

NOMBRE DEL TRABAJO

Artículo Tesis Final - Melissa Rojas y grupo.docx

AUTOR

Cristian Adriano

RECuento DE PALABRAS

4797 Words

RECuento DE CARACTERES

26815 Characters

RECuento DE PÁGINAS

19 Pages

TAMAÑO DEL ARCHIVO

270.0KB

FECHA DE ENTREGA

Aug 5, 2024 3:35 PM GMT-5

FECHA DEL INFORME

Aug 5, 2024 3:36 PM GMT-5

● 15% de similitud general

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para cada base de datos.

- 14% Base de datos de Internet
- Base de datos de Crossref
- 9% Base de datos de trabajos entregados
- 6% Base de datos de publicaciones
- Base de datos de contenido publicado de Crossref

● Excluir del Reporte de Similitud

- Material bibliográfico
- Material citado
- Coincidencia baja (menos de 9 palabras)

1 Construcción y propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción hacia los Medios Didácticos de Aprendizaje Virtual Sincrónica.

Melissa Elizabeth Rojas Melendrez¹; Gladys Olivares Ramos²; Ángel William Pompa Ramos³

Resumen

La educación virtual ha crecido considerablemente en universidades, especialmente impulsada por la pandemia de COVID-19. Aunque algunas instituciones ya ofrecían esta modalidad, muchas enfrentaron desafíos como la falta de competencias docentes, deficiencias en el diseño de materiales de estudio y limitaciones tecnológicas, resultando en altas tasas de deserción estudiantil.

15 El propósito del estudio fue desarrollar y validar la Escala de Satisfacción hacia los Medios Didácticos de Aprendizaje Virtual (ESMAV) compuesta por tres factores: 1) Plataforma virtual, 2) Habilidades Docente 3) Contenidos de enseñanza. La muestra consistió en un total de 719 adultos peruanos, con 313 en el 5 Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y 400 en el 1 Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), cuyas edades oscilaron entre 17 y 36 años, seleccionados mediante un muestreo no probabilístico accidental o consecutivo. 5 Los resultados del AFC demostraron una estructura interna de tres factores latentes con índices de ajuste adecuados (SRMR = .48, CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = .53). 26 Además, la consistencia interna de la escala presentó adecuada confiabilidad mediante el coeficiente alfa y omega ($\alpha = .91$; $\omega = .91$). 2 Se concluye que la ESMVA presenta adecuadas propiedades psicométricas para evaluar la Satisfacción Hacia los medios Didácticos de Aprendizaje Virtual Sincrónico en estudiantes universitarios peruanos.

Palabras clave: Satisfacción, medios didácticos, aprendizaje virtual, análisis factorial.

3 Construction and Psychometric Properties of the Satisfaction Scale for synchronous virtual learning teaching aids.

Abstract

Virtual education has grown considerably in universities, especially driven by the COVID-19 pandemic. Although some institutions had already offered this modality, many faced challenges such as lack of teaching competencies, deficiencies in study material design, and technological limitations, which resulted in high student dropout rates.

11 The purpose of the study was to develop and validate the Scale of Satisfaction towards Virtual Learning Didactic Media (ESMAV), which is composed of three factors: 1) Virtual platform, 2) Teaching skills, and 3) Teaching content. The sample consisted of 719 Peruvian adults, with 313 in 14 the Exploratory Factor Analysis (EFA) and 400 in the Confirmatory Factor Analysis (CFA), aged between 17 and 36 years, selected through accidental or consecutive non-probabilistic sampling. The results of the CFA demonstrated an internal structure of three latent factors with adequate fit indices (SRMR = .048, CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = 0.53). Additionally, the internal consistency of the scale was demonstrated to be adequate adequate, as evidenced by the alpha ($\alpha = .91$) and omega ($\omega = .91$) coefficients. In conclusion, the ESMAV exhibits adequate psychometric properties for assessing satisfaction with synchronous virtual learning didactic media among Peruvian university students.

Keywords: Satisfaction, teaching aids, virtual learning, factor analysis.

18 1. Introducción

A causa de la pandemia de la Covid-19 se estableció el cierre mundial de establecimientos públicos incluidas las instalaciones educativas presenciales para impedir 6 la propagación del virus (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura [UNESCO], 2020). Esta limitante afectó al 94% de la población estudiantil global (Organización de las Naciones Unidas (Onu, 2020). Por lo que el desarrollo de la educación

virtual durante esta crisis pandémica se vio reflejado en un incremento del 70% desde enero del 2020 a enero del 2022, lo que significa que esta modalidad sigue en aumento (Rico, 2022), estableciéndose como un nuevo medio de enseñanza en diferentes universidades de nuestro país (Andino et al., 2021); (Minedu, 2021).

Sin embargo, esta nueva modalidad ha generado una percepción negativa en el 87.7% de los estudiantes, quienes sintieron insatisfacción a causa de la ausencia de competencias docentes, el nuevo diseño y elaboración de materiales de estudio, la carencia de recursos tecnológicos que se emplean para efectuar la educación virtual, entre otros (Callasaca et al., 2021). Por lo que, el 94% de los estudiantes expresó su anhelo de regresar a las clases virtuales (López, 2022). Además, se ha visto que, estudiantes han preferido abandonar su plan académico, cambiarse de carrera u optar por un cambio de universidad (Ochoa, 2023).

