

32

VALIDACIÓN PSICOMÉTRICA DE LA ESCALA DE INTERACCIÓN EN CONTEXTOS VIRTUALES EN ESCOLARES DE PERÚ

PSYCHOMETRIC VALIDATION OF THE INTERACTION IN VIRTUAL CONTEXTS SCALE IN PERUVIAN SCHOOLCHILDREN

Teresa Cecilia Fernández-Bringas¹

E-mail: teresa.fernandez.b@upch.pe

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2933-0922>

Francisco Sandoval-Arteta¹

E-mail: jose.sandoval.a@upch.pe

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8303-7228>

Giancarlo Ojeda Mercado¹

E-mail: giancarlo.ojeda@upch.pe

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6088-0327>

¹Universidad Peruana Cayetano Heredia. Lima, Perú.

Cita sugerida (APA, séptima edición)

Fernández-Bringas, T. C.; Sandoval-Arteta, F., & Ojeda Mercado, G. (2023). Validación psicométrica de la escala de interacción en contextos virtuales en escolares de Perú. *Revista Conrado*, 19(90), 283-296.

RESUMEN

La educación a distancia y las TIC han generado una nueva forma de entender las interacciones que ocurren en contextos virtuales de aprendizaje. Los ambientes virtuales permiten un intercambio continuo entre alumnos, con sus docentes y con los materiales didácticos, lo cual tiene repercusiones para el logro de la educación a distancia en múltiples países. En la literatura latinoamericana existen importantes vacíos de información sobre los procesos educativos ocurridos durante la virtualidad. En este sentido, la Escala de Interacción en Contextos Virtuales (Berridi et al., 2015) constituye un instrumento adecuado para entender el fenómeno de la interacción virtual en la población escolar. Se realizó una validación psicométrica de este instrumento, en estudiantes de 4^o y 5^o de secundaria de Lima (n = 321). En el AFE se obtuvo una estructura de tres factores que explican el 93.1% de la varianza. En el AFC se identificaron adecuados niveles de bondad de ajuste, así como validez convergente entre factores ($p < 0.001$) y divergente ($\beta < 0.8$). Asimismo, se obtuvieron adecuados coeficientes de confiabilidad por consistencia interna para el cuestionario final ($\alpha = 0.901$; $\omega = 0.904$). Se discuten las implicancias de los resultados para su aplicación en contextos educativos peruanos.

Palabras clave:

Validez, confiabilidad, interacción, contextos virtuales, escolares

ABSTRACT

Distance education and ICTs have generated a new way of understanding the interactions that occur in virtual learning contexts. Virtual environments allow a continuous exchange among students, with their teachers, and didactic materials, which has repercussions for the achievement of distance education in many countries. In Latin American literature there are important gaps in the information on the educational processes occurring during virtuality. In this sense, the Interaction in Virtual Contexts Scale (Berridi et al., 2015) constitutes an adequate instrument to understand the phenomenon of virtual interaction in the school population. A psychometric validation of this instrument was conducted on high school students in Lima (n = 321). The AFE obtained a three-factor structure that explains 93.1% of the variance. In the CFA, adequate goodness of fit was identified, as well as convergent validity between factors ($p < 0.001$) and divergent validity ($\beta < 0.8$). Likewise, adequate internal consistency reliability coefficients were obtained for the final questionnaire ($\alpha = 0.901$; $\omega = 0.904$). The implications of the results for their application in Peruvian educational contexts are discussed.

Keywords:

Validity, reliability, interaction, virtual contexts, school

INTRODUCCIÓN

En Latinoamérica, la educación escolar a distancia es un fenómeno reciente que ha replanteado la forma en que los estudiantes interactúan con los diferentes componentes de la comunidad educativa. Durante la pandemia por el nuevo coronavirus, este tipo de educación se volvió obligatoria en todo el mundo con el fin de contrarrestar su propagación, generando grandes modificaciones y efectos importantes sobre los sistemas educativos. Si bien la educación a distancia ha permitido la continuación de la escolaridad durante el aislamiento social obligatorio (Barberà-Gregori & Suárez-Guerrero, 2021), las dificultades en la infraestructura tecnológica de la región, acompañado con la baja capacitación de los docentes escolares en recursos educativos tecnológicos, ha generado un mayor interés por entender cómo ha sido el proceso de aprendizaje y cómo es que los estudiantes se han desenvuelto durante el periodo de educación virtual. La educación virtual sincrónica se asimila al proceso educativo de las aulas presenciales, pero las interacciones entre alumno con su docente, con los materiales y entre pares tiene características particulares en el contexto virtual para construir aprendizajes (Moneta, 2019).

Desde la perspectiva del socio-constructivismo, la interacción se entiende como una experiencia intersubjetiva en la que se genera el conocimiento. Múltiples variables de tipo individual, del contexto, del grupo social escolar, de los contenidos de aprendizaje, de los materiales para estudiar, de la forma en que se organiza el aprendizaje y de las orientaciones y apoyo recibidos, poseen un rol crucial para el aprendizaje a través de la interacción. Por estas razones, es el docente quien debe proponer y construir las formas de interacción que deben producirse para lograr los objetivos de aprendizaje (Castellaro & Peralta, 2020). De esta manera, la interacción se reconoce como componente fundamental del aprendizaje tanto presencial como virtual, pero en este último se hace indispensable por la condición de distancia que le es inherente (Hernández-Sellés, 2021) y que a la vez incorpora nuevas variables, que suelen ser desconocidas para los docentes.

