



Validación psicométrica de las subescalas motivacionales del MSLQ en escolares de educación virtual en Cusco, Perú

Psychometric validation of the motivational subscales of the MSLQ in virtual education schoolchildren in Cusco, Peru

Validação psicométrica das subescalas motivacionais do MSLQ em escolares de educação virtual em Cusco, Peru

Teresa Fernández-Bringas ^I
teresa.fernandez.b@upch.pe
<https://orcid.org/0000-0002-2933-0922>

Francisco Sandoval-Arteta ^{II}
jose.sandoval.a@upch.pe
<https://orcid.org/0000-0001-8303-7228>

Giancarlo Ojeda-Mercado ^{III}
giancarlo.ojeda@upch.pe
<https://orcid.org/0000-0001-6088-0327>

Cristóbal Suarez-Guerrero ^{IV}
cristobal.suarez@uv.es
<https://orcid.org/0000-0002-6558-4321>

Correspondencia: teresa.fernandez.b@upch.pe

Ciencias de la Educación
Artículo de Investigación

* **Recibido:** 23 de julio de 2022 * **Aceptado:** 18 de agosto de 2022 * **Publicado:** 19 de septiembre de 2022

- I. Universidad Peruana Cayetano Heredia, Perú.
- II. Universidad Peruana Cayetano Heredia, Perú.
- III. Universidad Peruana Cayetano Heredia, Perú.
- IV. Universidad de Valencia, España.

Resumen

La educación virtual escolar durante la pandemia por la COVID-19 ha replanteado tanto las estrategias pedagógicas, como los factores psicológicos involucrados en el aprendizaje, siendo uno de los más importantes la motivación. El *Motivated Strategies for Learning Questionnaire* (MSLQ) ha sido validado en múltiples contextos y niveles educativos durante las últimas tres décadas. Sin embargo, su estructura teórica subyacente continúa en discusión. La finalidad de la presente investigación es determinar la validez y confiabilidad del MSLQ para escolares de Cusco en educación a distancia. El estudio es de enfoque cuantitativo, pre-experimental y psicométrico. La validez de contenido del MSLQ se determinó a través de jueces expertos ($n = 7$) evidenciando una alta claridad, coherencia y relevancia ($p < 0.01$). La validez de constructo y confiabilidad por consistencia interna se evaluó en una muestra de escolares de Cusco ($n = 322$). A través del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) se eliminaron los ítems con cargas cruzadas y baja comunalidad. La estructura final fue de tres dimensiones con 23 ítems, explicando un 96.55% de la varianza. Al realizar el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se determinó la validez convergente y discriminante del instrumento, así como altos índices de bondad de ajuste ($\chi^2/gl = 1.963$, RMSEA = 0.055, SRMR = 0.054, CFI = 0.934, TLI = 0.927). Se determinó una alta confiabilidad por consistencia interna ($\alpha = 0.949$, $\omega = 0.951$) en el instrumento. Se discuten los resultados y utilidad en el contexto escolar de Cusco.

Palabras claves: Validación Psicométrica; Validez; Confiabilidad; MSLQ; Escolares; Perú.

Abstract

Virtual school education during the COVID-19 pandemic has rethought both pedagogical strategies and the psychological factors involved in learning, motivation being one of the most important. The Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ) has been validated in multiple contexts and educational levels during the last three decades. However, its underlying theoretical structure remains under discussion. The purpose of this research is to determine the validity and reliability of the MSLQ for students in Cusco in distance education. The study has a quantitative, pre-experimental and psychometric approach. The content validity of the MSLQ was determined by expert judges ($n = 7$) showing high clarity, coherence and relevance ($p < 0.01$). Construct validity and internal consistency reliability were evaluated in a sample of

schoolchildren from Cusco ($n = 322$). Through the Exploratory Factor Analysis (EFA) the items with cross loads and low communality were eliminated. The final structure was three-dimensional with 23 items, explaining 96.55% of the variance. When performing the Confirmatory Factor Analysis (CFA), the convergent and discriminant validity of the instrument was determined, as well as high goodness-of-fit indices ($\chi^2/gf = 1.963$, $RMSEA = 0.055$, $SRMR = 0.054$, $CFI = 0.934$, $TLI = 0.927$). High reliability was determined by internal consistency ($\alpha = 0.949$, $\omega = 0.951$) in the instrument. The results and utility in the school context of Cusco are discussed.

Keywords: Psychometric Validation; Validity; Reliability; MSLQ; Schoolchildren; Peru.

Resumo

A educação escolar virtual durante a pandemia do COVID-19 repensou tanto as estratégias pedagógicas quanto os fatores psicológicos envolvidos na aprendizagem, sendo a motivação um dos mais importantes. O Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ) foi validado em vários contextos e níveis educacionais durante as últimas três décadas. No entanto, sua estrutura teórica subjacente permanece em discussão. O objetivo desta pesquisa é determinar a validade e confiabilidade do MSLQ para estudantes em Cusco em educação a distância. O estudo tem uma abordagem quantitativa, pré-experimental e psicométrica. A validade de conteúdo do MSLQ foi determinada por juízes especialistas ($n = 7$) apresentando alta clareza, coerência e relevância ($p < 0,01$). A validade de construto e a confiabilidade da consistência interna foram avaliadas em uma amostra de escolares de Cusco ($n = 322$). Por meio da Análise Fatorial Exploratória (AFE) foram eliminados os itens com cargas cruzadas e baixa comunalidade. A estrutura final foi tridimensional com 23 itens, explicando 96,55% da variância. Ao realizar a Análise Fatorial Confirmatória (AFC), foi determinada a validade convergente e discriminante do instrumento, bem como altos índices de ajuste ($\chi^2/gf = 1,963$, $RMSEA = 0,055$, $SRMR = 0,054$, $CFI = 0,934$, $TLI = 0,927$). A alta confiabilidade foi determinada pela consistência interna ($\alpha = 0,949$, $\omega = 0,951$) no instrumento. Os resultados e utilidade no contexto escolar de Cusco são discutidos.

Palavras-chave: Validação Psicométrica; Validade; Confiabilidade; MSLQ; Alunos; Peru.

Introducción

La motivación es un aspecto fundamental en la adquisición de aprendizajes (Schunk *et al.*, 2014, p. 5-6). A través del desarrollo científico y su aplicación sobre las disciplinas pedagógicas, se evidencia que la motivación es un aspecto fundamental dentro de toda adquisición de aprendizaje instruccional, a pesar de la existencia de dificultades en el aprendizaje o trastornos del neurodesarrollo (Rose *et al.*, 2013; CAST, 2018). Asimismo, los instrumentos de medición para la motivación poseen una larga trayectoria, existiendo en la actualidad una multiplicidad de posibles cuestionarios psicométricos (Finn, 2015), los cuales en su mayoría poseen múltiples dimensiones teóricas debido a la complejidad propia de la motivación como fenómeno psicológico (Conradty & Bogner, 2022).

