en relación con pérdida de aprendizaje, salud e incremento del abandono escolar. Así, 258 millones de niños quedaron fuera de la escuela durante el cierre (Organización de las Naciones Unidas para la Educación y la Cultura [UNESCO], 2020), mientras que dos millones de niñas y 5.7 millones de niños de primaria y secundaria se encuentran en riesgo de deserción escolar (UNESCO, 2022).

Antes de la pandemia, las cifras de fracaso escolar (no asistir a la escuela, abandonar los estudios, o no lograr los objetivos educativos) en Perú no eran alentadoras (28.5 % en la costa; 32 % en la sierra; 41 % en la selva; Latorre, 2018), y recientemente la situación de abandono escolar en el Perú (Ministerio de Educación del Perú [MINEDU], 2020) en el nivel primaria se incrementó del 1.3 % al 3.5 % (128000 alumnos), en secundaria del 3.5 % al 4 % (102000 estudiantes), y 337870 estudiantes se trasladaron de escuelas privadas a públicas. Por otro lado, para finales del 2021, alrededor de 83000 alumnos abandonaron la escuela, y aproximadamente 301000 estudiantes no accedieron a la educación a distancia (Defensoría del Pueblo, 2021). Por lo expuesto, el abandono escolar no resulta un acto repentino, sino una etapa final de un proceso acumulativo de pérdida de interés y compromiso por los estudios, así como detonantes externos (Lara et al., 2018).

De esta forma varios investigadores coinciden en que el *engagement* académico (EA) es un concepto clave para comprender y prevenir el abandono escolar, así como un predictor significativo de las variables que intervienen en el éxito de las trayectorias educativas (Saracostti et al., 2019), incluyendo el rendimiento académico y asistencia a clases (Miranda-Zapata et al., 2018).

El EA es el grado en el que los estudiantes se encuentran involucrados en su aprendizaje (Chase et al., 2014; Usán-Supervía et al., 2018) y motivados para participar activamente de sus actividades y logros académicos (Tomás et al., 2016); además de considerarse una variable influyente en el avance de las competencias del estudiante y un predictor importante de los resultados académicos debido a su asociación con otras variables personales que también inciden sobre el ámbito escolar (Siu et al., 2014; Sulea et al., 2015). De este modo, algunos autores lo conceptualizan de forma multidimensional, sea en función de componentes conductuales (p. ej., la participación en clase, asistencia, realización de las tareas escolares), y componentes asociados al compromiso afectivo-emocional y cognitivo como el sentido de pertenencia, voluntad, esfuerzo, entusiasmo, uso de estrategias, determinación y autorregulación (Fredricks et al., 2016), así como en torno a tres dimensiones como la *dedicación*, que se refiere al entusiasmo y alegría frente

a los desafíos académicos, el *vigor* vinculado con altos niveles de energía, y la *absorción* o el grado de concentración o inmersión en las actividades (Schaufeli & Salanova, 2007).

El EA se asocia con diversas variables, entre las que destaca la autoeficacia académica (AA), la cual es definida como las creencias de los estudiantes sobre sus habilidades para aprender (Khan, 2013) y es considerada como el motor del EA (Salanova et al., 2005) y una variable importante en la adolescencia (Nunes & Faro, 2021). La AA es un factor clave para el desarrollo del EA porque el éxito en actividades anteriores incrementará las creencias positivas sobre la posibilidad de tener un buen rendimiento académico y, en consecuencia, aumentará el compromiso hacia la actividad (Medrano et al., 2015). En el ámbito de la educación básica existe evidencia de asociación directa entre el EA y la AA (Olivier et al., 2019; Sağkal & Sönmez 2021; Usán-Supervía et al., 2018), por lo que el alumno que se siente capaz de resolver problemas y comprender conceptos tiene más oportunidades de involucrarse en las actividades didácticas, sean presenciales o no presenciales, dado que sentirá que cuenta con las herramientas necesarias para ello.

En cuanto a la medición del EA en escolares peruanos, si bien existe una escala desarrollada para Iberoamérica y con propiedades psicométricas aceptables (Lara et al., 2021), el enfoque presencial de los ítems no sería apropiado para su uso en situación de pandemia en donde la educación no fue presencial. Por ejemplo, para compromiso afectivo, el cual está enfocado en cómo se siente el estudiante en el colegio, algunos ítems se enfocan en situaciones concretas en la escuela (p. ej., “Para mí es muy importante lo que hacemos en el colegio” o “Puedo ser yo mismo(a) en este colegio”) así como el compromiso conductual, que trata del comportamiento y disciplina en salón de clases (p. ej., “Salgo sin pedir permiso del salón” o “Me porto bien en clases”), mientras que el compromiso cognitivo sería apropiado porque se enfoca en la motivación del estudiante (p. ej., “Cuando estoy haciendo alguna actividad, me preocupo de entender todo lo posible” o “Cuando estudio, anoto palabras nuevas, dudas o ideas importantes”). En ese sentido, adaptar la escala a un sistema no presencial implicaría modificarla completamente e incluso eliminar ítems que no son apropiados.

Por ello, se seleccionó el *Utrecht Work Engagement Scale – Student* (UWES-9S; Schaufeli et al., 2006), que enfoca en el agrado por la actividad de estudio, independientemente del espacio físico o de la modalidad. Además, la teoría de base se encuentra articulada a una amplia cantidad de investigaciones y tiene respaldo empírico en diferentes contextos, lo que permite conocer aquellas dificultades en torno al rendimiento del estudiante, así como el abandono escolar (Salanova et al., 2005). Por último, es breve (9 ítems), lo que permite un manejo óptimo del tiempo considerando el horario escolar de los colegios. Sin embargo, pese a la evidencia psicométrica en estudiantes universitarios, los estudios psicométricos en alumnos de educación básica son escasos. Específicamente, cuenta con dos estudios en España (García-Ros et al., 2018; Serrano et al., 2019) y uno en Finlandia (Salmela-Aro & Upadyaya, 2012) los cuales indican la presencia de un solo factor, además de ser invariantes según el sexo.