En la literatura científica se evidencia que la interacción en contextos virtuales de aprendizaje ha sido estudiada con mayor frecuencia en la educación superior (Miao et al., 2022) mientras que se posee poca evidencia en la educación básica. Esto ha ocurrido a pesar de que en esta última se han experimentado las mayores dificultades para adecuarse al nuevo contexto de emergencia por la pandemia, que súbitamente cambió las condiciones de enseñanza aprendizaje, sin que hubiera antecedentes de cómo desarrollar el proceso pedagógico totalmente a

distancia. Un ejemplo claro de esta problemática se observa en las dificultades que tuvieron que enfrentar los docentes para adaptarse a las plataformas virtuales o remotas, y para abordar el cambio de las formas de relación, la dinámica y la interacción entre docentes y estudiantes, y entre compañeros, que requerían resolverse con mucha velocidad para la continuidad del periodo escolar.

En la virtualidad cambian las concepciones sobre la interacción necesaria para el aprendizaje, pues obliga a reflexionar sobre la necesidad de la flexibilidad, de la autonomía de los estudiantes, del modelo educativo y de los roles de todos los involucrados. En esta misma línea, en el periodo de confinamiento por la pandemia la interacción a distancia obligada se configuró con elementos nuevos que se incorporaron a la dinámica escolar. Algunos de estos elementos fueron el aislamiento de los estudiantes de su entorno de aprendizaje cotidiano (la escuela) y los dispositivos digitales para relacionarse (computadoras, celulares), que se instalaron como mediadores a través de los cuales ocurre la interacción.

Estas modificaciones profundas en la forma de relacionarse e interactuar en el medio educativo, obligan a conocer cómo es que actualmente los estudiantes experimentan su interacción escolar en el ambiente virtual, que es un componente fundamental del aprendizaje, de la motivación hacia el aprendizaje, de la construcción del conocimiento y de la vida social.

Una de las primeras propuestas para entender la interacción en el ambiente académico, es la de Moore (1989); citado en Sun (2022) cuya concepción de interacciones con docentes, materiales y compañeros, ha sido recogida por múltiples autores posteriores para entender que la interacción es una actividad dialógica entre los sujetos del aprendizaje (Barberá et al., 2001) citado en (Rodríguez et al. 2019). En el contexto virtual, estudios en estudiantes universitarios demuestran que la interacción profesor-estudiante y estudiante-estudiante afecta directamente el compromiso para aprender (Miao et al., 2022). En el contexto escolar, Zhang & Lin (2017) revelan que la interacción entre el alumno y el contenido educativo permite predecir de forma significativa la satisfacción en el aprendizaje virtual. De esta forma, se asume que la interacción ocurrida dentro del ambiente virtual educativo resulta crucial dentro del proceso de enseñanza-aprendizaje.

Según (Berridi et al. 2015), el alumno logra interactuar con tres entes educativos en los contextos virtuales de aprendizaje: los docentes, los materiales didácticos y los alumnos. El docente monitorea y guía el aprendizaje personalizado de cada estudiante, mientras que los compañeros permiten al estudiante el intercambio de

significados y la motivación, así como los materiales desarrollados por los docentes permiten organizar las actividades y guiar el aprendizaje. Esta concepción va acorde a la teoría vygotskiana del aprendizaje, que plantea que este se obtiene en base a la interacción social y cultural, teniendo como mediadores a los docentes, los compañeros y los recursos materiales (Moneta, 2019). En un contexto virtual, la totalidad de interacciones entre los miembros de un contexto educativo, generan procesos de enseñanza-aprendizaje a través de la actividad cognitiva y la construcción social del conocimiento (Barberà et al., 2001) citado en (Ríos 2021). Como señala Suarez (2010) citado en (García-Chitiva, 2021), el espacio virtual actúa como un agente más dentro del proceso educativo para aprender de forma colaborativa.

La importancia de la interacción ha sido reportada por diversas investigaciones. Entre las más recientes, algunas que han examinado la interacción entre pares, encuentran evidencias de que la actividad centrada en lo individual genera competencia y exclusión, mientras que cuando las interacciones se producen con una orientación de colectividad, generan un ambiente positivo que aporta a la tarea (Evnitskaya, 2021). Este resultado lleva a reflexionar sobre la necesidad de que tanto docentes como estudiantes incidan en la interacción como una forma de mejorar los procesos de aprendizaje. Las interacciones en los espacios de aprendizaje virtual son diversas, tienen diferente impacto sobre la dinámica entre docentes y estudiantes, y la educación digitalizada ha cambiado la forma de interactuar entre ambos, fenómeno no tiene precedentes. Esta situación cobra especial importancia porque la experiencia de asumir la enseñanza virtual o remota, de manera repentina y cubriendo prácticamente todos los espacios de enseñanza aprendizaje, como ocurrió en la pandemia, no había sido pensada ni diseñada para la escuela básica, de modo que docentes y estudiantes no tenían experiencia y no había antecedentes de las formas de interacción en este contexto (Willemark, 2021). Por ejemplo, el uso de las videoconferencias generó el comportamiento de los alumnos de cerrar su cámara, lo que determinó una nueva forma de relacionarse, ya que los estudiantes asumen si desean o no aparecer, si desean o no participar. Este hecho constituye un reto para los docentes porque tampoco tenían antecedentes para definir una forma en la que pudieran promover la participación o la forma de interactuar con sus estudiantes (Yarmand et al., 2021).