Todo ello indicaría que, la enseñanza virtual y su efectividad en el aprendizaje significativo está sujeta a la satisfacción de los estudiantes con la nueva metodología. Por lo que, la educación virtual debe ser integral, no solo buscar resultados académicos, sino obtener la satisfacción de los estudiantes en la calidad de interacción con los docentes, aprovechando el potencial de la plataforma virtual (Herrera & Hernández, 2021).

Actualmente, no hay escalas que miden satisfacción de los medios didácticos de aprendizaje virtual, solo instrumentos de satisfacción académica siendo muchos de ellos ambiguos, entre ellos: La Escala de Satisfacción Académica Pedagógica en Argentina, creada por; (Medrano & Pérez, 2010), que consta de 8 ítems; además del cuestionario de satisfacción académica, creada por Soares y adaptado al castellano, con 13 ítems distribuidas en 3 dimensiones; en función de una respuesta Likert (Soares et al., 2011).

Respecto al Perú se encontró, la escala breve de satisfacción estudiantil, creada por (Merino et al., 2017), presenta una estructura unidimensional, que consta de 3 ítems, con respuesta Likert de 5, desde “muy en desacuerdo” hasta “muy de acuerdo”. Así también, (Peña, 2020), adaptó la escala de Satisfacción Académica creada en Argentina por Medrano y Pérez

en 2019. En una muestra de 304 universitarios de Lima Metropolitana. Referente al análisis de la estructura interna se muestran índices de ajuste adecuados (CFI=.94; TLI=.91; SRMR=.59; RMSEA=.40). La confiabilidad mediante el coeficiente de Alfa de Cronbach evidenció una adecuada consistencia interna con un valor de .71, lo cual indica que la escala es confiable.

Actualmente, gran cantidad de estudiantes universitarios, al no obtener satisfacción académica, correrían un alto riesgo de abandonar su plan académico, inclusive cambiarse de carrera u portar por cambiar de universidad (Barraza, 2023) (Yong et al., 2017). Esto puede ir en aumento al no identificar anticipadamente la insatisfacción de estudiantes frente a la educación virtual debido a la ausencia de instrumentos para evidenciar esta problemática. Por lo tanto, se ha visto necesario el desarrollo de una escala para medir la insatisfacción frente a los medios didácticos de aprendizaje virtual, con adecuadas propiedades psicométricas de fiabilidad y validez que permitan evidenciar la efectividad y precisión del instrumento.

De esta manera, este estudio tiene como objetivo, desarrollar y validar un instrumento con la capacidad de medir con precisión el grado de satisfacción de estudiantes universitarios frente a los medios didácticos de aprendizaje virtual en un contexto peruano.

2. Materiales y métodos

Este estudio tiene un enfoque instrumental, dado que se ocupa del desarrollo de un instrumento de medición psicológica y examina sus propiedades psicométricas (Ato et al., 2013).

2.1. Participantes

En este estudio participaron en total 719 estudiantes universitarios matriculados en cursos virtuales. La primera muestra incluyó a 319 estudiantes para realizar el análisis factorial exploratorio, mientras que la segunda muestra constó de 400 participantes para llevar a cabo el análisis factorial confirmatorio. Además, el rango de edad de los participantes en ambas muestras fue de 17 a 36 años. Estas muestras fueron obtenidas mediante un muestreo no

probabilístico accidental o consecutivo, que permite reclutar de manera casual a los sujetos disponibles necesarios para alcanzar el tamaño de muestra deseado (Otzen & Manterola, 2017).

16 Para la selección de los participantes, se consideraron los siguientes criterios de inclusión: (a) participación voluntaria en el estudio y (b) ser estudiantes universitarios matriculados en cursos virtuales. Asimismo, se establecieron criterios de exclusión que consistieron en: (a) no completar todos los ítems del cuestionario y (b) responder al azar los cuestionarios.

8 En la tabla 1 se presentan las características sociodemográficas de la muestra tanto en el AFE y AFC. En el AFE 7 la edad promedio de los participantes fue de 22.3 (D.E. = 2.89) y en el AFC fue de 25.4 (D.E. = 5.03). La mayoría de los participantes fueron mujeres tanto en el AFE y AFC. Además, la mayoría de participante tiene como residencia la zona costa. En el AFE el 19.7% de los participantes se encontraba en el quinto año de estudios y en el AFC el 41.5% en el segundo año. La mayoría de estudiante pertenecen a universidades privadas. Los dispositivos tecnológicos más utilizados para las clases virtuales fueron la laptop y el celular (55.8%).

Tabla 1. Características sociodemográficas de los participantes

Variables sociodemográficas	Análisis Exploratorio (n = 319)		Análisis Confirmatorio (n = 400)	
	N	%	N	%
Sexo				
Femenino	217	68.0%	210	52.5%
Masculino	102	32.0 %	190	47.5%
Residencia				
Costa	183	57.4%	285	71.3%
Sierra	47	14.7%	63	15.8%
Selva	89	27.9%	52	13.0%
Año de estudios				
Primero	53	16.6%	55	13.8%
Segundo	59	18.5%	166	41.5%
Tercero	52	16.3%	103	25.8%
Cuarto	57	17.9%	49	12.3%
Quinto	63	19.7%	27	6.8%
Sexto	8	2.5%	--	--
Séptimo	27	8.5%	--	--
Tipo universidad				

Privada	293	91.8%	351	87.8%
Pública	26	8.2%	49	12.3%
Uso de dispositivos				
Laptop	85	26.6%	12	3.0%
Celular	92	28.8%	15	3.8%
PC	13	4.1%	5	1.3%
Laptop y Celular	103	32.3%	223	55.8%
Laptop, Celular y PC	13	4.1%	90	22.5%
Celular y PC	7	2.2%	42	10.5%
Otros	6	1.9%	13	3.3%