El presente estudio

Existe poca atención al análisis de las propiedades psicométricas del UWES-9S en escolares, especialmente en países latinoamericanos hispanohablantes, si bien es ampliamente estudiado en universitarios de esos países. Por ese motivo, el objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la UWES-9S en adolescentes peruanos y de ese modo cubrir esa laguna en el conocimiento, ya que si bien se menciona que existe evidencia de que la UWES-S es unidimensional e invariante entre hombres y mujeres (García-Ros et al., 2018; Serrano et al., 2019), hasta donde conocen

los autores, no existen estudios publicados sobre sus bondades psicométricas o datos normativos (baremos) en adolescentes peruanos.

Este estudio es importante porque una herramienta que evalúe el EA con evidencias de validez y confiabilidad permitirá valorar de forma precisa la eficacia de las intervenciones en esta variable (Leyton et al., 2021), considerando su relevancia en la vida académica del estudiante. Además, es importante un estudio de invarianza, ya que las mujeres presentan mejor rendimiento en lectura que los hombres, pero un 62 % más de probabilidades de tener un rendimiento deficiente en ciencia y matemáticas (Muelle, 2018), por lo que es probable que influya que la brecha con relación al sexo en contra de las mujeres sobre el acceso y culminación de los estudios (Fuentes & Sánchez, 2010), lo que podría dar cuenta de un escenario desfavorable para las mujeres y, en consecuencia, de un sesgo en la evaluación.

Por otro lado, también resulta útil que la escala estudiada sea breve, dado que eso permitirá optimizar el tiempo de evaluación al no cansar al respondiente y lograr respuestas más confiables y podría insertarse fácilmente en protocolos de evaluación de estudios más amplios a fin de incluir el EA en modelos explicativos del rendimiento académico (p. ej., Miranda-Zapata et al., 2018).

Método

Diseño

Se trata de un estudio instrumental (Ato et al., 2013), que estudia las propiedades psicométricas de la UWES-9S en adolescentes peruanos.

Participantes

Participaron 868 adolescentes escolares (51.7 % mujeres) de seis colegios privados de gestión conjunta (Estado e Iglesia) de la Provincia Constitucional del Callao (costa central del Perú), con edades comprendidas entre 12 y 17 años ($M_{edad} = 14.26$; $DE_{edad} = 1.43$), en su mayoría de nivel socioeconómico medio-bajo.

Instrumentos

Utrecht Work Engagement Scale – Student (UWES-9S; Schaufeli et al., 2006). La UWES-9S evalúa originalmente las tres dimensiones del EA (dedicación, vigor y absorción) mediante 9 ítems (3 ítems por factor) en un escalamiento Likert que va desde 0 (*nunca*) hasta 6 (*siempre*). El contenido de los ítems de la versión validada en Perú (Dominguez-Lara et al., 2021; Dominguez-Lara et al., 2020) se adaptó a un contexto de educación básica.

Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA; Palenzuela, 1983). La versión adaptada a adolescentes peruanos (Navarro-Loli & Dominguez-Lara, 2019) evalúa de manera unidimensionalmente la AA con siete ítems con cuatro opciones que van desde 1 (*nunca*) hasta 4 (*siempre*). Con los datos de este estudio se hallaron coeficientes de confiabilidad de magnitud aceptable ($\alpha = .89$).

Procedimiento de recolección de información

Luego de la aprobación del proyecto investigación se contactó a diversas instituciones educativas. Inicialmente se informó a los padres de familia los objetivos de la investigación y se solicitó mediante un consentimiento informado la autorización para evaluar a sus hijos. La administración de las encuestas a los adolescentes se realizó durante el horario de clase, y solo fueron evaluados quienes aceptaron participar luego de la explicación de los objetivos del estudio realizada en un lenguaje más comprensible.

Tanto el consentimiento informado para padres como la administración de los autoinformes se realizó mediante un enlace de Google Forms.

De forma preliminar a la administración de los instrumentos, se realizó algunos ajustes a los ítems a fin de hacerlos compatibles con el grupo etario evaluado siguiendo las recomendaciones de estudios preliminares (p. ej., García-Ros et al., 2018), los cuales se pueden apreciar a continuación (Tabla 1), y esa versión fue evaluada por un pequeño grupo de estudiantes ($n = 20$; 50 % mujeres) para verificar si el contenido era comprensible, y ninguno de los participantes manifestó dificultades en la comprensión de los ítems o en el formato de respuesta del UWES-9S.

Tabla 1

Ajuste de los ítems del UWES-9S al contexto escolar

Versión para universitarios	Versión para escolares
1. Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía	1. Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno/a de energía
2. Me siento fuerte y vigoroso cuando estoy estudiando o voy a las clases	2. Me siento fuerte y vigoroso/a cuando estoy estudiando o cuando estoy en clase
3. Estoy entusiasmado con mi carrera	3. Estoy entusiasmado/a con mis estudios
4. Mis estudios me inspiran cosas nuevas	4. Mis estudios me inspiran cosas nuevas
5. Cuando me levanto por la mañana me apetece ir a clase a estudiar	5. Cuando me levanto por la mañana me apetece ir a clase a estudiar
6. Soy feliz cuando estoy haciendo tareas relacionadas con mis estudios	6. Soy feliz cuando estoy haciendo las tareas
7. Estoy orgulloso de hacer esta carrera	7. Estoy orgulloso/a de estudiar
8. Estoy inmerso en mis estudios	8. Estoy muy concentrado/a en mis estudios
9. Me “dejo llevar” cuando realizo mis tareas como estudiante	9. Me “dejo llevar” cuando realizo mis tareas

Consideraciones éticas

Este reporte se enmarca en un proyecto de investigación de mayor envergadura aprobado por el Comité de Ética Institucional de la Universidad Privada San Juan Bautista (Registro N°063-2021-CIEI-UPSJB), y se condujo bajo la declaración de Helsinki y del código de ética del Colegio de Psicólogos del Perú (2017).