Dichas consideraciones demuestran que las formas de interacción para el aprendizaje se modificaron y aparecieron nuevas conductas y nuevos contextos, sin que hubiera un soporte pedagógico para enfrentar la situación,

sin un modelo educativo que sustente al aprendizaje virtual en toda la educación básica. Esto impulsa a investigar para conocer cuál es la condición y características de la interacción virtual en contextos educativos, utilizando instrumentos debidamente validados. Empero, en la literatura se evidencia una carencia de estudios sobre la interacción de los escolares en ambientes virtuales para aprender, así como de instrumentos psicométricos que permitan su medición.

Entre las principales propuestas de medición en la región latinoamericana, se encuentra la Escala de Interacción en Contextos Virtuales de Aprendizaje, desarrollada por Berridi et al. (2015) en México. La motivación de los autores para construir este instrumento fue la necesidad de analizar la interacción por ser clave en el aprendizaje y la constatación de la no existencia de instrumentos de medida sobre lo que dicen los estudiantes desde su propia experiencia de interacción.

El análisis psicométrico de este instrumento construido por (Berridi et al. 2015), corroboró una adecuada validez de contenido, con un alto índice de acuerdo entre jueces expertos sobre la claridad, pertinencia y lenguaje de los ítems (> 85%). Luego, con el desarrollo de un análisis factorial exploratorio (AFE) se corroboró la existencia de una estructura factorial subyacente ($KMO = 0.845$, Test de esfericidad de Bartlett $p < 0.001$) de 3 factores: I: interacción con el asesor para apoyar el aprendizaje; II: interacciones con los materiales de aprendizaje en el contexto virtual; III: interacción dialógica con los compañeros, que en conjunto explican el 46.98% de varianza. En cuanto a la confiabilidad del instrumento, se obtuvo coeficientes alfa de Cronbach satisfactorios. Por otro lado, la confiabilidad por consistencia interna obtenida en la investigación original fue alta para el instrumento en general ($\alpha = 0.9$), así como en cada uno de sus factores: Factor I ($\alpha = 0.90$); Factor II ($\alpha = 0.89$) y Factor III ($\alpha = 0.83$).

Arrieta et al. (2019) realizaron una adaptación de esta Escala de Interacción en Contextos Virtuales de Aprendizaje, en estudiantes universitarios argentinos, encontrando también una estructura de tres factores, con adecuadas cargas factoriales para cada ítem (> 0.4). Posteriormente, una actualización de Moneta (2019) basada en una muestra mayor ($n = 602$), demostró un AFE que determinó que el instrumento se comporta como un constructo de únicamente dos factores: "Interacción con profesores y materiales", e "Interacción entre alumnos", en vez de tres.

En el contexto educativo peruano no se posee hasta la actualidad ningún instrumento psicométrico que permita evaluar con precisión y seguridad cómo han sido las

interacciones de los escolares durante el proceso de aprendizaje a distancia debido a la pandemia. Por esta razón, el objetivo de la presente investigación es validar un instrumento psicométrico sobre la interacción virtual en contextos de aprendizaje, específicamente la Escala de Interacción en Contextos Virtuales de Aprendizaje, en una población escolar de Lima, Perú.

MATERIALES Y MÉTODOS

La presente investigación tiene un diseño psicométrico, no experimental y transversal, para obtener los requisitos de validez y confiabilidad de un instrumento de medida. Existen diversas perspectivas sobre la estimación del tamaño muestral, recomendando alrededor de 10 observaciones por cada ítem del instrumento a validar (Hair et al., 2019), por lo que empleó un tamaño muestral de 321 estudiantes (el instrumento original es de 29 ítems), hombres y mujeres, que cursan el 4° y 5° de secundaria, entre 15 y 17 años de edad, pertenecientes a dos instituciones educativas públicas y dos privadas, de la ciudad de Lima, como se observa en la Tabla 1.

Tabla 1. Muestra de estudio

Ciudad	Lima (colegio privado)	Lima (colegio público)	Total
4° de secundaria	119	44	163
5° de secundaria	108	50	158
Total	227	94	321

El instrumento psicométrico validado fue la Escala de Interacción en Contextos Virtuales creada por (Berridi et al. 2015), el cual posee en su versión original 29 ítems.

Debido a las características de la muestra sobre la cual se realiza la validación, se decidió omitir el ítem “20” ya que no es acorde al contexto educativo de los estudiantes (el ítem refiere al uso de una “plataforma educativa” estudiantil, la cual no poseen los estudiantes en los colegios evaluados), por lo cual el instrumento validado estuvo conformado por 28 ítems. El instrumento se administra como una escala Likert de 5 niveles (a. Casi nunca; b. Pocas veces; c. La mitad de las veces; d. Muchas veces; e. Casi siempre).

El instrumento psicométrico por validar se presentó en formato de formulario en la plataforma Google Forms, configurado para que no registre datos digitales de los estudiantes encuestados. El enlace de acceso a dicho formulario se entregó a través del chat de la videoconferencia, de modo que no se necesitó contacto de los estudiantes. Se tomaron en cuenta los cuidados éticos para la aplicación del instrumento.