2.2. Instrumentos

Los investigadores de este estudio desarrollaron la Escala de Satisfacción hacia los Medios Didácticos de Aprendizaje Virtual Sincrónica (SMEDAV) con el propósito de evaluar la satisfacción de los estudiantes hacia los medios didácticos utilizados por las universidades como alternativa a las clases presenciales. Esta escala consta de 26 ítems distribuidos en tres dimensiones. La primera dimensión evalúa la satisfacción con los contenidos de la enseñanza virtual mediante 5 ítems, la segunda dimensiona la satisfacción con los docentes a través de 12 ítems, y la tercera dimensión aborda la satisfacción con las plataformas virtuales utilizadas en las clases, con 9 ítems. Los valores asignados a los ítems fueron definidos en una escala de tipo Likert: “Muy insatisfecho” = 1 punto, “Insatisfecho” = 2 puntos, “Indiferente” = 3 puntos, “Satisfecho” = 4 puntos y “Muy satisfecho” = 5 puntos.

2.3. Procedimientos

El comité de ética de la facultad Ciencias de la Salud de la Universidad Peruana Unión revisó y aprobó el estudio con número de aprobación 2023-CEUPeU-029. La recolección de datos se llevó a cabo en dos fases. La primera fase, destinada al análisis factorial exploratorio, tuvo lugar en enero de 2024. La segunda fase, enfocada en el análisis factorial confirmatorio, se realizó entre abril y mayo de 2024. Los datos se recopilaron utilizando formularios virtuales (Google Forms). El enlace al formulario se difundió en varios medios de comunicación y plataformas sociales como Facebook, WhatsApp e Instagram. En la encuesta se detalló el

propósito del estudio y se solicitó el consentimiento informado de cada participante, asegurándoles que la información sería tratada de manera anónima y confidencial, y utilizada únicamente con fines académicos. Asimismo, se indicó¹³ que la participación era voluntaria y que los participantes podían retirarse en cualquier momento si así lo deseaban. También se dejó claro que cada participante tenía la opción de decidir si deseaba responder o no al cuestionario.

Finalmente, se proporcionó el correo electrónico de los investigadores para aquellos participantes interesados en obtener más información sobre el estudio.

2.4. Análisis⁴ de datos

El proceso de validación del contenido se efectuó¹ mediante la evaluación de expertos, quienes examinaron la claridad, relevancia y representatividad de cada ítem. Además, se utilizó el coeficiente V-Aiken (> 0.70) como criterio para determinar la validez del contenido (Merino & Livia, 2022). Antes de proceder con el Análisis Factorial Exploratorio (AFE), se realizó una verificación de los criterios establecidos por la prueba de Esfericidad de Bartlett (Montoya, 2007) y para el cumplimiento de los puestos se utilizó Kaiser-Meyer-Olkin (KMO).

Posteriormente,¹⁹ se aplicó el Análisis Paralelo (AP) para definir el número adecuado de factores. Finalmente, el AFE se ejecutó utilizando el método de Máxima Verosimilitud junto con la rotación Oblimin. Para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se utilizó el estimador Máxima Verosimilitud Robusta, la cual se puede utilizar en ítems con más de cinco opciones de respuestas y con una distribución de los datos aproximadamente normal (Brown, 2015). Además, para evidenciar un buen ajuste del modelo se analizaron los indicadores del²² Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI) los cuales deben ser $> .90$. También se usó el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) y Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) que debe ser $< .06$ o $.08$ evidenciando un ajuste admisible (Hu & Bentler, 1999; Mueller & Hancock, 2007; Schreiber et al., 2006). En cuanto al análisis de fiabilidad de la escala se optó por el método de consistencia interna haciendo uso del coeficiente

Alpha de Crombach y Omega de McDonald, para lo cual el coeficiente debe ser mayor a .70 para considerarse un valor aceptable (Campo & Oviedo, 2008). Los análisis estadísticos fueron realizados en el programa R versión 4.2.2. (RStudio, 2022). El AFE y AFC se realizó con el paquete Lavaan versión 0.6-8 y la fiabilidad con el paquete Sem Tools versión 0.5-5.

3. Resultados

3.1. Análisis de validez de contenido

En el proceso de validación de un test es imprescindible abarcar todas las cuestiones experimentales, estadísticas y filosóficas (Messick, 1993). Además, para hacer uso de los ítems, es esencial realizar un proceso de revisión teórica para los componentes del constructo (Carretero & Pérez, 2005).

De esta manera se procedió a calcular los coeficientes mediante el método de validez V de Aiken para la escala de Satisfacción académica Virtual, que se resume (ver tabla 2) donde se presentan valores mayores de 0.80, lo cual indica el consenso que existe para la inclusión de ítems, pues guardan relación y evalúa los indicadores específicos del constructo obteniendo la validez del contenido del instrumento.