A pesar que el desarrollo y replanteamiento del proceso educativo (incluyendo el surgimiento de la pedagogía moderna) ha evolucionado continuamente durante los últimos 100 años (Williams, 2017), incluyendo la valorización de los procesos motivacionales durante el aprendizaje, la pandemia de la COVID-19 y las medidas de aislamiento social ocurridas en todo el mundo conllevan un antes y un después sobre la pedagogía en todos sus niveles (Lockee, 2021). En la etapa más crítica de la pandemia, se estima que alrededor de 1.6 mil millones de estudiantes de educación inicial, primaria y secundaria, en más de 190 países, interrumpieron la educación presencial que llevaban previamente (UNESCO, 2020), siendo únicamente en Latinoamérica más de 71 millones de infantes (UNICEF, 2021). La principal respuesta educativa ante la imposibilidad de acudir a las clases, fue establecer políticas para la adopción urgente de tecnologías de la información y comunicación (TIC), así como sistemas de educación virtual, para la continuación de la educación. A pesar que no se poseen estadísticas globales de la adopción de clases virtuales, el *National Center for Education Statistics* (NCES) estimó que el 61% de los estudiantes escolares estadounidenses se trasladó a un formato de aprendizaje a distancia (NCES, 2022) mientras que en los países europeos y de Asia central, más del 80% empleaban una educación *online* (Vegas, 2020). En el caso de Latinoamérica, únicamente el 61% de estudiantes de 15 años poseían acceso a una computadora previo a la pandemia, siendo en el caso de Perú únicamente 53% (CEPAL, OCDE & PISA, 2018; citado en CEPAL, 2020). Asimismo, en el último reporte del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) durante la pandemia, si bien más del 86% de infantes (tanto hombres como mujeres) poseen acceso a

Internet, únicamente el 17% lo hicieron a través de una Laptop, y alrededor del 14.5% por medio de una computadora (INEI, 2021).

El aprendizaje en el sistema educativo requiere que los estudiantes comprendan, intercambien y finalmente creen significados a la información de las temáticas; sin embargo, para lograrlas es necesario que los estudiantes se mantengan atentos e interesados durante las clases, lo cual requiere de múltiples procesos motivacionales (Chiu et al., 2021). Se ha observado en estudiantes universitarios que, a diferencia de las clases presenciales, las clases a través de la virtualidad requieren de procesos motivacionales como la autonomía, autorregulación metacognitiva, autoeficacia o el valor otorgado a las actividades escolares (Quesada-Pallarès et al., 2021; Díaz-Noguera et al., 2022). Asimismo, se ha identificado que la motivación durante las clases virtuales universitarias se encuentra correlacionada con otros factores como la interacción en contextos virtuales o la satisfacción percibida (Thanasi-Boçe, 2021). Por otro lado, existen pocos estudios destinados a conocer la motivación académica en estudiantes escolares latinoamericanos, a nivel internacional se evidencia que la autoeficacia y la motivación intrínseca se encuentran frecuentemente en estudiantes de diferentes niveles, incluyendo los escolares (Fong, 2022).

Uno de los principales instrumentos psicométricos para la medición de la motivación en el contexto académico es el *Motivated Strategies for Learning Questionnaire* (MSLQ), el cual fue desarrollado por Pintrich et al. (1991) y consiste en seis subescalas de “Motivación” y nueve de “Estrategias de aprendizaje”. Según sus autores originales, dichas subescalas pueden ser utilizadas de forma “modular”, por lo que se puede emplear las subescalas específicas que el investigador o docente requiera para el contexto educativo específico del colegio o universidad (Duncan & McKeachie, 2005; citado en Holland et al., 2018). La base teórica del MSLQ parte de los estudios realizados principalmente por Paul R. Pintrich y Wilbert J. McKeachie durante los años ochenta, donde se detalla la importancia e interrelación entre las percepciones, expectativas, orientación sobre las actividades educativas y sobre sí mismo (McKeachie et al., 1986) tomando como referencia bases teóricas previas como la teoría social-cognitiva (Bandura, 1977) y la teoría del valor-expectativa (Wigfield y Eccles, 2000), e influenciando teorías posteriores como la teoría de la autodeterminación (Ryan & Deci, 2000). En el área de “Motivación”, Pintrich et al. (1991) plantean las subescalas en tres dimensiones teóricamente distintas: componentes de valor (incluyendo las subescalas “motivación intrínseca”, “motivación extrínseca” y “valor de la tarea”), componentes de expectativas (incluyendo las subescalas “creencias de control sobre el

aprendizaje” y “autoeficacia”), y el componente afectivo (incluyendo una subescala llamada “test de ansiedad”).

En la actualidad, el MSLQ es uno de los instrumentos psicométricos más empleados en el estudio de la motivación académica por su abordaje integral sobre diversos componentes de la motivación y una robusta base teórica subyacente (Curione & Huertas, 2016). No obstante, con el desarrollo de la estadística psicométrica y los procedimientos para evaluar de forma empírica la validez de los modelos teóricos, se ha identificado que las subescalas e ítems del MSLQ no siempre mantienen la estructura y ordenamiento original (Holland et al., 2018). En la revisión realizada por Credé y Phillips (2011) identifican en una muestra de más de 19 mil estudiantes universitarios que las subescalas motivacionales se agrupan de forma adecuada al excluir la subescala “test de ansiedad”. Asimismo, Moneta y Tofful (2019) únicamente evidencian la existencia de las dimensiones “Metas extrínsecas”, “Valor de la tarea” y “Autoeficacia” en estudiantes universitarios argentinos, mientras que Chakraborty et al. (2021) únicamente encuentra con adecuada confiabilidad las subescalas “valor de la tarea” y “autoeficacia” en una muestra de estudiantes escolares afganos. Por otro lado, durante la pandemia, Veliz et al. (2021) determinaron en una muestra de estudiantes latinoamericanos (93% argentinos) que la mejor estructura factorial para las subescalas motivacionales excluye los componentes de valor, y distinguió en dos dimensiones distintas los componentes de expectativa y afectivos. Estas variaciones reportadas en diferentes contextos culturales pueden deberse a que los fenómenos psicológicos como la motivación poseen una gran complejidad, así como múltiples elementos relacionados entre sí (tanto exógenos como endógenos), llevando a que los investigadores tomen decisiones considerables y cruciales para delimitar su organización, como elegir una estructura factorial entre diferentes opciones posibles, o eliminar múltiples ítems (Hilpert et al., 2013). Por ello, el estudio de los factores y organización subyacente al MSLQ aún se mantiene en discusión. Durante la pandemia, si bien ha existido un gran interés por conocer los cambios educativos ocurridos a partir de la adopción de la virtualidad en los estudiantes escolares, poco se conoce sobre los cambios en la motivación desde la perspectiva latinoamericana. Específicamente en el contexto de Cusco, previo a la pandemia el Ministerio de Educación del Perú (MINEDU) registró que el 74.2% de escuelas con educación secundaria poseía acceso a Internet en las escuelas (MINEDU, 20. No obstante, el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) determinó que únicamente el 16.9% de hogares cusqueños poseían conexión a Internet a diferencia de Lima

Metropolitana (ciudad capital) con un 49.8% (INEI, 2018). Posterior al inicio de la pandemia y las medidas de distanciamiento social, se ha identificado que el 88.3% de jóvenes entre 12 a 18 años utiliza Internet de forma diaria (INEI, 2021a). Si bien la conectividad es un logro para el logro de la educación a distancia, se estima que mayoría de personas accede a través de dispositivos móviles (86,7%), y en una proporción muy reducida a través de computadoras de escritorio (14,6%) o portátiles (17,9%), lo cual constituye una brecha de acceso digital (INEI, 2021b). Se ha observado previamente que la educación escolar a través de dispositivos móviles ha empleado plataformas no diseñadas para el aprendizaje, como aplicaciones móviles de mensajería (WhatsApp). Si bien dichas plataformas permiten un contacto sincrónico (mensajes o videollamada) con el estudiante, así como intercambiar información de forma rápida, poseen limitaciones para el proceso educativo (Puicaño, 2022).