Como procedimiento para el análisis de los datos, inicialmente se verificó la distribución de los puntajes de la muestra para identificar la existencia de normalidad. Como siguiente paso, se verificó la adecuación de los puntajes de la muestra a una estructura factorial a través del índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y el test de esfericidad de Barlett. Posteriormente se realizó la estructura factorial del instrumento con un análisis factorial exploratorio para determinar la existencia de factores y la distribución de los ítems. Se esperó obtener cargas factoriales mayores a 0.3 para cada ítem, así como evitar cargas cruzadas con valores odd-ratio menores a 1.5 (Hair et al., 2019). Para el análisis factorial confirmatorio del instrumento, donde se evaluaron múltiples índices de bondad de ajuste: χ^2/gl , CFI, NFI, TLI, RMSEA, SRMR, PNFI, útiles para comprobar la correcta estructura factorial del instrumento (Hair et al., 2019). Para la confiabilidad por consistencia interna se emplearon los coeficientes alfa de Cronbach, Omega de McDonald y Rho de Raykov.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Al analizar de forma descriptiva las puntuaciones obtenidas por estudiantes escolares de Lima sobre su interacción en contextos virtuales de aprendizaje, se identificó la existencia de una curtosis marcadamente positiva (> +1.5) tanto en los ítems del instrumento, como en su puntaje total, como se observa en la Tabla 2.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos

Variable	Mín	Máx	Media	DE	Asimetría	Curtosis
int1	1	5	3.315	0.977	-0.360	2.768

int2	1	5	3.467	0.968	-0.466	2.650
int3	1	5	3.121	1.132	-0.252	2.181
int4	1	5	3.548	1.042	-0.444	2.606
int5	1	5	3.598	1.033	-0.725	3.156
int6	1	5	3.891	0.854	-0.907	4.024
int7	1	5	3.209	1.171	-0.165	2.259
int8	1	5	3.539	0.968	-0.421	2.609
int9	1	5	2.947	1.253	0.033	1.995
int10	1	5	3.255	1.083	-0.372	2.451
int11	1	5	3.393	0.998	-0.373	2.809
int12	1	5	3.548	0.938	-0.334	3.055
int13	1	5	3.910	0.892	-0.803	3.804
int14	1	5	3.922	0.900	-0.852	3.835
int15	1	5	3.794	0.834	-0.605	3.289
int16	1	5	3.779	0.893	-0.528	3.098
int17	1	5	3.564	0.950	-0.435	3.016
int18	1	5	3.458	0.984	-0.425	2.872
int19	1	5	4.100	0.846	-0.936	3.988
int21	1	5	3.483	1.260	-0.431	2.136
int22	1	5	3.439	1.271	-0.508	2.207
int23	1	5	3.897	1.159	-0.837	2.746
int24	1	5	3.065	1.204	-0.169	2.111
int25	1	5	3.168	1.160	-0.126	2.221
int26	1	5	3.389	0.985	-0.290	2.530
int27	1	5	3.246	1.148	-0.317	2.350
int28	1	5	3.458	0.964	-0.247	2.775
int29	1	5	3.364	1.194	-0.367	2.257
int_total	46	136	97.869	16.071	-0.363	3.241

Nota. Mín = Valor mínimo obtenido en la muestra, Máx = Valor máximo obtenido en la muestra, DE = Desviación estándar.

La existencia de una curtosis positiva genera una tendencia negativa de los estadísticos de tendencia central, lo cual resalta la existencia de valores más “extremos” a los esperados si se asume que la población posee una distribución normal. El no cumplimiento de dicho supuesto se corroboró a través de estadísticos inferenciales para verificar la normalidad univariada y la normalidad multivariada, como se observa en las Tablas 3 y 4. A través de los resultados se corrobora que no se puede asumir una distribución normal de los puntajes en la muestra de estudio.

Tabla 3. Prueba de normalidad univariada basada en asimetría y curtosis

Variable	Obs	p(asimetría)	p(curtosis)	χ^2 ajustado (gl = 2)	p(general)
int1	321	0.009	0.432	7.140	0.028*
int2	321	0.001	0.164	11.540	0.003**
int3	321	0.063	0.000	23.950	0.000**
int4	321	0.002	0.101	11.380	0.003**
int5	321	0.000	0.458	20.380	0.000**

int6	321	0.000	0.004	33.860	0.000**
int7	321	0.220	0.000	16.570	0.000**
int8	321	0.003	0.105	10.590	0.005**
int9	321	0.804	0.000	47.500	0.000**
int10	321	0.007	0.008	12.480	0.002**
int11	321	0.007	0.552	7.330	0.026*
int12	321	0.015	0.692	6.010	0.050
int13	321	0.000	0.015	27.660	0.000**
int14	321	0.000	0.013	30.020	0.000**
int15	321	0.000	0.248	16.140	0.000**
int16	321	0.000	0.584	12.430	0.002**
int17	321	0.002	0.799	9.040	0.011*
int18	321	0.002	0.750	8.730	0.013*
int19	321	0.000	0.005	34.840	0.000**
int21	321	0.002	0.000	32.830	0.000**
int22	321	0.000	0.000	28.780	0.000**
int23	321	0.000	0.371	25.380	0.000**
int24	321	0.210	0.000	29.780	0.000**
int25	321	0.347	0.000	18.720	0.000**
int26	321	0.033	0.036	8.320	0.016*
int27	321	0.021	0.001	14.620	0.001**
int28	321	0.069	0.450	3.900	0.142*
int29	321	0.008	0.000	20.890	0.000

Nota. p(asimetría) = probabilidad de hipótesis nula para prueba de asimetría, p(curtosis) = probabilidad de hipótesis nula para prueba de curtosis, p(general) = probabilidad de hipótesis nula para prueba de independencia χ^2 basado en la asimetría y la curtosis.