Tabla 2. Validez de contenido de la prueba por V de Aiken

Ítems	V(Rele)	V(Cohe)	V(Clar)	V(Cont)
1	1.00	1.00	1.00	1.00
2	1.00	1.00	1.00	1.00
3	1.00	1.00	0.87	1.00
4	1.00	1.00	1.00	1.00
5	1.00	1.00	0.87	1.00
6	1.00	1.00	1.00	1.00
7	1.00	1.00	1.00	1.00
8	1.00	1.00	0.87	1.00
9	1.00	1.00	1.00	1.00
10	1.00	1.00	1.00	1.00
11	1.00	1.00	1.00	1.00
12	1.00	1.00	1.00	1.00
13	1.00	1.00	1.00	1.00
14	1.00	1.00	1.00	1.00
15	0.93	0.93	0.80	1.00
16	1.00	1.00	0.93	1.00

17	1.00	1.00	0.93	1.00
18	1.00	1.00	1.00	1.00
19	1.00	1.00	1.00	1.00
20	1.00	1.00	1.00	1.00
21	1.00	1.00	0.93	1.00
22	1.00	1.00	0.93	1.00
23	1.00	1.00	1.00	1.00
24	1.00	1.00	1.00	1.00
25	1.00	1.00	0.87	1.00
26	1.00	1.00	0.80	1.00

3.2. Análisis factorial exploratorio

2 Antes de realizar el AFE se verificó el cumplimiento de los supuestos. El Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) fue de .95, este coeficiente es considerado elevado (Kaiser, 1974). 2 Adicionalmente, el test de esfericidad de Bartlett reportó valores adecuado ($\chi^2 = 94.46$; $gl = 25$; $p < .001$); estos coeficientes indican que es apropiado el uso del AFE para explorar la estructura interna del instrumento. El Análisis Paralelo sugiere la existencia de una estructura de tres factores latentes subyacente de los ítems (Figura 1); esto satisface el modelo propuesto del constructo.

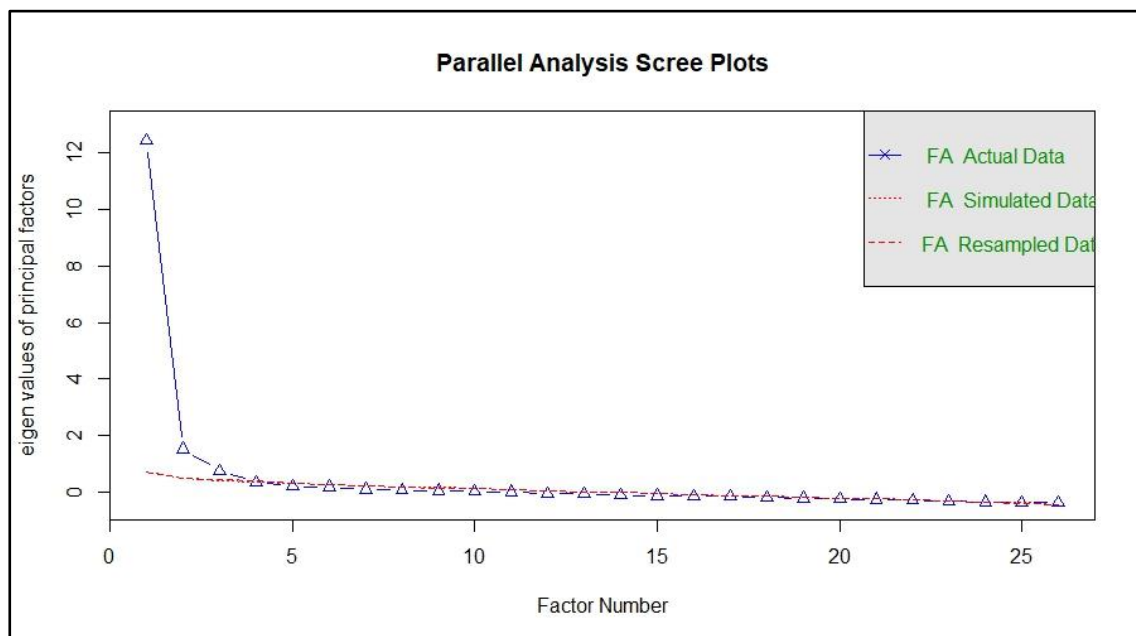


Figura 1. Número de factores del constructo.

Para evaluar la estructura interna de la escala, se empleó el método de máxima verosimilitud (ML) con rotación oblimin. El AFE evidenció que la mayoría los ítems presentan cargas factoriales adecuadas con el factor que le corresponde, sin embargo, los ítems 1, 6 y 26 presentaron cargas factoriales menores a .50, por lo que se optó por eliminarlos. De esta manera, los tres factores latentes explican en conjunto el 61.0% de la varianza acumulada; evidenciando la simplicidad factorial obtenida.

Tabla 3. *Análisis factorial exploratorio de la escala.*

Ítems	F1	F2	F3
DO 7	.65		
DO 8	.56		
DO 9	.52		
DO 10	.75		
DO 11	.85		
DO 12	.69		
DO 13	.76		
DO 14	.70		
DO 15	.71		
DO 16	.85		
DO 17	.61		
PV18		.74	
PV19		.78	
PV20		.84	
PV21		.57	
PV22		.74	
PV23		.68	
PV24		.73	
PV25	.32	.53	
CO2			.69
CO3			.63
CO4			.72
CO5			.88
% Varianza explicada	28.0	20.0	13.0

Nota: F1=Habilidades docente; F2=Plataforma virtual; F3= Contenido de enseñanza.