Es necesario que, de forma conjunta con un mayor acceso a dispositivos digitales en la región para lograr una educación a distancia de calidad, los factores pedagógicos que permiten el proceso de enseñanza-aprendizaje sean replanteados desde la perspectiva de la virtualidad. Por ello, es necesario utilizar mediciones válidas y confiables por medio de cuestionarios que permitan conocer de forma integral los procesos motivacionales detrás del comportamiento de los infantes y adolescentes durante la etapa escolar. El instrumento psicométrico MSLQ ha sido adaptado en múltiples ocasiones a la población escolar (Curione & Huertas, 2016). Sin embargo, se desconoce su validez y confiabilidad a partir del contexto de la educación virtual la cual, debido a los cambios motivacionales evidenciados en la literatura, podría traer consigo una estructura factorial distinta. En este sentido, se plantea como objetivo general validar de forma psicométrica las subescalas de Motivación del MSLQ en escolares de educación virtual en Cusco (Perú).

Métodos o metodología

El presente estudio es de enfoque cuantitativo (Hernández & Mendoza, 2018), con un diseño pre-experimental (Campbell & Stanley, 1963, p. 6) de tipo psicométrico, los cuales se basan en la creación de nuevos instrumentos, así como la verificación de confiabilidad y validez, propiedades de sus ítems y diferencias de dichas escalas entre grupos (VandenBos, 2015).

Para la validación de contenido, empleó una muestra de jueces expertos pertenecientes a las áreas de psicología, pedagogía e investigación ($n = 7$). Por otro lado, para la validación de constructo y confiabilidad por consistencia interna se realizó un muestreo no probabilístico a conveniencia, tomando como criterio de recolección un mínimo de 10 observaciones por variable (ítem) del cuestionario a validar (Ruiz et al., 2010). De esta forma la muestra fue de 322 estudiantes escolares hombres y mujeres, pertenecientes a 4° y 5° de secundaria de dos colegios de Lima Metropolitana (uno de financiamiento público y otro privado), como se observa en la Tabla 1. La edad promedio de la muestra es de 15.7 años, con una desviación típica de 0.04.

Figura 1: Datos sociodemográficos de la muestra de escolares

		f	%
Sexo	Hombre	202	62.73
	Mujer	120	37.27
Edad	15 años	134	41.61
	16 años	151	46.89
	17 años	37	11.49
Tipo de colegio	Privado	156	48.45
	Público	166	51.55
Grado escolar	4° de secundaria	181	56.21
	5° de secundaria	141	43.79

El reclutamiento de la muestra se realizó considerando los principios éticos de autonomía, beneficencia y justicia, a través de un consentimiento informado. Se contó con el permiso de las autoridades de las escuelas así como de los padres de cada estudiante participante. La recolección de los datos se realizó de manera virtual y sincrónica, a través de la plataforma de Formularios de Google (para el rellenado de la encuesta) y Zoom / Google Meet (para la explicación de instrucciones y resolución de dudas durante todo el tiempo de la encuesta), de acuerdo al uso de cada institución educativa. Posteriormente, se seleccionaron los formatos de encuesta adecuadamente respondidos para ser incluidos en la base de datos para el análisis estadístico.

El instrumento *Motivated Strategies for Learning Questionnaire* (MSLQ) desarrollado por Pintrich et al. (1991) posee seis subescalas siendo 31 ítems en su totalidad. Todos los ítems han sido redactados de forma directa (no inversa), respondidos a modo de una escala tipo Likert de 7

niveles, siendo en un extremo “Nada cierto” (con puntuación 1) y del otro “Muy cierto (con puntuación 7). Se han corroborado previamente los supuestos psicométricos del MSLQ en muestras de estudiantes cusqueños, siendo la primera en el 2002 en estudiantes de maestría (Torres, 2002) y la segunda en el 2019 (Yábar, 2021) en una muestra similar de posgrado ($n = 126$) obteniendo resultados adecuados de confiabilidad por consistencia interna ($\alpha = 0.953$). Por otro lado, la validez de contenido se verificó de forma subjetiva (consultando la opinión de un juez experto sin mediciones cuantitativas) y no se analizó la validez de constructo.

Para analizar los resultados durante la validez de contenido, se empleó el estadístico V creado por Aiken (1985) sobre tres criterios consultados a los jueces: claridad, coherencia y relevancia. Se consideraron ítems con alta validez al poseer coeficientes con significatividad estadística ($p < 0.05$).

Como supuestos previos a la validez de constructo, se corroboró la normalidad univariada a través de las pruebas de asimetría y curtosis (D’Angostino et al., 1990), así como la prueba de Shapiro-Wilk, siendo ambas adecuadas para muestras amplias (Malá et al., 2021). En ambas pruebas, la significatividad estadística ($p < 0.05$) se interpreta como ausencia de normalidad en los puntajes de la muestra. Por otro lado, para evaluar la normalidad multivariada se utilizaron las pruebas de asimetría y curtosis de Mardia (Yáñez et al., 1999), con una interpretación similar a los estadísticos previos. Asimismo, para corroborar la adecuación de los resultados a una estructura factorial, se emplearon la prueba Kaiser-Meyer-Olkin esperando un coeficiente por encima de 0.7, y la prueba de esfericidad de Bartlett esperando la significatividad estadística ($p < 0.05$).

Posteriormente, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando una matriz de correlaciones policóricas debido a que los ítems del instrumento se miden de forma ordinal, mientras que el método de extracción fue de factores principales. A pesar que la extracción de componentes principales ha sido más común en la investigación del MSLQ, se recomienda la extracción de factores por encima de los componentes, debido a que estos últimos pueden producir factores “matemáticamente perfectos” pero no interpretables de forma teórica o conceptual (López-Aguado & Gutiérrez-Provecho, 2019). La rotación de factores se realizó a través del método *varimax*. Se consideraron tres criterios para la validez de los factores: 1) una carga factorial mayor a 0.3, 2) ausencia de cargas cruzadas entre factores esperando *odd ratios* mayores a 0.15, y 3) comunalidades mayores a 0.4 (Hair et al., 2019). Los factores que no

cuenten con dichas características serán evaluados y retirados para lograr la validez del modelo factorial.