* p < 0.05, ** p < 0.01

Tabla 4. Pruebas de normalidad multivariada de Mardia

	S	χ^2	gl	p
Asimetría	122.1251	6598.997	4060	0.000**
Curtosis	970.8283	817.596	1	0.000**

Nota. S = Estadístico de Mardia, χ^2 = Prueba de independencia Chi cuadrado, gl = grados de libertad, p = probabilidad de hipótesis nula.

* p < 0.05, ** p < 0.01

Los análisis correspondientes para la verificación de la adecuación de los resultados del instrumento a una estructura factorial, tuvieron resultados óptimos. Como se observa en la Tabla 5, los coeficientes del test Kaiser-Meyer-Olkin resultaron altos (KMO > 0.7) y el test de esfericidad de Bartlett obtuvo coeficientes estadísticamente significativos (p < 0.01), por lo que se acepta que los puntajes de la muestra de estudio son adecuados para su análisis factorial.

Tabla 5. Pruebas de adecuación a estructura factorial

	Test Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)	Test de Esfericidad de Bartlett		
		χ^2	gl	p
PROF	0.891	904.562	45	0.000**
MAT	0.847	869.655	36	0.000**
ALUM	0.869	821.572	36	0.000**
Puntaje total	0.911	3442.313	406	0.000**

Nota. PROF = “Interacción con profesores”, MAT = “Interacción con materiales didácticos”, ALUM = “Interacción con alumnos”

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

Posteriormente, se realizó el análisis factorial exploratorio a través del método de factores principales, basado en una tabla de correlaciones policóricas recomendada en situaciones en que no se cumplen los supuestos de normalidad. Se identificó en la muestra la existencia de tres factores con autovalores mayores a 1, los cuales explican un 88.3% de la varianza total, como se observa en la Tabla 6.

Tabla 6. Análisis de autovalores y varianza explicada (inicial)*

Factor	Autovalores	Diferencia	Proporciones individuales	Proporciones acumuladas
Factor1	9.144	7.180	0.661	0.661
Factor2	1.964	0.855	0.142	0.803
Factor3	1.110	0.495	0.080	0.883
Factor4	0.615	0.075	0.044	0.927
Factor5	0.540	0.091	0.039	0.966

* Se presentan los cinco primeros factores cargados.

Para conocer la distribución de los ítems en los tres factores propuestos para el modelo, se realizó un análisis a través de una rotación ortogonal (varimax) y oblicua (promax). Según el análisis basado en odd ratio recomendado por Hair et al. (2019), se identificó la existencia de cargas cruzadas importantes para el modelo en los ítems 6, 17 y 26 (odd ratio < 1.5), por lo que se recomienda su eliminación. Asimismo, el ítem 23 posee una carga factorial igual o inferior al mínimo recomendado (0.3) para mantenerla dentro del modelo, por lo que también se tomó la decisión de eliminarla del modelo, como se observa en la Tabla 7.

Tabla 7. Análisis de cargas factoriales (inicial)

Variable	Rotación varimax			Rotación promax		
	Factor1	Factor2	Factor3	Factor1	Factor2	Factor3
int1	0.551	0.315		0.577		
int2	0.512	0.342		0.509		
int3	0.606			0.698		
int4	0.529			0.564		
int5	0.536			0.574		
int6	0.468*	0.543*		0.439*	0.454*	

int7	0.496			0.533		
int8	0.567			0.618		
int9	0.583			0.694		
int10	0.593			0.636		
int11	0.368	0.546			0.470	
int12	0.303	0.609			0.577	
int13		0.738			0.810	
int14		0.677			0.748	
int15		0.592			0.577	
int16	0.308	0.485			0.428	
int17	0.440*	0.505*		0.374*	0.399*	
int18	0.568	0.374		0.608		
int19		0.409			0.364	
int21			0.787			0.855
int22			0.711			0.735
int23			0.305**			0.266**
int24			0.644			0.687
int25			0.493			0.476
int26	0.403*		0.469*	0.341*		0.370*
int27	0.395		0.608	0.351		0.551
int28			0.457			0.424
int29			0.693			0.711

Nota. No se presentaron los valores menores a 0.3 para facilitar la lectura de las cargas factoriales, exceptuando el ítem 23.

* Cargas cruzadas

** Carga factorial igual o inferior al mínimo recomendado (0.3)

Luego de estas modificaciones, se volvió a realizar la extracción de factores principales con una matriz de correlaciones policóricas, donde se corroboró la existencia de tres factores con autovalores mayores a 1, los cuales explican un 93.1% de la varianza total, mejor que con el número de ítems previos, como se observa en la Tabla 8.

Tabla 8. Análisis de autovalores y varianza explicada (final)*

Factor	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor1	7.744	6.008	0.683	0.683

Factor2	1.735	0.658	0.153	0.836
Factor3	1.077	0.505	0.095	0.931
Factor4	0.571	0.130	0.050	0.982
Factor5	0.441	0.065	0.039	1.020

* Se presentan los cinco primeros factores cargados.

La distribución de los ítems en los tres factores propuestos fue similar al análisis previo, tanto en la ortogonal (varimax) como en la oblicua (promax). No se identificaron cargas cruzadas ni cargas factoriales menores a 0.3, como se muestra en la Tabla 9.