3.2. Análisis preliminar de los ítems

Se procedió a realizar un análisis descriptivo de los ítems para determinar la distribución de los datos, evaluando la media, desviación estándar, asimetría y curtosis. En la tabla 3 se observa que el ítem 14 presenta una puntuación promedio mayor ($M=4.25$; $DE=.55$) y el ítem 2 la puntuación promedio más baja ($M=4.00$; $DE=.68$). Respecto a la asimetría y curtosis los

valores se encuentran dentro del límite recomendado de ± 2.0 (Rodríguez & Ruiz, 2008), aunque la curtosis puede aceptarse hasta ± 7.0 (Finney & DiStefano, 2006). Esto indica que los ítems presentan una distribución aproximadamente normal.

Tabla 4. ¹ *Análisis preliminar de los ítems de la escala.*

Ítems	M	DE	g^1	g^2
CO2	4.00	0.68	-1.51	4.71
CO3	4.15	0.69	-1.26	4.16
CO4	4.10	0.66	-1.22	4.29
CO5	4.11	0.71	-1.21	3.29
DO7	4.13	0.68	-1.03	2.67
DO8	4.23	0.64	-1.10	3.88
DO9	4.08	0.74	-1.18	2.36
DO10	4.18	0.66	-1.05	2.99
DO11	4.15	0.67	-1.03	2.49
DO12	4.20	0.62	-0.86	3.00
DO13	4.19	0.55	-0.56	3.74
DO14	4.25	0.55	-0.22	1.08
DO15	4.16	0.66	-0.97	2.77
DO16	4.16	0.65	-1.10	3.46
DO17	4.17	0.66	-1.18	4.14
PV18	4.16	0.69	-1.14	3.18
PV19	4.20	0.61	-0.93	3.44
PV20	4.19	0.64	-1.04	3.27
PV21	4.21	0.61	-0.61	2.09
PV22	4.16	0.67	-1.00	2.68
PV23	4.15	0.66	-0.85	2.30
PV24	4.16	0.70	-1.03	2.38
PV25	4.08	0.68	-1.12	3.27

¹⁰ Nota: M = Media; DE = Desviación Estándar; g_1 = Asimetría; g_2 = Curtosis

3.3. Análisis factorial confirmatorio y confiabilidad

Posteriormente se realizó el AFC basándose en ¹ el modelo de tres factores latentes. Los índices de bondad de ajuste fueron adecuados: $\chi^2 = 484.13$, $gl = 227$, $\chi^2/gl = 2.13$, $p < .001$; CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = .053 (90% CI: .048 - .059), SRMR = .048. Además, las cargas factoriales (λ) fueron mayores a .50. Por otro lado, las covarianzas entre los factores son menores a .80, evidenciando una estructura de tres factores latentes. Finalmente, ¹ los coeficientes alfa y omega de todos los factores fueron superiores a .70, evidenciando una adecuada confiabilidad de la escala.

Tabla 5. *Análisis factorial confirmatorio, covarianzas y confiabilidad.*

Ítems	F1	F2	F3
DO 7	.57		
DO 8	.66		
DO 9	.70		
DO 10	.75		
DO 11	.69		
DO 12	.73		
DO 13	.71		
DO 14	.67		
DO 15	.75		
DO 16	.66		
DO 17	.72		
PV18		.73	
PV19		.71	
PV20		.77	
PV21		.69	
PV22		.80	
PV23		.77	
PV24		.78	
PV25		.76	
CO2			.68
CO3			.83
CO4			.68
CO5			.84
F1	--		
F2	.79	--	
F3	.76	.61	--
α	.91	.91	.84
ω	.91	.91	.85

Nota: F1=Habilidades docente; F2=Plataforma virtual; F3= Contenido de enseñanza. α = Alfa de Cronbach, ω =Omega de McDonald