Análisis de datos

De forma preliminar a los análisis principales, se evaluó la normalidad univariada mediante la magnitud de la asimetría ($g_1 < 3$; Kline, 2016) y curtosis ($g_2 < 10$; Kline, 2016) de cada ítem, y de forma complementaria la normalidad multivariada con el coeficiente G_2 de Mardia (< 70). Los puntos de corte establecidos para lograr una aproximación a la normalidad son de carácter conservador (Kline, 2016) debido a que se basaron en poblaciones procedentes de estudios en salud mental y abuso de sustancias, donde la desviación de la normalidad estadística fue severa (Curran et al., 1996). De este modo, en el contexto del análisis de ítems, una distribución asimétrica reafirmaría el uso de matrices policóricas (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2019).

En la primera etapa del análisis de las evidencias de validez con relación a la estructura interna, se evaluó dos modelos de medición del UWES-9S en hombres y mujeres por separado, el original de tres factores (Schaufeli et al., 2006) y un modelo unidimensional teniendo como referencia otros estudios publicados en Perú (Dominguez-Lara et al., 2021; Dominguez-Lara et al., 2020) y con adolescentes españoles (García-Ros et al., 2018; Serrano et al., 2019). Se implementó el método de estimación por Mínimos

Cuadrados Ponderados por Media y Varianza Ajustada (WLSMV) debido a que es un método apropiado para ítems ordinales como los de la UWES-S (Ledesma et al., 2021; Verdam et al., 2016), además de que permiten una estimación más precisa de las cargas factoriales en comparación con otros métodos basados en máxima verosimilitud (Li, 2016a, 2016b); y con base en la matriz de correlaciones policóricas inter-ítem. En cuanto a la fortaleza psicométrica de los modelos, se consideró tres criterios: los índices de ajuste por medio de la magnitud del CFI ($> .90$), del límite superior del intervalo de confianza del RMSEA ($< .10$), y del WRMR (< 1), así como la magnitud de las cargas factoriales ($> .50$) y la correlación entre factores donde valores por encima de $.90$ sugieren multicolinealidad (Brown, 2015).

La segunda etapa consistió en un análisis de invarianza de medición según sexo bajo un enfoque de análisis factorial multigrupo con el mejor modelo entre los dos propuestos (tres factores y unifactorial). Concretamente, se analizó la invarianza de la estructura general (configural), de las cargas factoriales (métrica), de los interceptos o *thresholds* (fuerte), y de los residuales (estricta). Se determinó un grado aceptable de invarianza dependiendo de la variación del CFI y RMSEA ($\Delta\text{CFI} > -.01$; $\Delta\text{RMSEA} \leq .015$) de una etapa a otra (Chen, 2007).

Finalmente, se dividió a la mitad la muestra total combinada (hombres y mujeres) para evaluar el modelo unidimensional y depurar la escala. Con el primer grupo (M1) se analizó el modelo unidimensional, complementado con la implementación progresiva de las correlaciones entre residuales asociadas al índice de modificación con mayor magnitud con el objetivo de detectar aquellos ítems problemáticos para mejorar la calidad métrica de la escala (Navarro-Loli & Dominguez-Lara, 2019; Pérez-Fuentes et al., 2020) y lograr una versión que no dependa de la correlación entre residuales para obtener índices de ajuste o magnitudes de confiabilidad del constructo elevadas de forma artificial (Dominguez-Lara, 2019). Con el segundo grupo (M2) se analizó y consolidó la versión resultante en M1. Los criterios de valoración fueron similares que la primera etapa.

Los análisis factoriales se ejecutaron con el *software Mplus* versión 7.0 (Muthén & Muthén, 1998-2015).

En cuanto a las evidencias de validez por su relación con otras variables, se correlacionó la puntuación del UWES con una medida de autoeficacia académica. Se usó como criterio de valoración la magnitud del coeficiente de correlación, donde un valor entre $.20$ y $.50$ se considera bajo, entre $.50$ y $.80$, moderado, y mayor que $.80$, alto.

Luego de ello se analizó la confiabilidad de las puntuaciones (coeficiente alfa) y del constructo (coeficiente omega). En cuanto a la confiabilidad de las puntuaciones, de forma preliminar a la estimación del coeficiente alfa, se evaluó la tau-equivalencia (igualdad estadística de las cargas factoriales) al interior de la escala, y su contraste con el modelo congénico (modelo unidimensional sin restricciones) que se realizó usando los criterios de variación de índices de ajuste expuestos anteriormente. Entonces, con respecto a su magnitud, se esperó como mínimo $.70$. Asimismo, se consideró la correlación inter-ítem promedio ($r_{ij} > .40$) como criterio adicional de confiabilidad de las puntuaciones debido a que, a diferencia del coeficiente alfa, su magnitud no es dependiente del número de ítems (Clark & Watson, 1995; Raykov, 2012), dado que siempre una versión más breve de una escala presentará un coeficiente alfa más bajo incluso si los ítems de ambas versiones presentan la misma fuerza de asociación (Dominguez-Lara et al., 2021). Posteriormente, se evaluó la confiabilidad del constructo con el coeficiente omega ($> .80$). Del mismo modo, la discrepancia entre estos se valoró descriptivamente ($\omega-\alpha$) y consideró significativa si es mayor que $|.06|$ (Gignac et al., 2007). Luego, con la versión definitiva en M1 y M2, ambos coeficientes se corrigieron por la presencia de residuales correlacionados.