El análisis factorial confirmatorio, considerando las dimensiones identificadas en el AFE con los ítems no retirados, se realizó a través del método de máxima verosimilitud en su variante robusta con el ajuste del método Satorra-Bentler (Deng et al., 2018), recomendado en situaciones en que no se cumple la normalidad en la muestra. Se evaluó la validez de constructo a través de: 1) la validez convergente y divergente (Cheung & Wang, 2017) al analizar las correlaciones entre factores (esperando covarianzas con significancia estadística $p < 0.05$, así como no sobrepasar correlaciones superiores a 0.85), y 2) la bondad de ajuste del modelo SEM a través de múltiples índices: χ^2/gl , CFI, TLI, NFI, RMSEA y SRMR, considerando los coeficientes de referencia planteados en la literatura (Schermelleh-Engel et al., 2003; Hooper et al., 2008; Schumacker & Lomax, 2010).

Finalmente, la confiabilidad por consistencia interna se corroboró a través de los coeficientes Alpha de Cronbach (α) y Omega de McDonald (ω), esperando puntajes mayores a 0.7, y coeficientes de correlación ítem-total mayores a 0.4 (Frías-Navarro, 2021). El análisis estadístico descriptivo e inferencial se realizó en el programa estadístico STATA versión 17.

Resultados

Para la validación de contenido, se solicitó la evaluación del instrumento a jueces expertos ($n = 7$) los cuales concluyeron que la totalidad del instrumento posee altos niveles de claridad ($V = 0.979$, $p < 0.01$), coherencia ($V = 0.956$, $p < 0.01$) y relevancia ($V = 0.986$, $p < 0.01$). La valoración realizada por cada dimensión original del instrumento psicométrico se observa en la Tabla 2.

Figura 2: Validación de contenido por criterio de jueces expertos

Variable	Claridad		Coherencia		Relevancia	
	V	P	V	p	V	p
Orientación Intrínseca	0.964	< 0.01	0.928	< 0.01	1.000	< 0.01
Orientación extrínseca	0.988	< 0.01	0.952	< 0.01	0.976	< 0.01
Valor de la tarea	0.984	< 0.01	0.944	< 0.01	0.968	< 0.01
Control del aprendizaje	1.000	< 0.01	0.964	< 0.01	1.000	< 0.01

Autoeficacia	0.958	< 0.01	0.976	< 0.01	0.982	< 0.01
Test de ansiedad	0.981	< 0.01	0.971	< 0.01	0.990	< 0.01

Por otro lado, para corroborar la validez del constructo a través de una muestra de estudiantes escolares cusqueños (n = 322), se partió por el análisis de normalidad. Se identificó que todos los ítems denotan puntajes estadísticamente significativos ($p < 0.01$) en las pruebas de normalidad univariada de asimetría-curtosis y de Shapiro-Wilk, lo cual concluye su ausencia de normalidad univariada. De forma similar, la prueba de asimetría y curtosis multivariada de Mardia (1970) presentan coeficientes estadísticamente significativos ($p < 0.01$) como se observa en la Tabla 3, corroborando que la muestra posee una distribución no normal.

Figura 3: Test de normalidad multivariada de Mardia

	Mardia	χ^2	gl	p
Asimetría	284.646	15427.278	5456	0.000
Curtosis	1432.227	6588.981	1	0.000

Posteriormente, al evaluar la adecuación de los resultados a una estructura factorial se obtuvo un coeficiente alto en el test de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = 0.95$) y estadísticamente significativo en el test de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 6517.183$, $gl = 465$, $p = 0.000$). Se determina un ajuste satisfactorio y adecuado para realizar un análisis factorial.

Para el análisis factorial exploratorio (AFE), se extrajeron factores a través de una matriz de correlaciones policóricas, donde se identificaron tres factores con autovalores superiores a 1, lo cual logra un 87.9% de varianza explicada, como se observa en la Tabla 4.

Figura 4: Análisis de autovalores y varianza explicada

	Autovalores	Diferencia	PVE	PVE (acumulada)
Factor 1	14.573	12.727	0.713	0.713
Factor 2	1.846	0.290	0.090	0.803
Factor 3	1.556	0.756	0.076	0.879

Nota. PVE = Porcentaje de varianza explicada.

Se decidió emplear una rotación ortogonal, debido a que las dimensiones latentes del instrumento refieren a áreas teóricamente diferenciadas, a pesar que todas ellas forman parte del mismo constructo psicológico de la motivación. Al aplicar la rotación ortogonal *varimax*, se identificó la estructura observada en la Tabla 5. Se identifica que los coeficientes más altos en cada factor poseen cargas altas (> 0.4). Sin embargo, se identifica que existen múltiples ítems con cargas cruzadas a través del análisis por *odd ratio* planteado por Hair et al. (2019) y puntajes de comunalidad bajos.

Figura 5: Distribución de cargas factoriales (inicial)

Variable	Factor1	Factor2	Factor3	Comunalidad	Odd ratio
Ítem 1	0.4676	0.4184	0.1565	0.4181	1.249
Ítem 2	0.2949	0.5249	0.1555	0.3866	3.168
Ítem 3	0.3226	0.5403	0.3128	0.4938	2.805
Ítem 4	0.2557	0.5254	0.2686	0.4136	3.826
Ítem 5	0.2984	0.4394	0.6521	0.7073	2.202
Ítem 6	0.2674	0.3981	0.6547	0.6587	2.705
Ítem 7	0.1963	0.1111	0.7199	0.5692	13.449
Ítem 8	0.2502	0.2214	0.5963	0.4672	5.680
Ítem 9	0.2996	0.6738	0.193	0.581	5.058
Ítem 10	0.3045	0.7357	0.3599	0.7636	4.179
Ítem 11	0.333	0.7234	0.1279	0.6506	4.719
Ítem 12	0.2936	0.7667	0.0614	0.6778	6.819
Ítem 13	0.3568	0.731	-0.0002	0.6617	4.197
Ítem 14	0.2368	0.7123	0.3729	0.7025	3.649
Ítem 15	0.3607	0.6659	0.2974	0.662	3.408
Ítem 16	0.3165	0.5199	0.3954	0.5268	1.729
Ítem 17	0.34	0.6306	0.3277	0.6206	3.440
Ítem 18	0.3783	0.4523	0.4123	0.5177	1.203
Ítem 19	0.7828	0.2315	0.2059	0.7088	11.434
Ítem 20	0.6952	0.3911	0.0842	0.6434	3.160
Ítem 21	0.606	0.4521	0.1537	0.5952	1.797
Ítem 22	0.649	0.4025	0.1709	0.6124	2.600

Ítem 23	0.7788	0.3312	0.2075	0.7592	5.529
Ítem 24	0.7984	0.2173	0.2191	0.7327	13.279
Ítem 25	0.8071	0.2883	0.2198	0.7828	7.837
Ítem 26	0.798	0.2884	0.2174	0.7673	7.656
Ítem 27	0.5064	0.0862	0.4979	0.5117	1.034
Ítem 28	0.3072	0.2081	0.4864	0.3743	2.507
Ítem 29	0.3522	0.1966	0.4577	0.3722	1.689
Ítem 30	0.599	0.2506	-0.0142	0.4219	5.713
Ítem 31	-0.1081	0.1824	0.4116	0.2144	5.092

En el primer análisis se identificaron cargas cruzadas en los ítems 1, 18 y 27. Posterior a su eliminación, se realizó un segundo análisis identificando una carga cruzada en el ítem 16. Sin la existencia de cargas cruzadas luego de eliminar los cuatro ítems previamente mencionados, se analizó la comunalidad, identificando puntajes bajos (< 0.4) en los ítems 2, 28, 29 y 31, por lo que se decidió su eliminación. La mayoría de ítems eliminados pertenecen a la dimensión afectiva de la prueba, compuesta por el “Test de ansiedad”, lo cual ha sido reportado previamente en la literatura (Credé & Phillips, 2011; Moneta & Tofful, 2019). La estructura final se observa en la Tabla 6. El porcentaje de varianza explicada para esta última distribución fue de 96.55%.