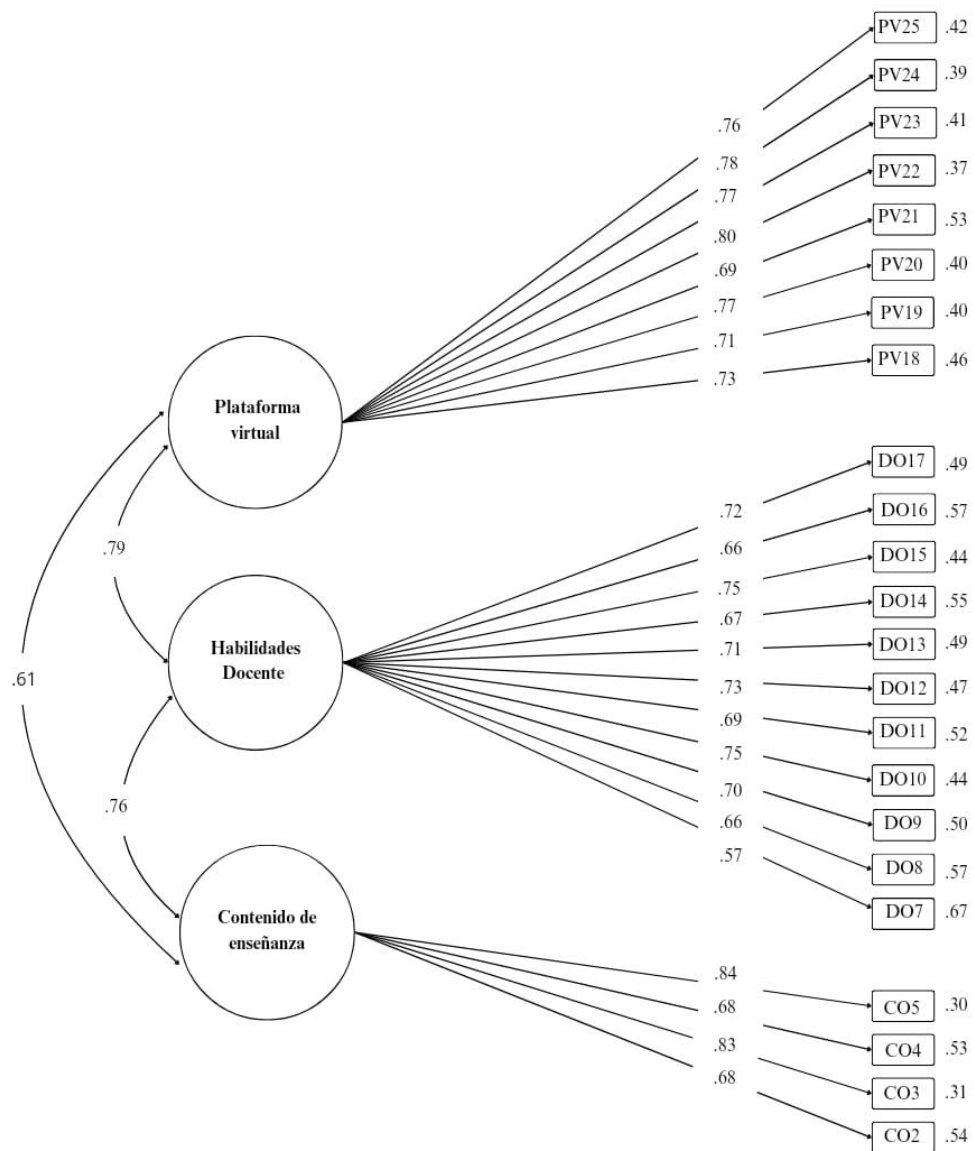


Figura 2. Estructura Factorial de la ESMAV

4. Discusión

La pandemia del covid-19 ha ocasionado muchos cambios en la sociedad, y el ámbito educativo no es ajeno a ello, motivo por el que las instituciones educativas se han visto obligadas a adaptarse a una modalidad virtual, generando en los estudiantes miedos, desesperanza y efectos psicológicos como principales consecuencias de la pandemia (Mejía et al., 2021). Donde el acceso tecnológico y la metodología docente influyen en esta percepción (Rivera et al., 2021). Además de la falta de espacio adecuado para estudiar en casa, la dificultosa

conectividad y las distracciones del entorno familiar siendo fuentes de obstáculo para la concentración y aprendizaje, generando insatisfacción en los estudiantes (Armijos et al., 2023). Todo ello, impulsa la necesidad de construir y validar una escala con la capacidad de medir el grado de satisfacción de estudiantes universitarios frente a los medios didácticos de aprendizaje virtual en un contexto peruano.

En primer lugar, la revisión de contenido de los ítems del constructo por parte de los jueces mediante el método de validez V de Aiken se mostró valores mayores a 0.8 (Escriba, 1988), indicando que los ítems son claros y comprensibles, de modo que no fue necesaria la modificación y eliminación de ningún ítem, demostrando una adecuada validez de contenido. Respecto al análisis de normalidad de los ítems, los valores de asimetría y curtosis son adecuados y permanecen dentro de los límites esperados, indicando que no se evidencia presencia de distorsiones en los datos, que pueden influir de manera negativa en los resultados (Hair et al., 2014).

Además, se evaluaron los ítems de la escala mediante la prueba de adecuación muestral Kaiser Meyer Olkin (KMO) donde se evidenció un valor favorable de .95 según el criterio considerado por (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). Además de los valores adecuados de la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 94.46$; $gl = 25$; $p < .001$). todo ello indicaría que, es factible el desarrollo del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) donde se evaluó la validez del constructo para los 26 ítems de la escala, donde se hallaron 3 dimensiones, evidenciándose además que la mayoría de ítems iniciales se ajustaron de manera adecuada a las dimensiones planteadas, no obstante, presentaron cargas factoriales débiles. Por lo tanto, los 1, 6 y 26 fueron eliminados, ya que presentaron cargas factoriales menores a .50, quedando 23 ítems en total. De esta manera en el análisis, los ítems expresan en su mayoría pesos factoriales elevados. Estos hallazgos permiten afirmar que, los ítems de la escala se agrupan de forma coherente representando adecuadamente la variable teórica que se está pretendiendo medir asegurando la validez del instrumento (Mavrou, 2015).

En el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), se consideraron estudios similares que también han estudiado satisfacción de estudiantes universitarios frente a los medios didácticos de aprendizaje virtual, sugieren para esta variable un modelo multidimensional (Mollo-Flores et al., 2023; Prodanović y Gavranović, 2021), en base a ello, se consideró en el procedimiento un modelo multidimensional. Se evidenció en función a ello, una escala conformando una estructura interna de 3 factores latentes con adecuados índices de ajuste ($\chi^2 = 484.13$, $gl = 227$, $\chi^2/gl = 2.13$, $p < .001$; CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = .053 (90% CI: .048 - .059), SRMR = .048), así también se reflejaron pesos factoriales fueron mayores a .50 en la mayoría de ítems, cumpliendo todos con un peso adecuado.