Finalmente, luego de analizar las diferencias entre hombres y mujeres, se elaboró datos normativos (baremos) por separado considerando diferentes niveles basados en percentiles (Pc): nivel *muy bajo* (< Pc 10), *bajo* (< Pc 25), *promedio bajo* (entre Pc 25 y Pc 50), *promedio alto* (entre Pc 25 y Pc 50), *alto* (> Pc 75), y *muy alto* (> Pc 90) (Dominguez-Lara et al., 2022).

Resultados

Análisis descriptivo

Todos los ítems presentan magnitudes aceptables de asimetría y curtosis (Tabla 2), lo que indica una aproximación razonable a la normalidad univariada. Por otro lado, en cuanto a la normalidad multivariada, existe evidencia favorable para ambos grupos ($G2_{\text{hombres}} = 17.156$; $G2_{\text{mujeres}} = 23.387$).

Tabla 2

Análisis descriptivo de los ítems de la UWES-9S

	Hombres				Mujeres			
	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>g1</i>	<i>g2</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>g1</i>	<i>g2</i>
Ítem 1	2.759	1.600	0.233	-0.532	2.365	1.577	0.426	-0.386
Ítem 2	2.905	1.637	0.203	-0.794	2.497	1.449	0.546	0.084
Ítem 3	3.382	1.519	0.027	-0.587	2.958	1.573	0.267	-0.514
Ítem 4	3.704	1.587	-0.130	-0.820	3.321	1.677	-0.010	-0.896
Ítem 5	2.747	1.675	0.190	-0.760	2.185	1.624	0.553	-0.334
Ítem 6	2.752	1.562	0.304	-0.472	2.298	1.544	0.574	-0.074
Ítem 7	4.332	1.478	-0.424	-0.749	3.984	1.659	-0.270	-0.878
Ítem 8	3.842	1.436	-0.121	-0.649	3.659	1.478	0.026	-0.821
Ítem 9	3.146	1.506	0.143	-0.617	2.837	1.523	0.383	-0.484

Nota. *M*: Media; *DE*: Desviación estándar; *g1*: asimetría; *g2*: curtosis

Evidencias de validez de la estructura interna e invarianza de la UWES-9S en hombres y mujeres

En cuanto a la estructura interna, los dos modelos (de uno y de tres factores) presentan índices de ajuste similares (Tabla 3), pero la correlación interfactorial (ϕ) promedio en ambos grupos sugiere una estructura unidimensional ($\phi_{\text{mujeres}} = .986$; $\phi_{\text{hombres}} = .980$). De este modo, se analizó la invarianza de medición, y el modelo unidimensional resultó prácticamente equivalente entre hombres y mujeres al considerar la variabilidad de los índices de ajuste de una condición a otra (Tabla 3), e incluso a nivel descriptivo con la magnitud de las cargas factoriales (Tabla 4).

Tabla 3*Modelos e invarianza de medición de la UWES-9S en escolares*

	CFI	Δ CFI	RMSEA	IC90%	Δ RMSEA	WRMR
Tres factores						
Hombres	.977		.129	.112 - .146		.913
Mujeres	.982		.135	.119 - .152		.932
Unidimensional						
Hombres	.976		.125	.109 - .141		.957
Mujeres	.974		.150	.135 - .166		1.115
Invarianza de medición						
Configural	.975		.138	.127 - .149		1.470
Métrica	.994	0.019	.065	.054 - .077	-0.073	1.701
Fuerte	.986	-0.008	.073	.065 - .082	0.008	1.659
Estricta	.988	0.002	.067	.059 - .075	-0.006	1.714

Tabla 4*Cargas factoriales de los modelos unidimensionales del UWES-9S en escolares*

Ítems	Hombres	Mujeres	M1	M1 (sin 9)	M1	
					(sin 4, 6 y 9)	M2
Ítem 1	.802	.804	.825	.827	.815	.776
Ítem 2	.836	.853	.87	.87	.881	.829
Ítem 3	.887	.893	.89	.893	.884	.884
Ítem 4	.833	.868	.85	.849	-	-
Ítem 5	.756	.819	.817	.819	.804	.758
Ítem 6	.829	.875	.866	.864	-	-
Ítem 7	.733	.790	.773	.768	.768	.754
Ítem 8	.705	.722	.733	.734	.747	.698
Ítem 9	.422	.446	.417		-	-
ω	.926	.938	.937	.946	.924	.906
α	.912	.923	.923	.934	.907	.888
$\omega-\alpha$.014	.015	.014	.012	.017	.018
r_{ii}	.534	.571	.571	.640	.622	.570
$Rango_{rii}$.236 - .745	.298 - .780	.285 - .762	.493 - .762	.493 - .744	.442 - .704
$\omega_{\text{corregido}}$.897	.888
$\alpha_{\text{corregido}}$.722	.787

Nota. M1: Muestra 1; M2: Muestra 2; ω : Coeficiente omega; α : coeficiente alfa; r_{ii} : correlación inter-ítem promedio

Luego del análisis de invarianza se dividió a la mitad la muestra total, y en la primera submuestra se eliminó el ítem 9 de acuerdo con la magnitud de su carga factorial y las discrepancias con las demás cargas, tanto en hombres como en mujeres.

De este modo, en la primera submuestra y con una versión de 8 ítems se modeló progresivamente la correlación entre los residuales de los ítems 8 y 7 (Índice de Modificación [IM] = 88.981; Cambio Estimado en el Parámetro [EPC] = .407; ϕ = .371), 1 y 6 (IM = 29.984; CEP = .305; ϕ = .267), 5 y 6 (IM = 19.934; CEP = .250; ϕ = .227), 2 y 4 (IM = 17.808; CEP = -.298; ϕ = -.336), 4 y 6 (IM = 15.664; CEP = -.290; ϕ = -.320), y entre 1 y 4 (IM = 19.860; CEP = -.324; ϕ = -.368), y se eliminaron, los ítems 4 y 6 porque coinciden en varias de las correlaciones mostradas (Tabla 5). Luego de ello, los índices de ajuste iniciales fueron similares a la versión de 8 ítems, y solo fue necesaria la implementación de la correlación entre los residuales de los ítems 7 y 8 (IM = 96.158; CEP = .468; ϕ = .390), por lo que la versión de 6 ítems resultante (UWES-6S) presentaba una menor cantidad de malas especificaciones.