Figura 6: Distribución de cargas factoriales (final)

Variable	Factor1	Factor2	Factor3	Comunalidad	Odd ratio
Ítem 3	0.3203	0.5067	0.3505	0.4822	2.090
Ítem 4	0.2466	0.5087	0.2927	0.4053	3.020
Ítem 5	0.314	0.3677	0.7014	0.7258	3.639
Ítem 6	0.283	0.322	0.737	0.727	5.239
Ítem 7	0.1968	0.0489	0.7419	0.5915	14.212
Ítem 8	0.2498	0.1945	0.5806	0.4373	5.402
Ítem 9	0.313	0.638	0.2627	0.574	4.155
Ítem 10	0.3134	0.6945	0.4416	0.7756	2.473
Ítem 11	0.3123	0.7513	0.1721	0.6917	5.787
Ítem 12	0.2843	0.7785	0.1144	0.7	7.498
Ítem 13	0.3372	0.7573	0.0521	0.6899	5.044

Ítem 14	0.2567	0.6476	0.4648	0.7013	1.941
Ítem 15	0.3806	0.6068	0.3593	0.6421	2.542
Ítem 17	0.3629	0.5784	0.3391	0.5813	2.540
Ítem 19	0.7865	0.2154	0.2185	0.7126	12.957
Ítem 20	0.6935	0.3743	0.1229	0.6361	3.433
Ítem 21	0.6222	0.4183	0.1993	0.6018	2.213
Ítem 22	0.6543	0.4029	0.1726	0.6202	2.637
Ítem 23	0.7863	0.2999	0.232	0.7621	6.874
Ítem 24	0.8046	0.1865	0.2281	0.7342	12.443
Ítem 25	0.8078	0.2618	0.2504	0.7837	9.521
Ítem 26	0.8027	0.2706	0.2374	0.774	8.799
Ítem 30	0.5619	0.3019	-0.0125	0.407	3.464

Una vez clarificada la estructura factorial a nivel exploratorio, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) a través del método de Máxima Verosimilitud, con un ajuste del error (causado por la falta de normalidad) por medio del método de Satorra-Bentler (Deng et al., 2018). Se determina que la estructura factorial denota validez convergente, ya que los coeficientes de covarianza estandarizados (correlaciones) poseen valores estadísticamente significativos. Asimismo, se corrobora la validez discriminante al no poseer coeficientes con valores mayores a 0.85, como se observa en la Tabla 7.

Figura 7: Coeficientes de covarianza estandarizados entre factores

	β	Error estándar	p	Intervalo de confianza al 95%	
Factor 1 <--> Factor 2	0.764	0.036	0.000	0.694	0.694
Factor 1 <--> Factor 3	0.721	0.045	0.000	0.632	0.632
Factor 2 <--> Factor 3	0.613	0.052	0.000	0.511	0.511

Por otro lado, al analizar la bondad de ajuste del modelo factorial se identifica un coeficiente Chi estadísticamente significativo ($\chi^2 = 445.561$, $gl = 227$, $p = 0.000$). Sin embargo, para un mayor análisis de la bondad se evaluó la proporción entre la Chi con los grados de libertad (χ^2/gl), así como otros índices de error (RMSEA, SRMR) y comparativos (CFI, TLI). Como se observa en la Tabla 8, los índices de bondad de ajuste denotaron valores satisfactorios.

Figura 8: Índices de bondad de ajuste para el modelo factorial

	χ^2/gl	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
Esperados	≤ 2.0	≤ 0.08	≤ 0.1	≥ 0.9	≥ 0.9
Observados	1.963	0.055	0.054	0.934	0.927

Corroborando estos criterios, se determina que las subescalas motivacionales del MSLQ poseen una adecuada validez de constructo al considerar tres factores latentes distribuidos a través de 23 ítems, como se observa en la Figura 1.

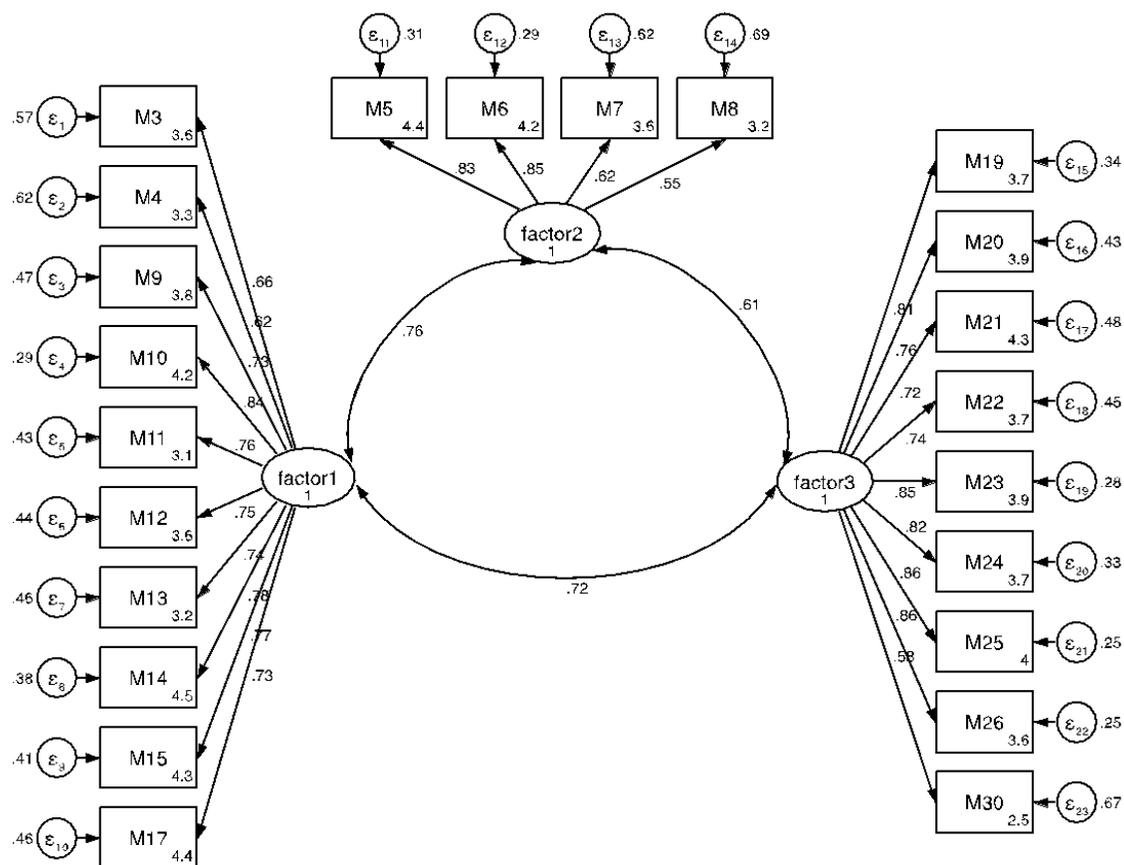


Figura 9: Análisis factorial confirmatorio de las subescalas motivacionales del MSLQ