Los instrumentos que buscan medir un constructo tienen que contar con una fiabilidad adecuada (Dominguez & Merino, 2015). Por lo tanto se evaluó la fiabilidad de la escala y sus tres dimensiones a través de los coeficientes Alfa de Cronbach y Omega Mc Donald para evaluar la consistencia interna de la misma, se evidenció que, el factor plataforma virtual obtuvo una valoración conveniente para ambos coeficientes ($\alpha = .91$; $\omega = .91$); algo similar sucede con el factor plataforma virtual reflejando un valor favorable en ambos coeficientes ($\alpha = .91$; $\omega = .91$); mientras que el factor contenido de enseñanza alcanzó una valoración inferior a las anteriores pero adecuada estadísticamente ($\alpha = .84$; $\omega = .85$). Esto indica que, la escala presenta consistencia y estabilidad en sus resultados, confirmando una adecuada confiabilidad (Cronbach, 1951).

Estos hallazgos afirmarían la utilidad de la escala para identificar y medir el grado de satisfacción de estudiantes universitarios frente a los medios didácticos de aprendizaje virtual en un contexto peruano, debido a que la educación virtual ha impactado negativamente al 53.4% de estudiantes peruanos presentando dificultades en su aprendizaje y un 13% en su salud mental generando estrés mantenido (Cárdenas y Torre, 2023). La aplicación de este instrumento es fundamental, dado a que, esta modalidad se ha convertido en un necesario servicio permanente (Andino et al., 2021), dado a su capacidad para reconocer de manera efectiva estas

problemáticas frecuentes en el ámbito educativo, brindando un diagnóstico educacional en estos contextos.

Referente a las limitaciones presentados durante el desarrollo del estudio, se resalta imposibilidad de poder generalizar los resultados del estudio a toda la población debido a que, ²⁸ para la recogida de datos se empleó un muestreo no probabilístico. Además, la aplicación de instrumentos de autoinforme puede haber contribuido a aumentar la presencia de deseabilidad social en las respuestas de los participantes. Así también, la consistencia interna fue el método utilizado para estimar la fiabilidad, por consiguiente, no existen pruebas sobre la estabilidad de las puntuaciones a lo largo del tiempo.

A pesar de las limitaciones encontradas en el presente estudio, es posible confirmar a través de sus adecuadas propiedades psicométricas, la efectiva capacidad para medir la satisfacción de estudiantes universitarios frente a los medios didácticos de aprendizaje virtual. Por lo tanto, es viable su uso en estudios que intenten detectar problemáticas dentro del ámbito educativo, inclusive para relacionarlo con otras variables en futuras investigaciones científicas. Se sugiere que, la escala sea empleada dentro de un contexto peruano.

Referencias

- Andino, P., Navarrete, G. Poveda, G., García, & A. Bravo, O. (2021). El Desempeño Académico en Tiempos de Covid-19: Educación Virtual en la UG. *Polo del Conocimiento*, 6(12), 488-501. <https://doi.org/10.23857/pc.v6i12.3386>
- Armijos, J. C., Egaña, S., Ziller, K., & Armijos, J. P. (2023). Impacto de las clases virtuales en estudiantes universitarios durante el COVID-19. *Revista Andina de Educación*, 6(1), 000618. <https://doi.org/10.32719/26312816.2022.6.1.8>
- Anguiano-Carrasco, C., y Ferrando, P. J. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del psicólogo*, 31(1), 18-33. h

Barraza, B. (2023). *Uso de las TIC y desempeño docente de un Centro de Educación Técnico Productivo, Rímac 2022.*

https://repositorio.ucv.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12692/134523/Curo_BB-SD.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Callasaca, J., Gutiérrez, K., Cotrado, E., & Campos, H. (2021). Percepción sobre educación virtual en estudiantes universitarios de Ciencias de la Salud, en tiempos de COVID-19. *Revista Médica Basadrina*, 15(4), 3–15.

<https://revistas.unjbg.edu.pe/index.php/rmb/article/view/1248/1421>

Campo, A., & Oviedo, H. (2008). *Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna.* Revista de Salud Pública, 10(5), 831–839.
<https://www.redalyc.org/pdf/422/42210515.pdf>

Cronbach, L. (1951). *Coefficient alpha and the internal structure of tests.* *Psychometrika*. 16(3), 297-330.

Dominguez, S., & Merino, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.

Escurra, L. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología Pontificia Universidad Católica*, 6(1), 103-111.

Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014). *Multivariate Data Analysis* (Seventh ed). Pearson Education Limited.

Herrera, C., & Hernández, D. (2021). Enseñanza y aprendizaje de la Física y Matemática Superior en Tiempos de Pandemia. *Revista Multi-Ensayos*, 7(14), 2-8.
<https://doi.org/10.5377/multiensayos.v7i14.12000>

Kaiser, H. (1974). An Index of Factorial Simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36.

Mavrou, I. (2015). *Exploratory factor analysis: 19.* <https://doi.org/10.26378/rnlael019283>