Tabla 9. Análisis de cargas factoriales (final)

Variable	Rotación varimax			Rotación Promax		
	Factor1	Factor2	Factor3	Factor1	Factor2	Factor3
1	0.5513			0.5796		
2	0.5221		0.3593	0.5161		
3	0.6187			0.7114		
4	0.5387			0.5759		
5	0.5405			0.5834		
7	0.4998			0.537		
8	0.5624			0.6075		
9	0.5871			0.6918		
10	0.5951			0.6338		
11	0.3788		0.5658		0.4957	
12	0.3196		0.6181		0.5861	
13			0.7331		0.7981	
14			0.6819		0.7479	
15			0.5842		0.5638	
16	0.3155		0.4162		0.3461	
18	0.572		0.3633	0.6148		
19			0.4053		0.3591	
21		0.7814				0.8416
22		0.7107				0.7313
24		0.6353				0.6728
25		0.4655				0.442
27	0.3897	0.608		0.3432		0.5549
28		0.4544				0.419
29		0.6955				0.7144

Como siguiente paso, se realizó el análisis factorial confirmatorio empleando el método de máxima verosimilitud en su variante robusta a través del ajuste Satorra-Bentler. A través del análisis de covarianzas y coeficientes estructurales, se identificó que la relación entre cada factor con sus ítems fue estadísticamente significativa ($p < 0.01$). Asimismo, la relación entre los factores latentes del modelo fue igualmente significativa ($p < 0.01$), corroborando la validez convergente del instrumento, como se observa en los coeficientes estandarizados de la Figura 1.

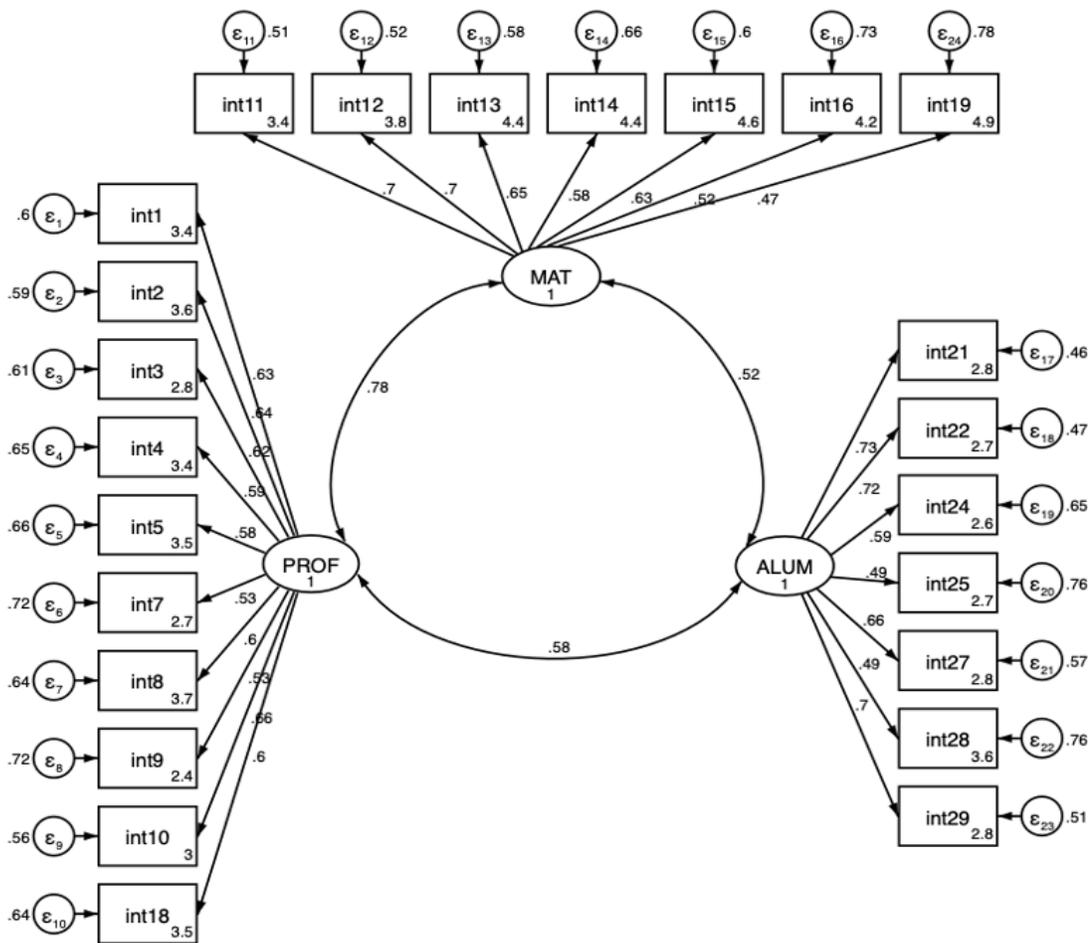


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Si bien la estimación de la covarianza promedio entre los factores de “Interacción con el profesor” e “Interacción con los materiales didácticos” fue menor a 0.8 (lo cual corrobora su validez discriminante, es de recalcar que el intervalo de confianza de dichas covarianzas identifica valores por encima de 0.8 (IC 95%, límite inferior = 0.712, límite superior = 0.839), como se observa en la Tabla 10.