En cuanto a la confiabilidad por consistencia interna, se analizó el alfa de Cronbach por cada ítem, presentando resultados superiores a 0.9, considerado muy bueno. De esta manera, el instrumento psicométrico final presenta niveles de confiabilidad satisfactorios en el Factor 1 ($\alpha =$

0.805), Factor 2 ($\alpha = 0.921$) y Factor 3 ($\alpha = 0.929$). Al analizar los puntajes totales de la prueba, se obtuvo coeficientes adecuados tanto en el Alfa de Cronbach ($\alpha = 0.949$) como en el Omega de McDonald ($\omega = 0.951$). En cuanto a las correlaciones ítem-total, se obtuvo en promedio un valor de 0.692, lo cual corrobora la consistencia interna. Se concluye que las subescalas motivacionales del MSLQ poseen una alta confiabilidad por consistencia interna.

Con base en los resultados obtenidos, se propone que la estructura final del instrumento mantenga tres dimensiones similares a las propuestas en la versión original: “Motivación extrínseca” (ítems 5, 6, 7 y 8), “Autoeficacia” (ítems 19, 20, 21, 22, 23, 24, 26 y 29) y en base en la evidencia empírica, se propuso un tercer factor, el cual combina ítems que forman parte del componente de valor (ítems 3, 4, 9, 10, 11, 12, 13 y 14) y de expectativa (ítems 15 y 17). Una posible base teórica es la misma teoría del valor-expectativa de Eccles y Wigfield utilizada por Pintrich et al. (1991), que detalla que “no puede existir componentes de valor separados de los de expectativa” (Schunk et al., 2014, p. 57-78), ya que estos procesos psicológicos se encuentran entrelazados. En este sentido, los estudiantes podrían percibir que el valor atribuido a diversos objetos dentro del proceso educativo (por ejemplo: “Es importante para mí aprender los contenidos de los cursos”) se encuentra de forma conjunta a la expectativa del logro específico sobre dichos objetos de valor (por ejemplo: “Al estudiar de manera adecuada aprenderé los contenidos de los cursos”). Se propone nombrar a este tercer factor “Valor intrínseco” debido a la predominancia de los componentes de valor. La estructura final del cuestionario validado, junto a sus estadísticos descriptivos, se pueden observar en la Tabla 9.

Figura 10: Subescalas motivacionales del MSLQ

		Media	DE
Dimensión: “Valor intrínseco”			
M3	Lo que más me gusta es comprender los contenidos lo más profundamente posible.	5.429	1.496
M4	Cuando tengo oportunidad elijo tareas de las cuales puedo aprender a pesar de no estar seguro de salir bien.	4.882	1.491
M9	Lo que aprendo en un curso lo podré usar en otros.	5.531	1.443
M10	Es importante para mí aprender los contenidos de los cursos.	5.727	1.356
M11	En general me interesan los contenidos de la mayoría de cursos.	4.941	1.602
M12	Considero provechosos los contenidos de los cursos porque me permiten	5.304	1.468

	aprender.		
M13	En general me gustan los contenidos de los cursos.	4.944	1.556
M14	Entender el contenido de los cursos es muy importante para mí.	5.854	1.316
M15	Al estudiar de manera adecuada aprenderé los contenidos de los cursos.	5.767	1.341
M17	Si me esfuerzo lo suficiente entenderé los contenidos de los cursos.	5.953	1.347
<hr/>			
Dimensión: "Motivación extrínseca"			
M5	Tener buenas notas en mis cursos es lo que más me gusta.	5.941	1.362
M6	Lo más importante para mí es tener buenas notas para mejorar mi promedio.	5.866	1.393
M7	Me gustaría tener mejores notas que mis compañeros.	5.677	1.561
M8	Quiero que todo me salga bien porque para mí es importante que los demás reconozcan mis habilidades.	5.289	1.678
<hr/>			
Dimensión: "Autoeficacia"			
M19	Confío en que tendré excelentes notas en los cursos.	5.314	1.44
M20	Estoy seguro que podré comprender los contenidos más difíciles de las lecturas.	5.373	1.389
M21	Confío en que entenderé con conceptos básicos de los cursos.	5.78	1.336
M22	Confío en que entenderé con conceptos más complejos de los cursos.	5.345	1.461
M23	Confío en que haré un excelente trabajo con las actividades y exámenes de cada curso.	5.425	1.411
M24	Confío en que me irá bien en los cursos.	5.534	1.479
M25	Confío en que podré obtener las competencias enseñadas.	5.497	1.39
M26	Confío en que tendré éxito, incluso en los cursos de mayor dificultad.	5.404	1.491
M30	Al dar un examen, me siento cómodo, sin nada que me haga sentir mal.	4.615	1.824

Nota. DE = Desviación estándar.

Discusión

La pandemia por la COVID-19 ha permitido el desarrollo de infraestructura tecnológica en la región de Cusco, la cual resulta cada vez más indispensable en todos los ámbitos vitales, siendo la educación uno de los más importantes (Gobierno Regional Cusco, 2022). Sin embargo, es necesario que el proceso de enseñanza-aprendizaje ocurrido en ambientes virtuales sea diseñado de forma contextualizada y considerando tanto las plataformas digitales para su logro, como nuevas maneras en que los docentes generen motivación hacia el aprendizaje en la virtualidad.

Estos objetivos no podrían ser alcanzados sin instrumentos de medición que permitan un diagnóstico válido y confiable de la realidad psicológica estudiantil.

El objetivo de la presente investigación fue la validación de contenido y de constructo de la subescala de motivación del MSLQ en escolares en Cusco (Perú), durante la pandemia, es decir cuando se vieron obligados a estudiar a distancia. Como principal resultado, acorde a la evidencia empírica de los estudiantes escolares cusqueños, se determinó que el MSLQ posee 23 ítems agrupados en tres dimensiones: valor intrínseco, motivación extrínseca y autoeficacia. Esta configuración es distinta a la estructura teórica original, tal como han encontrado diversas validaciones realizadas a nivel nacional e internacional. Sin embargo, como se describe en la revisión sistemática de Curione y Huertas (2016), se han realizado muchos estudios sobre el MSLQ en los últimos 25 años, encontrando distintas configuraciones estructurales. Aunque muchos mantienen la estructura factorial similar al estudio original, otros resultados demuestran que existen tanto factores como ítems que estadísticamente no cumplen con los valores esperados. Estas diferencias se deben a temas de tipo cultural y contextual.

Los resultados del presente estudio coinciden con ciertas constantes encontradas en la literatura como el retiro de la subescala “test de ansiedad” (Credé & Phillips, 2011; Moneta & Tofful, 2019) ya que, si bien Pintrich et al. (1991) lo considera como un aspecto que afecta el desempeño académico, resulta poco relacionado al constructo psicológico de la motivación al momento de ser analizado por estudiantes tanto universitarios como escolares. Asimismo, se ha encontrado en diversos contextos que la estructura del MSLQ posee una mejor explicación al reducir su estructura, existiendo ejemplos con 3 factores y 17 ítems, así como estructuras de 4 factores (Jakešová, 2014; Vaculíková, 2016; Cardozo, 2018; todos citados en Villarreal-Fernández & Arroyave-Giraldo, 2022).