- Medrano, A., & Pérez, E. (2010). Adaptación de la Escala de Satisfacción Académica a la Población Universitaria de Córdoba. *Summa Psicológica*, 7(2), 5-14.
<https://doi.org/10.18774/448x.2010.7.117>
- Mejía, C. R., Rodríguez-Alarcon, J. F., Ponce-Lopez, V. L., Perez-Espinoza, P., Ccasa-Valero, L., Duran-Castro, H., Infante Rivera, L. D. J., Mamani-Benito, O., Carranza-Esteban, R. F., & Quiñones-Laveriano, D. M. (2021). Percepción de los efectos covid-19 en la educación presencial y a distancia en estudiantes universitarios del Perú. *Boletín de Malariología y Salud Ambiental*, 61(2), 352-359.
<https://doi.org/10.52808/bmsa.7e5.612.026>
- Merino, C., Dominguez, S., & Fernández, M. (2017). Validación inicial de una Escala Breve de Satisfacción con los Estudios en estudiantes universitarios de Lima. *Educacion Medica*, 18(1), 74-77. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2016.06.016>
- Minedu. (2021). *La universidad peruana: De la educación remota a la transformación digital*. El sistema universitario frente al COVID-19 durante 2020 y 2021.; Pallki LAB S.A.C.
<https://www.minedu.gob.pe/conectados/pdf/universidad-publica-covid-19-minedu.pdf>
- Mollo-Flores, M. E., Deroncele-Acosta, A., Norabuena-Figueroa, R. P., & Villalba-Condori, K. O. (2023). Escala de Aprendizaje Metarregulado (AMR) en estudiantes universitarios. *Campus Virtuales*, 12(2), 175. <https://doi.org/10.54988/cv.2023.2.1194>
- Ochoa, M. (2023). *La Incorporación de Estrategias para el Uso de las TIC en el Proceso Enseñanza Aprendizaje*.
<http://repositorio.pukllasunchis.org/xmlui/bitstream/handle/PUK/58/TI%20Aguirre%20Ochoa%20Mariela.pdf?sequence=5&isAllowed=yA>
- Onu. (2020). Policy Brief: Education during COVID-19 and beyond. En *Revista Iberoamericana de Tecnología en Educación y Educación en Tecnología* (Número 26).
<https://doi.org/10.24215/18509959.26.e12>

- Pariona Cárdenas, H., & Coz Torre, C. A. (2023). Impacto de la educación virtual en estudiantes de E.B.R Enel Perú en los últimos 4 años. Revisión sistemática. *Revista de Climatología*, 23, 3864-3874. <https://doi.org/10.59427/rcli/2023/v23cs.3864-3874>
- Peña, A. (2020). *Adaptación de la escala satisfacción académica en universitarios de Lima Metropolitana*.
- Prodanović, M., & Gavranović, V. (2021). Students' satisfaction with learning experience in Covid-19 imposed virtual learning environment. *Revista Publicando*, 8(29), 124-131. <https://doi.org/10.51528/rp.vol8.id2190>
- Rico, A. (2022). Las clases virtuales aumentaron 70% y es una modalidad que se sigue adaptando. La República. *La República*.
- Rivera, R., Gutiérrez, L., Solis, J., & Araúz- Takakuwa, R. (2021). Impacto de las clases virtuales en la educación de estudiantes de Ingeniería Industrial de la Universidad Tecnológica de Panamá durante la pandemia de Covid-19. *Revista de Iniciación Científica*, 7. <https://doi.org/10.33412/rev-ric.v7.0.3252>
- Rodríguez, A., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.
- Soares, A., Almeida, S., & Guisande, A. (2011). Ambiente académico y adaptación a la universidad: Un estudio con estudiantes de 1º año de la Universidad do Minho. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 2(1), 99-121.
- Yong, É., Nagles, N., Mejia, C., & Chaparro, C. (2017). Evolución de la educación superior a distancia: Desafíos y oportunidades para su gestión. *Revista Virtual Universidad Católica del Norte*, 02(50), 81-105.

● 15% de similitud general

Principales fuentes encontradas en las siguientes bases de datos:

- 14% Base de datos de Internet
- Base de datos de Crossref
- 9% Base de datos de trabajos entregados
- 6% Base de datos de publicaciones
- Base de datos de contenido publicado de Crossref

FUENTES PRINCIPALES

Las fuentes con el mayor número de coincidencias dentro de la entrega. Las fuentes superpuestas no se mostrarán.

1	hdl.handle.net Internet	3%
2	repositorio.unife.edu.pe Internet	2%
3	1library.co Internet	1%
4	archive.org Internet	1%
5	revistas.uned.es Internet	<1%
6	tesis.pucp.edu.pe Internet	<1%
7	researchgate.net Internet	<1%
8	cfnavarra.es Internet	<1%

9	scielo.org.pe Internet	<1%
10	repositorio.usmp.edu.pe Internet	<1%
11	ensani.ir Internet	<1%
12	publicaciones.cucsh.udg.mx Internet	<1%
13	Özlem Orhan, Ebru Çetin, Sezen Çimen Polat, İmdat Yarım. "The effect ... Crossref	<1%
14	Guillermo Durán-González, Mónica Panes-Martínez, Ricardo Monge-Ro... Crossref	<1%
15	scite.ai Internet	<1%
16	Universidad San Ignacio de Loyola on 2024-01-25 Submitted works	<1%
17	revistas.upeu.edu.pe Internet	<1%
18	uajournals.com Internet	<1%
19	Alpaca Siverio, Elard Manuel Cotrina Denen, Luis Amador Chaparro ... Publication	<1%
20	Rosales, Carmen Nuria Arvelo. "Las competencias docentes, la inclusi... Publication	<1%

21	Universidad Cesar Vallejo on 2023-06-23 Submitted works	<1%
22	Universidad San Ignacio de Loyola on 2022-09-23 Submitted works	<1%
23	Universidad TecMilenio on 2024-02-02 Submitted works	<1%
24	cuved.unam.mx Internet	<1%
25	dspace.sti.ufcg.edu.br:8080 Internet	<1%
26	repositorio.uam.es Internet	<1%
27	repositorio.ucv.edu.pe Internet	<1%
28	repositorio.unsa.edu.pe Internet	<1%
29	revistahorizontes.org Internet	<1%
30	revistas.ucsp.edu.pe Internet	<1%