Con la segunda submuestra la exploración inicial de la UWES-6S mostró indicadores más favorables (Tabla 5), y posteriormente los índices de ajuste mejoraron con la implementación de la correlación entre los residuales de los ítems 7 y 8 (IM = 35.074; CEP = .271; ϕ = .247), al igual que con la primera muestra.

Tabla 5*Modelos de medición en submuestras*

	CFI	RMSEA	IC90 %	WRMR
Muestra 1				
Unidimensional	.976	.142	.127 - .158	1.099
Unidimensional (sin ítem 9)	.981	.151	.134 - .170	1.115
Unidimensional (errores especificados)	.998	.065	.042 - .089	.441
Unidimensional (sin ítems 4, 6 y 9)*	.981	.171	.145 - .198	.999
Unidimensional (sin ítems 4, 6 y 9; correlación entre residual de ítems 7 y 8)	.996	.082	.053 - .113	.460
Unidimensional (sin ítems 4, 6 y 9/tau-equivalente)	.976	.155	.134 - .177	1.543
Muestra 2				
Unidimensional (sin ítems 4, 6 y 9)*	.985	.128	.102 - .156	.714
Unidimensional (sin ítems 4, 6 y 9; correlación entre residuales de los ítems 7 y 8)	.992	.100	.072 - .130	.513
Unidimensional (sin ítems 4, 6 y 9/tau-equivalente)	.974	.137	.116 - .159	1.398

*Comparado con tau-equivalente

Evidencias de validez por su relación con otras variables

La asociación entre la UWES-6S y la medida de autoeficacia académica fue moderada ($r = .620$).

Confiabilidad

Inicialmente se analizó la tau-equivalencia antes de la estimación del coeficiente alfa, y esta recibió evidencia favorable tanto en la primera submuestra ($\Delta CFI = -.005$; $\Delta RMSEA = -.016$) como en la segunda ($\Delta CFI = -.011$; $\Delta RMSEA = .009$).

En cuanto a la confiabilidad de las puntuaciones, tanto el coeficiente alfa como la r_{ij} fueron aceptables en todos los casos, según sexo y entre muestras, y se apreció un panorama similar con la confiabilidad del constructo (omega). Del mismo modo, la diferencia entre coeficientes alfa y omega es insignificante (Tabla 4). Por último, la corrección de los coeficientes alfa y omega en presencia de errores correlacionados refleja un mayor impacto sobre el primero (Tabla 4).

Datos normativos

Se encontró una diferencia de magnitud pequeña ($d = 0.305$) entre hombres ($M = 19.967$; $DE = 7.512$) y mujeres ($M = 17.648$; $DE = 7.681$), lo que motivó la elaboración de baremos por separado (Tabla 6).

Tabla 6

Datos normativos según sexo

Nivel	Hombres	Mujeres
Muy bajo	Menor que 11	Menor que 8
Bajo	De 11 a 13	De 8 a 11
Promedio bajo	De 14 a 18	De 12 a 16
Promedio alto	De 19 a 25	De 17 a 21
Alto	De 26 a 30	De 22 a 28
Muy alto	31 o más	29 o más

Discusión

El objetivo fue determinar si la UWES-9S cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para su uso en escolares peruanos, así como elaborar datos normativos para un uso práctico de la escala en entornos aplicados.

En cuanto al análisis factorial, la estructura unidimensional presenta mejores credenciales psicométricas que la multidimensional debido a la superposición de los tres factores (correlaciones cercanas a la unidad), lo que también fue observado por estudios realizados en España (García-Ros et al., 2018; Serrano et al., 2019), además de ser una medida invariante entre hombres y mujeres. De forma complementaria se analizó la correlación entre residuales, lo cual ayudó a mejorar la calidad métrica del instrumento debido a que permitió eliminar tres ítems que compartían fuentes de varianza más allá del constructo evaluado lo que podría interferir la interpretación de las puntuaciones (Brown, 2015). La implementación de correlaciones entre residuales se realizó en un estudio previo (Serrano et al., 2019), pero con el objetivo explícito de mejorar el ajuste del modelo y sin efectuar correcciones a los coeficientes de confiabilidad, lo que podría afectar la validez de las interpretaciones (Dominguez-Lara, 2019), mientras que en otro estudio los ítems se agruparon en parcelas (García-Ros et al., 2018), lo que da cuenta del carácter unidimensional y de la necesidad de reducir más la escala para mejorar sus indicadores métricos. Por otro lado, se corroboró su asociación con una medida de autoeficacia académica confirmando lo establecido por la literatura especializada (Salanova et al., 2005).

En cuanto a la confiabilidad, se analizó la tau-equivalencia de forma previa a la estimación de los coeficientes. Los indicadores son favorables tanto a nivel de

puntuaciones como de constructo ($\approx .90$), lo que permite un uso más preciso tanto en aplicaciones individuales como grupales, incluyendo el uso de la UWES-6S en modelos explicativos que involucren el estudio de variables latentes. No obstante, si bien luego de la corrección por la presencia de errores correlacionados los coeficientes de confiabilidad disminuyen, es necesario saber que la magnitud de las correlaciones entre residuales (que inciden directamente en la magnitud corregida) varía según la muestra evaluada, por lo que se deben considerar cada vez que se emplea la escala.

Con respecto a los datos normativos se encontró que los hombres puntúan más alto que las mujeres en EA, lo que reafirman las desventajas acentuadas durante la pandemia.