Tabla 10. Estimación de covarianzas entre factores latentes

Covarianza	Coeficientes estandarizados				Coeficientes sin estandarizar			
	β	E	p	IC (95%)	B	E	p	IC (95%)
PROF ↔ MAT	0.776	0.032	0.000**	0.712 0.839	0.334	0.047	0.000**	0.242 0.426
PROF ↔ ALUM	0.580	0.049	0.000**	0.483 0.676	0.329	0.049	0.000**	0.233 0.426
MAT ↔ ALUM	0.518	0.054	0.000**	0.412 0.625	0.333	0.054	0.000**	0.228 0.439

Nota. β = coeficiente estructural estandarizado, E = coeficiente de error estándar, p = probabilidad de hipótesis nula, IC (95%) = Coeficiente inferior y superior del intervalo de confianza al 95%, B = coeficiente estructural sin estandarizar, PROF = Dimensión “Interacción con el profesor”, MAT = Dimensión “Interacción con materiales didácticos”, ALUM = Dimensión “Interacción con alumnos”.

* p < 0.05, ** p < 0.01

Al analizar los índices de bondad de ajuste del modelo, se identifican valores satisfactorios para la mayoría de los estadísticos, exceptuando el NFI. De esta manera, se corrobora que la estructura del modelo posee un correcto ajuste y validez, como se observa en la Tabla 11.

Tabla 11. Índices de bondad de ajuste

Nivel de ajuste	χ^2/gl	CFI	TLI	NFI	RMSEA	SRMR	PNFI
Esperado	≤ 0.5	≥ 0.9	≥ 0.9	≥ 0.95	≤ 0.8	≤ 1.0	~ 0.5
Observado	1.71	0.914	0.905	0.818	0.047	0.056	0.678

Al identificar la confiabilidad por consistencia interna del modelo, se obtuvo coeficientes satisfactorios con el estadístico alpha de Cronbach ($\alpha = 0.901$) y Omega de McDonald ($\omega = 0.904$). Por otro lado, al analizar la confiabilidad a través de la estructura factorial del modelo por el estadístico Rho de Raykov, se identificó que los factores latentes de “Interacción con el profesor” ($\rho = 0.845$), “Interacción con los materiales” ($\rho = 0.808$) e “Interacción con otros alumnos” ($\rho = 0.827$) poseen coeficientes superiores a 0.7, corroborando su consistencia.

Durante la pandemia por el nuevo coronavirus, las instituciones educativas peruanas, como en todo el mundo, han tratado de adaptarse a nuevas formas de pedagogía a distancia, con el propósito de mantener el desarrollo educativo. Sin embargo, las múltiples brechas geográficas, económicas y tecnológicas han generado grandes dificultades para un acceso a la educación de calidad durante este periodo (Gómez-Arteta & Escobar-Mamani, 2021). La situación obligó al sector educativo a invertir en múltiples recursos para desarrollar una educación remota de emergencia, pero aún no se tiene información acerca de cuál ha sido el resultado, porque, además, los docentes y estudiantes tuvieron que recurrir a diversos dispositivos para lograr comunicarse. Estas condiciones deben haber alterado las formas de interacción en las diadas alumno-docente, alumno-alumno, alumno-materiales, por lo que contar con un instrumento como el que se ha validado, significa un aporte importante pues proporciona las condiciones de seguridad para el uso de una prueba que informa acerca de la interacción en contextos virtuales de escolares limeños.

Los resultados demuestran que la Escala de Interacción en Contextos Virtuales de Aprendizaje posee una adecuada validez de constructo, demostrada en los AFE y AFC correspondientes para dicho análisis. Al refinar la estructura del instrumento retirando los ítems con mayor distorsión, se evidencia una estructura de tres dimensiones teóricas, las cuales coinciden con la propuesta original de (Berridi et al. 2015): Interacción con profesores, Interacción con los materiales didácticos e Interacción entre estudiantes. La existencia de tres factores también se encuentra acorde a los hallazgos de (Arrieta et al. 2019) en estudiantes argentinos.

Se identificó que la dimensión de “Interacción con el profesor” y la dimensión “Interacción con los materiales didácticos” poseen una alta relación entre sí, significando que ambas pueden estar relacionadas. En otras palabras, la experiencia de interacción con el profesor y la experiencia de interacción con los materiales, pueden ser del mismo tipo. Este resultado puede darse probablemente porque durante la pandemia, en nuestro país, los estudiantes tuvieron que desarrollar su relación con el docente a través de la aplicación del WhatsApp, de modo que es posible que haya sido experimentada de manera similar a la interacción con los materiales. De hecho, un informe de Contraloría de la República del Perú (2021), señala que el 56.5% de estudiantes de un total de 67,207 indicaron que sus profesores enseñan a través de esta aplicación de WhatsApp. Esta información también ha sido encontrada por (Berrocal et al. 2021), en escolares de Lima, quienes indican que el 92% de su comunicación con docentes ha sido a través del WhatsApp. Por otro lado, en un estudio con universitarios argentinos, Moneta (2019), en un proceso de validación de este instrumento Escala de Interacción en Contextos Virtuales de Aprendizaje, encontró en el análisis factorial, que las dimensiones interacción con el profesor o docente e interacción con materiales, se juntaron en una sola, explicando este resultado porque la interacción que poseen los alumnos con el profesor y los materiales se dan a cabo sobre un mismo ambiente virtual, y la interacción entre alumnos ocurre a través de otros medios, lo cual llevaría a una interacción de forma distinta.