A través de la presente investigación se corrobora que la subescala de motivación del MSLQ en su versión final es válida y confiable para conocer la motivación para el aprendizaje, y puede ser usado con garantía en estudiantes de los últimos años de secundaria de Cusco, tanto en instituciones de financiamiento público como privado. No obstante, existe la limitación de no poder generalizar estos resultados, debido a que no se ha analizado las variaciones que pudieran existir en la población de otras regiones y si la estructura del MSLQ validada en la presente investigación puede ser diferente según características sociodemográficas como el sexo, el tipo de colegio o la región en la que se vive, por lo que futuros estudios de invarianza factorial son

recomendados. Asimismo se debe considerar que estos datos corresponden a escolares durante la época de pandemia, que obligó a que estudiaran a través de dispositivos digitales, lo cual puede haber modificado las condiciones motivacionales para el aprendizaje. Se sugiere que este instrumento continúe siendo validado, en su contenido y constructo, especialmente en zonas con modalidades idiomáticas del español, con formas distintas de expresión.

Referencias

1. Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45(1), 131-142. <https://doi.org/10.1177/0013164485451012>
2. Alfaro Auca, C. (2019). *Motivación académica y estrategias de aprendizaje de los estudiantes de la escuela profesional de arquitectura de la universidad andina del Cusco, 2019* [Tesis de doctorado, Universidad Andina del Cusco]. Repositorio Universitario. <https://bit.ly/3L6Fxp0>
3. Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191-215. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191>
4. Campbell, D. T., & Stanley, J. C. (1963). *Experimental and quasi-experimental designs for research*. Rand McNally & Company. <https://bit.ly/3d0eGyJ>
5. Cardozo, A. (2008). Motivación, Aprendizaje y rendimiento académico en Estudiantes del primer año universitario. *Laurus*, 14(28), 209-237. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=76111716011>
6. CAST. (2018). *Universal design for learning guidelines, version 2.2* [Organizador Gráfico]. CAST. <https://bit.ly/3cNVqEE>
7. Chakraborty, R., Haqyar, M., & Chechi, V. K. (2021). Validation of Motivated Strategies for Learning Questionnaire Among High School Students in Afghanistan. *Pakistan Journal of Psychological Research*, 36(4), 615-629. <https://bit.ly/3RqVWYa>
8. Cheung, G. W., & Wang, C. (2017). Current Approaches for Assessing Convergent and Discriminant Validity with SEM: Issues and Solutions. *Academy of Management Proceedings*, 2017(1). <https://doi.org/10.5465/ambpp.2017.12706abstract>

9. Chiu, T. K. F., Lin, T. J., & Lonka, K. (2021). Motivating Online Learning: The Challenges of COVID-19 and Beyond. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 30, 187-190. <https://doi.org/10.1007/s40299-021-00566-w>
10. Comisión Europea. (2021). *E-learning through lockdown* [Artículo Web]. Comisión Europea. <https://bit.ly/3wTCPOd>
11. Conradt, C., & Bogner, F. X. (2022). Measuring Students' School Motivation. *Education Sciences*, 12, 378. <https://doi.org/10.3390/educsci12060378>
12. Credé, M., & Phillips, L. A. (2011). A meta-analytic review of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire. *Learning and Individual Differences*, 21(4), 337–346. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2011.03.002>
13. Curione, K. y Huertas, J. A. (2016). Revisión del MSLQ: veinticinco años de evaluación motivacional. *Revista de Psicología*, 12(24). <https://bit.ly/3Iicfku>
14. D'agostino, R. B., Belanger, A. & D'agostino Jr., R. B.(1990) A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality. *The American Statistician*, 44(4), 316-321. <http://doi.org/10.1080/00031305.1990.10475751>
15. Deng, L., Yang, M., & Marcoulides K. M. (2018) Structural Equation Modeling With Many Variables: A Systematic Review of Issues and Developments. *Frontiers in Psychology*, 9(580). <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00580>
16. Díaz-Noguera, M. D., Hervás-Gómez, C., De la Calle-Cabrera, A. M., & López-Meneses, E. (2022). Autonomy, Motivation, and Digital Pedagogy Are Key Factors in the Perceptions of Spanish Higher-Education Students toward Online Learning during the COVID-19 Pandemic. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(2), 654. <https://doi.org/10.3390/ijerph19020654>
17. Finn, B. (2015). Measuring Motivation in Low-Stakes Assessments. ETS Research Report Series, 2015(2), 1–17. <http://doi.org/10.1002/ets2.12067>
18. Fong, C. J. (2022). Academic motivation in a pandemic context: a conceptual review of prominent theories and an integrative model. *Educational Psychology*. <https://doi.org/10.1080/01443410.2022.2026891>
19. Gobierno Regional Cusco. (2022). *Conectando la región: acceso gratuito a internet en zonas rurales para mejorar la educación* [Nota de prensa]. Gobierno del Perú. <https://bit.ly/3LcMu8B>

20. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis*, 8va edición. Cengage Learning.
21. Hernández, R., & Mendoza, C. P. (2018). *Metodología de la investigación: las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. McGraw-Hill Education. <https://bit.ly/3Ry0WKs>
22. Hilpert, J. C., Stempien, J., van der Hoeven Kraft, K. J., & Husman, J. (2013). Evidence for the Latent Factor Structure of the MSLQ. *SAGE Open*, 3(4). <https://doi.org/10.1177/2158244013510305>
23. Holland, D. F., Kraha, A., Zientek, L. R., Nimon, K., Fulmore, J. A., Johnson, U. Y., Ponce, H. F., Aguilar, M. G., & Henson, R. K. (2018). Reliability Generalization of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire: A Meta-Analytic View of Reliability Estimates. *SAGE Open*, 8(3). <https://doi.org/10.1177/2158244018802334>
24. Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <https://bit.ly/3BbN1CV>
25. Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI]. (2018). *Perú: Perfil sociodemográfico. Informe Nacional*. INEI. <https://bit.ly/2N9nTHc>
26. Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI]. (2021a). *Se incrementó población que utiliza Internet a diario* [Nota de prensa]. INEI. <https://bit.ly/3QNS8iu>
27. Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI]. (2021b). *El 55,0% de los hogares del país accedieron a internet en el tercer trimestre del 2021* [Nota de prensa]. INEI. <https://bit.ly/3eEOfis>
28. Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI]. *Se incrementa asistencia de niñas y niños a clases virtuales de todos los niveles educativos* [Nota de prensa virtual]. INEI. <https://bit.ly/3cXFaRp>
29. Inzunza, B., Pérez, C., Márquez, C., Ortiz, L., Marcellini, S., & Duk, S. (2018). Estructura factorial y confiabilidad del Cuestionario de Motivación y Estrategias de Aprendizaje, MSLQ, en Estudiantes universitarios chilenos de primer año. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 47(2), 21-35. <https://doi.org/10.21865/ridep47.2.02>