Con relación a las implicancias prácticas, los resultados apoyan la solidez de escala breve de EA en adolescentes peruanos, lo que permitirá minimizar el tiempo de aplicación durante su uso reduciendo el cansancio del respondiente y generando respuestas válidas ya que, debido a las características de la muestra, se presentan dificultades en la comprensión de instrucciones y en establecer juicios sobre el propio comportamiento. También ayudará a diseñar programas de intervención educativa adecuados que se centran en el desarrollo de la EA de los adolescentes. De este modo, se abren posibilidades en el ámbito de la investigación básica ya que puede utilizarse en proyectos más amplios simultáneamente con otros instrumentos y de este modo tener información sobre diversos aspectos del comportamiento, así como en estudios transculturales que comparen el EA en adolescentes hispanohablantes de diferentes contextos.

En cuanto a las fortalezas del trabajo, se contó con una muestra grande y de varias instituciones educativas, lo que diversifica las respuestas y permite minimizar el sesgo asociado a una sola institución educativa. Esto permitió contar con una muestra de replicación y así tener evidencia más consistente sobre la nueva estructura interna (UWES-6S). Del mismo modo, las múltiples fuentes de información (análisis factorial, relación con otras variables, invarianza, y confiabilidad) permite concluir con mayores evidencias sobre su estructura unidimensional. Sin embargo, existen algunas limitaciones, ya que, pese a la cantidad de participantes, la muestra fue no probabilística, es decir, no representa adecuadamente a todos los alumnos de la educación secundaria. Asimismo, es probable la influencia de la deseabilidad social en el grupo evaluado (Fariña-Rivera et al., 2021), y el uso de diversos instrumentos de autoinforme dentro del mismo protocolo de evaluación podría atenuar la fortaleza psicométrica de las escalas debido a fuentes externas de error, aunque pese a estas limitaciones, el UWES-6S brinda puntuaciones valiosas para medir el EA en adolescentes escolarizados.

Por lo tanto, se concluye que la UWES-6S cuenta con propiedades psicométricas adecuadas en escolares peruanos. Específicamente, presenta una estructura factorial sólida con cargas factoriales de magnitudes que van de moderadas a altas; posee, a su vez, evidencias de invarianza entre hombres y mujeres; y se asocia de forma teóricamente consistente con la autoeficacia académica. Con relación a la confiabilidad, su magnitud favorece su uso en entornos de investigación básica y aplicada, lo que aunado al uso de los datos normativos permitirá obtener información relevante para realizar seguimiento de programas de intervención, sean individuales o grupales.

Se recomienda replicar los procedimientos en un contexto similar luego de un tiempo a fin de valorar el desempeño psicométrico de la UWES-6S, porque al ser datos recogidos en un periodo específico (pandemia), los resultados pueden estar enfocados en aspectos propios de la modalidad de estudio predominante (no presencial). También es necesario analizar la pertinencia de la UWES-6S en otros entornos educativos, como

colegios de gestión pública, dado que ello permitirá minimizar el sesgo asociado al contexto inicial de aplicación (Merrell, 2000).

Por otro lado, sería interesante examinar la relación de la UWES-6S con otras variables demográficas, tales como la región de procedencia o el nivel educativo, así como otras variables psicológicas como el agotamiento académico, capital psicológico o el desempeño académico. Adicionalmente, es recomendable profundizar el estudio de los determinantes del EA según sexo, dado que la evidencia indica que las mujeres puntúan por debajo de los hombres, en contraste con otros trabajos donde no se aprecian diferencias (p. ej., García-Ros et al., 2018), así como sus determinantes sociales, dado que existe una brecha familiar que genera obstáculos no solo respecto a la carencia de dispositivos electrónicos, sino a una menor educación de las familias, que trae consigo mayores dificultades para ayudar en las tareas escolares en casa; convirtiéndose en factores decisivos para los resultados educativos y un posible incremento en las tasas de deserción escolar (Lopera-Zuluaga, 2020).

Referencias

- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Cabrera, L., Pérez, C. N., & Santana, F. (2020). ¿Se incrementa la desigualdad de oportunidades educativas en la enseñanza primaria con el cierre escolar por el coronavirus? *International Journal of Sociology of Education, Special Issue: COVID-19 Crisis and Socioeducative Inequalities and Strategies to Overcome them*, 27-52. <https://doi.org/10.17583/rise.2020.5613>
- Chase, P. A., Hilliard, L., Geldhof, G. J., Warren, D., & Lerner, R. (2014). Academic achievement in the high school years: The changing role of school engagement. *Journal of Youth and Adolescence*, 43(6), 884-896. <https://doi.org/10.1007/s10964-013-0085>.
- 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>
- Clark, L. A. & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>
- Colegio de Psicólogos del Perú. (2017). *Código de ética y deontología*. https://www.cpsp.pe/documentos/marco_legal/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.1.1.16>
- Defensoría del Pueblo. (2021). *Nota de Prensa n.º 1402/OCII/DP/2021*. <https://www.defensoria.gob.pe/wp-content/uploads/2021/11/NP-1402-2021.pdf>
- Dominguez-Lara, S. (2019). Correlación entre residuales en análisis factorial confirmatorio: una breve guía para su uso e interpretación. *Interacciones*, 5(3), e207. <https://doi.org/10.24016/2019.v5n3.207>
- Dominguez-Lara, S., Fernández-Arata, M., & Seperak-Viera, R. (2021). Análisis psicométrico de una medida ultrabreve para el engagement académico: UWES-