30. Jakešová, J. (2014). The validity and reliability study of the czech version of the motivated strategies for learning questionnaire (MSLQ). *The New Educational Review*, 35(1), 54-65. <https://tner.polsl.pl/e35/a4.pdf>
31. Jakesova, J., & Hrbackova, K. (2014). The Czech adaptation of motivated strategies for learning questionnaire (MSLQ). *Asian Social Science*, 40, 90–116. <https://doi.org/10.5539/ass.v10n12p72>
32. Lockee, B. B. (2021). Online education in the post-COVID era. *Nature Electronics*, 4, 5-6. <https://doi.org/10.1038/s41928-020-00534-0>
33. López-Aguado, M., & Gutiérrez-Provecho, L. (2019). Cómo realizar e interpretar un análisis factorial exploratorio utilizando SPSS. *Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, 12(2), 1-14. <http://doi.org/10.1344/reire2019.12.227057>
34. Malá, I., Sladek, V., Bilkova, D. (2021). Power Comparisons of Normality Tests Based on L-moments and Classical Tests. *Mathematics and Statistics*, 9(6), 994-1003. <http://doi.org/10.13189/ms.2021.090615>
35. Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519–530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
36. McKeachie, W. J., Pintrich, P. R., Lin, Y. y Smith, D. A. F. (1986). *Teaching and Learning in the College Classroom. A Review of the Research Literature*. University of Michigan. <https://bit.ly/3L4FmKf>
37. Ministerio de Educación del Perú [MINEDU]. (2016). *Cusco: ¿Cómo vamos en educación?*. ESCALE. <https://bit.ly/3qW9XBH>
38. Moneta Pizarro, A. y Tofful, C. M. (2019). *La motivación de los alumnos y sus dimensiones en las carreras de grado a distancia de la FCA-UNDEF* [Artículo de ponencia]. 8º Seminario Internacional Rueda 2019, Argentina. <https://bit.ly/3PhdDJ0>
39. National Center for Education Statistics. (2022). Impact of the coronavirus pandemic on the elementary and secondary education system. En *The Condition of Education 2021*. U.S. Department of Education, Institute of Education Sciences. <https://bit.ly/3RAHywc>
40. OCDE. (2020). *La educación en tiempos de la pandemia de COVID-19* [Informe virtual]. CEPAL. <https://bit.ly/3Rs1vpb>

41. Pintrich, P. R., Smith, D. A. F., García, T. y McKeachie, W. J. (1991). *A Manual for the Use of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ)*. University of Michigan. <https://bit.ly/3Jia2qO>
42. Puicaño, A. L. (2022). El uso del WhatsApp y el desempeño docente a nivel primario en el distrito de Ocoña, 2022. *Horizontes. Revista de Investigación en Ciencias de la Educación*, 6(24). <https://doi.org/10.33996/revistahorizontes.v6i24.402>
43. Quesada-Pallarès, C., Sánchez-Martí, A., Círaso-Calí, A., & Pineda-Herrero, P. (2019). Online vs. Classroom Learning: Examining Motivational and Self-Regulated Learning Strategies Among Vocational Education and Training Students. *Frontiers in Psychology*, 10. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02795>
44. Rose, D. H., Gravel, J. W., & Gordon, D. T. (2013). Universal Design for Learning. En L. Florian (Eds.), *The SAGE Handbook of Special Education, Volume One*, 2nd edition (pp. 442-454). SAGE. <https://bit.ly/3RhwxAn>
45. Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. <https://bit.ly/3BpmovK>
46. Ryan, R. M. y Deci, E. L. (2000). Self-Determination Theory and the Facilitation of Intrinsic Motivation, Social Development, and Well-being. *American Psychologist*, 55(1), 68-78. <http://doi.org/10.1037/110003-066X.55.1.68>
47. Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23-74. <https://bit.ly/3Dn7gAg>
48. Schumacher, R. E., & Lomax, R. G. (2015). *A Beginner's Guide to Structural Equation*, 4ta edición. Routledge.
49. Schunk, D. H., Meece, J. R., & Pintrich, P. R. (2014). *Motivation in Education: Theory, Research and Applications*. Pearson. <https://bit.ly/3wVw6Dg>
50. Torres Valladares, M. (2002). *Influencia de la motivación y estrategias de aprendizaje en el rendimiento académico de estudiantes universitarios* [Investigación académica]. CONCYTEC. <https://bit.ly/3Qx6K5K>
51. UNESCO. (2020, 16 de diciembre). *From COVID-19 learning disruption to recovery: A snapshot of UNESCO's work in education in 2020* [Artículo web]. UNESCO. <https://bit.ly/3cNXpsA>

52. UNICEF. (2021). *Reimaginar la educación en América Latina y el Caribe* [Artículo web]. UNICEF. <https://uni.cf/3Qg9Afo>
53. Vaculíková, J. (2016). The Third Round of the Czech Validation of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ). *International Education Studies*, 9(7), 35-46. <http://dx.doi.org/10.5539/ies.v9n7p35>
54. VandenBos, G. R. (2015). *APA dictionary of psychology, segunda edición*. American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14646-000>
55. Vegas, E. (2020, 14 de Abril). *School closures, government responses, and learning inequality around the world during COVID-19* [Reporte virtual]. Brookings. <https://brook.gs/3QfyWKr>
56. Veliz M, Nieva J, Soto L, Robalino P, Musso M. (2021). *Validación de un cuestionario de motivación y estrategias de aprendizaje (MSLQ) para la modalidad virtual durante la pandemia COVID-19* [Artículo de ponencia]. Reuniones AACC, XVIII Reunión Nacional y VII Encuentro Internacional de la AACC. <https://bit.ly/3qhGWzZ>
57. Villarreal-Fernández, J. E., & Arroyave-Giraldo, D. I. (2022). Adaptación y Validez de la Escala de Motivación del Motivated Scale Learning Questionnaire (MSLQ) en Universitarios Colombianos. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 20(1), 119-150. <https://doi.org/10.25115/ejrep.v20i56.4394>
58. Wigfield, A. y Eccles, J. S. (2000). Expectancy–Value Theory of Achievement Motivation. *Contemporary Educational Psychology* 25, 68–81. <http://doi.org/10.1006/ceps.1999.1015>
59. Williams, M. K. (2017). John Dewey in the 21st Century. *Journal of Inquiry & Action in Education*, 9(1), 91-102. <https://bit.ly/3KJuiTw>
60. Yábar Calderón, V. (2021). *Correlación entre inteligencia emocional y motivación en estudiantes de docencia universitaria de posgrado de la universidad andina Cusco 2019* [Tesis de maestría, Universidad Andina del Cusco]. Repositorio Institucional. <https://bit.ly/3qv0zET>
61. Yáñez, S., Jaramillo, M. C., & Correa, J. C. (1999). Una revisión de medidas multivariadas de asimetría y Kurtosis para pruebas de multinormalidad. *Revista Colombiana de Estadística*, 22(2), 5-16. <https://bit.ly/3RWuKQI>

© 2022 por los autores. Este artículo es de acceso abierto y distribuido según los términos y condiciones de la licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional (CC BY-NC-SA 4.0) (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>).