- 3S. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 13(1), 25-37.
<https://doi.org/10.32348/1852.4206.v13.n1.27780>
- Dominguez-Lara, S., Gravini-Donado, M., Moreta-Herrera, R., Quistgaard-Alvarez, A., Barboza-Zelada, L. A., & de Taboada, L. (2022). Propiedades psicométricas del Student Adaptation to College Questionnaire - Educación Remota en estudiantes universitarios de primer año durante la pandemia. *Campus Virtuales*, 11(1), 81-93. <https://doi.org/10.54988/cv.2022.1.965>
- Dominguez-Lara, S., Sánchez-Villena, A., & Fernández-Arata, M. (2020). Psychometric properties of the UWES-9S in Peruvian college students. *Acta Colombiana de Psicología*, 23(2), 7-23. <https://doi.org/10.14718/ACP.2020.23.2.2>
- Failache, E., Katzkowicz, N., & Machado, A. (2020). La educación en tiempos de pandemia y el día después: El caso de Uruguay. *Revista Internacional de Educación para la Justicia Social*, 9(3), 1-9.
- Fariña-Rivera, F., Novo-Pérez, M., Seijo-Martinez, D., & Arce-Fernández, R. (2021). Diseño y validación de la Escala de Medios de Resolución de Conflictos Interpersonales (MERCÍ) para adolescentes. *Bordón. Revista de Pedagogía*, 73(4), 11-26. <https://doi.org/10.13042/Bordon.2021.90037>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2019). Robust Promin: a method for diagonally weighted rotation. *Liberabit*, 25(1), 99-106. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (2020). *La educación en América Latina y el Caribe ante el COVID-19*. <https://www.unicef.org/lac/informes/orientacion-para-la-prevencion-y-elcontrol-del-covid19-en-las-escuelas>.
- Fredricks, J. A., Filsecker, M., & Lawson, M. A. (2016). Student engagement, context, and adjustment: Addressing definitional, measurement, and methodological issues. *Learning and Instruction*, 43, 1-4. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2016.02.002>
- Fuentes, F., & Sánchez, S. (2010). Análisis del perfil emprendedor: una perspectiva de género. *Estudios de Economía Aplicada*, 28(3), 1-28.
- García-Ros, R., Pérez-González, F., Tomás, J. M., & Fernández, I. (2018). The schoolwork engagement inventory: Factorial structure, measurement invariance by gender and educational level, and convergent validity in secondary education (12-18 years). *Journal of Psychoeducational Assessment*, 36(6), 588-603. <https://doi.org/10.1177/0734282916689235>
- Gignac, G. E., Bates, T. C., & Jang, K. (2007). Implications relevant to CFA model misfit, reliability, and the Five Factor Model as measured by the NEO-FFI. *Personality and Individual Differences*, 43(5), 1051-1062. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.02.024>
- Khan, M. (2013). Academic self-efficacy, coping, and academic performance in college. *International Journal of undergraduate research and creative activities*, 5(4), 1-11. <https://doi.org/10.7710/2168-0620.1006>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). The Guilford Press.
- Lara, L., Dominguez-Lara, S., Gomez-Espino, J., Acevedo, F., Aparicio, J., Saracostti, M., & Miranda-Zapata, E. (2021). Adaptación y validación del Cuestionario de Compromiso Escolar en países iberoamericanos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 59(2), 95-108. <https://doi.org/10.21865/RIDEP59.2.08>

- Lara, L., Saracostti, M., Navarro, J. J., De-Toro, X., Miranda-Zapata, E., Trigger, J. M., & Fuster, J. (2018). Compromiso escolar: desarrollo y validación de un instrumento. *Revista Mexicana de Psicología*, 35(1), 52-62.
- Latorre, M. (2018). Fracaso escolar en estudiantes de educación secundaria de colegios públicos de Perú, 2005-2010, y sus factores asociados. *Revista EDUCA UMCH*, 11(1), 13-50. <https://doi.org/10.35756/educaumch.v11i0.67>
- Ledesma, R. D., Ferrando, P. J., Trógolo, M. A., Poó, F. M., Tosi, J. D., & Castro, C. (2021). Exploratory factor analysis in transportation research: Current practices and recommendations. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, (78), 340-352. <https://doi.org/10.1016/j.trf.2021.02.021>
- Leyton, C., Mella, C., Salum-Alvarado, S., Saracostti, M., Sotomayor, B., de-Toro, X., & Labrín, L. (2021). Estrategias de intervención socioeducativas para promover el compromiso escolar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 59(2), 191-205. <https://doi.org/10.21865/RIDEP59.2.15>
- Li, C. (2016a). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369-387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Li, C. (2016b). Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavioral Research Methods*, (48), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Lopera-Zuluaga, E. C. (2020). Réplicas en redes sociales que denuncian desigualdades de la Estrategia #AprenderDigital en Tiempos de COVID-19. *Revista Internacional de Educación para la Justicia Social*, 9(3), 335-352.
- Medrano, L. A., Moretti, L., & Ortiz, A. (2015). Medición del engagement académico en estudiantes universitarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 2(40), 114-124.
- Merrell, K. W. (2000). Informant reports: Theory and research in using child behavior rating scales in school settings. En E. S. Shapiro, & T. R. Kratochwill (Orgs.), *Behavioral assessment in schools* (2a ed., pp. 233-256). Guilford Press.
- Ministerio de Educación del Perú. (2020). *Lineamientos de Tutoría y orientación educativa de la educación básica*. <https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/1439330/RVM%20N%C2%B0%20212-2020-MINEDU.pdf>
- Miranda-Zapata, E., Lara, L., Navarro, J. J., Saracostti, M., & de-Toro, X. (2018). Modelización del efecto del compromiso escolar sobre la asistencia a clases y el rendimiento escolar. *Revista de Psicodidáctica*, 23(2), 102-109. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2018.02.003>
- Moreta-Herrera, R., Vaca-Quintana, D., Quistgaard-Álvarez, A., Merlyn-Sacoto, M.-F., & Dominguez-Lara, S. (2022). Análisis psicométrico de la Escala de Cansancio Emocional en estudiantes universitarios ecuatorianos durante el brote de COVID-19. *Ciencias Psicológicas*, 16(1), e-2755. <https://doi.org/10.22235/cp.v16i1.2755>
- Muelle, L. (2018). Factores socioeconómicos y contextuales asociados al bajo rendimiento académico de alumnos peruanos en PISA 2015. *Apuntes. Revista de Ciencias Sociales*, 47(86). <https://doi.org/10.21678/apuntes.86.943>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's guide* (7th ed.). Muthén & Muthén.
- Navarro-Loli, J. S. & Dominguez-Lara, S. (2019). Propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en adolescentes peruanos. *Psychology, Society, and Education*, 11(1), 53-68. <https://doi.org/10.25115/psye.v10i1.1985>

- Nunes, D. & Faro, A. (2021). El papel de la autoeficacia, la autoestima y el autoconcepto en la depresión en adolescentes. *Ciencias Psicológicas*, 15(2), e-2164. <https://doi.org/10.22235/cp.v15i2.2164>
- Olivier, E., Archambault, I., De Clercq, M., & Galand, B. (2019). Student self-efficacy, classroom engagement, and academic achievement: comparing three theoretical frameworks. *Journal of Youth and Adolescence*, (48), 326-340. <https://doi.org/10.1007/s10964-018-0952-0>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación y la Cultura (2022). *Interrupción y respuesta educativa*. <https://es.unesco.org/covid19/educationresponse/>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. (2020). *Resumo do Relatório de Monitoramento Global da Educação 2020: Inclusão e educação para todos*. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000373721>
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9(21), 185-219. <https://doi.org/10.33776/amc.v9i21.1649>
- Pérez-Fuentes, M. C., Molero-Jurado, M. M., Simón-Márquez, M. M., Oropesa-Ruiz, N.F., & Gázquez-Linares, J. J. (2020). Validation of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey in Spanish adolescents. *Psicothema*, 32(3), 444-451. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.373>
- Raykov, T. (2012). Evaluation of latent construct correlations in the presence of missing data: a note on a latent variable modelling approach. *The British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 65(1), 19-31. <https://doi.org/10.1348/000711010X498162>
- Sağkal, A. S. & Sönmez, M. T. (2021). The effects of perceived parental math support on middle school students' math engagement: the serial multiple mediation of math self-efficacy and math enjoyment. *European Journal of Psychology of Education*, (37), 341-354. <https://doi.org/10.1007/s10212-020-00518-w>
- 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.
- Salmela-Aro, K. & Upadyaya, K. (2012). The Schoolwork Engagement Inventory: Energy, dedication, and absorption (EDA). *European Journal of Psychological Assessment*, 28(1), 60-67. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000091>
- Saracostti, M., Lara, L., & Miranda-Zapata, E. (2019). Plataforma tecnológica de evaluación del Compromiso Escolar, Factores de contexto y reporte de resultados online: Breve Reporte Técnico. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 17(1), 193-212. <https://doi.org/10.25115/ejrep.v17i47.2049>
- Save the Children. (2020). *COVID-19: cerrar la brecha. Impacto educativo y propuestas de equidad para la desescalada*. <https://www.savethechildren.es/actualidad/informe-covid-19-cerrar-la-brecha>.
- 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., 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>
- 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>.
- Siu, O. L., Bakker, A. B., & Jiang, X. (2014). Psychological capital among university students: Relationship with study engagement and intrinsic motivation. *Journal of Happiness Studies*, (15), 979-994. <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9459-2>.
- Sulea, C., van Beek, I., Sarbescu, P., Virga, D., & Schaufeli, W. B. (2015). Engagement, boredom, and burn out among students: basic need satisfaction matters more than personality traits. *Learning and Individual Differences*, (42), 132-138. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2015.08.0181041-6080>
- Tarabini, A. (2020). ¿Para qué sirve la escuela? Reflexiones sociológicas en tiempos de pandemia global. *Revista de Sociología de la Educación-RASE*, 13(2), 145-155. <https://doi.org/10.7203/RASE.13.2.17135>.
- Tomás, J. M., Gutiérrez, M., Sancho, P., Chireac, S. M., & Romero, I. (2016). El compromiso escolar (School Engagement) de los adolescentes: medida de sus dimensiones. *Enseñanza y Teaching*, 34(1), 119-135. <https://doi.org/10.14201/et2016341119135>.
- Usán-Supervía, P., Salavera-Bordás, C., & Domper-Buil, E. (2018). ¿Cómo se interrelacionan las variables de burnout, engagement y autoeficacia académica? Un estudio con adolescentes escolares. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 21(2), 141-153. <https://doi.org/10.6018/reifop.21.2.311361>
- Valente, S. (2020). Competências socioemocionais na atividade do educador social: Implicações à inclusão escolar. *Revista Ibero-Americana de Estudos em Educação*, 15(esp. 3), 2332-2349. <https://doi.org/10.21723/riaee.v15iesp3.14441>
- Verdam, M. G., Oort, F. J., & Sprangers, M. A. (2016). Using structural equation modeling to detect response shifts and true change in discrete variables: an application to the items of the SF-36. *Quality of Life Research*, 25(6), 1361-1383. <https://doi.org/10.1007/s11136-015-1195-0>

Cómo citar: Dominguez-Lara, S., Peceros-Pinto, B., Centeno-Leyva, S., Valente, S. N., Lourenço, A. A., Quistgaard-Alvarez, A., & Morales-Velasquez, M. P. (2022). Análisis psicométrico y datos normativos de la UWES en adolescentes peruanos. *Ciencias Psicológicas*, 16(2), e-2908. <https://doi.org/10.22235/cp.v16i2.2908>

Contribución de los autores: a) Concepción y diseño del trabajo; b) Adquisición de datos; c) Análisis e interpretación de datos; d) Redacción del manuscrito; e) revisión crítica del manuscrito.

S. D. L. ha contribuido con a, c, d, e; B. P. P. con b, d, e; S. C. L. con a, d, e; S. N. V. con d, e; A. A. L. con d, e; A. Q. A. con d, e; M. P. M. V. con d, e.

Editora científica responsable: Dra. Cecilia Cracco.