El instrumento psicométrico adaptado, en su versión final, posee 24 ítems, como se observa en la Tabla 12. Si bien todos los ítems parten de la percepción del estudiante sobre su experiencia educativa, los 9 ítems referentes a la interacción con el docente ponen el énfasis en la acción de este durante la clase virtual; la interacción con los materiales permite conocer diferentes aspectos y atributos de éstos; y la interacción entre compañeros pone la acción sobre el propio estudiante.

Tabla 12. Distribución de ítems de la Escala de Interacción en Contextos Virtuales adaptada para escolares peruanos

Dimensión	#	Ítem
Interacción con el docente	1	He podido resolver mis dudas sobre los temas de estudio por el apoyo de mi profesor.
	2	El profesor me acompaña en mi formación y/o aprendizajes.
	3	Recibo ayuda de mi profesor cuando tengo que hacer una tarea.
	4	El profesor motiva mi participación.
	5	Las correcciones que el profesor hace sobre mi tarea me hacen reflexionar sobre lo aprendido.
	6	Recibo comentarios de mi profesor, cuando entrega los exámenes.
	7	El profesor interviene seguidamente para apoyar los debates en clase.
	8	Mi profesor me ayuda cuando tengo dificultades con mis aparatos tecnológicos.
	9	El profesor me brinda ayuda cuando los trabajos son difíciles de resolver.
Interacción con los materiales didácticos	10	El contenido de los materiales de la clase me facilita el estudio de los cursos.
	11	Los materiales del curso son fáciles de entender.
	12	Los contenidos en diferentes formatos (texto, imágenes, videos) me ayudan a aprender sobre el tema de clase.
	13	Tener una diversidad de materiales es adecuado para comprender los temas de la clase.
	14	Las actividades de aprendizaje son adecuadas para los contenidos del curso.
	15	En los materiales de la clase encuentro información para realizar mis tareas.
	16	La información de los materiales de la clase es suficientes para dar los exámenes.
	17	Los exámenes están relacionados con los temas de las clases.
Interacción entre estudiantes	18	Entre compañeros nos apoyamos para realizar las tareas.
	19	El intercambio de ideas por el chat con mis compañeros me ayuda para mi aprendizaje.
	20	Cuando estoy conversando por chat con mis compañeros, realizo alguna tarea de la clase.
	21	El tiempo que paso en el chat con mis compañeros es para conversar sobre el tema de estudio
	22	Los alumnos del aula virtual colaboramos para resolver las actividades de la clase.
	23	Los alumnos del aula virtual participan activamente para aprender.
	24	Cuando tengo dificultad para entender el tema de la clase, recibo ayuda de mis compañeros.

La capacidad del instrumento de detectar estas diferencias es relevante pues demuestra su utilidad para estudiar y profundizar en las formas cómo los escolares experimentan sus interacciones, lo que debe redundar en una mejor comprensión del proceso educativo. Asimismo, releva la necesidad de discutir las teorías actuales de aprendizaje, sobre todo la teoría de la mediación como la de Vygotsky, a la luz de los dispositivos digitales que serían artefactos culturales y de las nuevas formas de interacción en los contextos virtuales.

En segundo lugar, el instrumento obtuvo adecuados niveles de confiabilidad por consistencia interna, lo cual nos permite asegurar que el instrumento es consistente a través de sus mediciones en poblaciones de estudiantes escolares limeños. Dichos hallazgos se encuentran acorde a las previas investigaciones realizadas en Latinoamérica (Berridi et al., 2015; Arrieta et al., 2019; Moneta, 2019).

CONCLUSIONES

El presente estudio demuestra que la Escala de Interacción en Contextos Virtuales de Aprendizaje es un instrumento útil y válido para comprender uno de los principales factores psicológicos y educativos ocurrientes en la educación a distancia, que es la interacción.

Se demuestra la coherencia del instrumento con su base conceptual socio constructivista, de mediación del estudiante con los docentes, materiales y compañeros y permite diseñar espacios virtuales de aprendizaje dirigidos a fomentar tipos diversos de interacción.

Asimismo, abre la posibilidad de múltiples estudios para comprender la actual forma de interacción de los escolares en ambientes virtuales, que durante la pandemia se vio reducida por la forma imprevista en que se tuvo que asumir la educación a distancia.

Por los resultados obtenidos, se sugiere futuras investigaciones dirigidas a ampliar el marco de conocimiento sobre la interacción en contextos virtuales en la región y a realizar estudios en poblaciones diversas de escolares, considerando diferencias sociodemográficas, económicas, geográficas, con el fin de corroborar la estructura factorial encontrada u otra existente que dé cuenta de la interacción.

Se recomienda profundizar el estudio sobre la interacción en contextos virtuales en escolares, para que, por su importancia en la educación y aprendizaje, se incluya en mecanismos de prevención, por la probabilidad de que en el futuro ocurra un evento similar a la pandemia por el Covid19.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arrieta, M., González, M. V. & Moneta Pizarro, A. M. (2019). ¿Cómo medir la interacción en entornos virtuales de enseñanza y aprendizaje? Aplicación de un modelo de análisis factorial exploratorio [Artículo científico, Centro Regional Universitario Córdoba]. Repositorio Digital Universitario. <https://bit.ly/3zd1Bu0>
- Barberá-Gregori, E., & Suárez-Guerrero, C. (2021). Evaluación de la educación digital y digitalización de la evaluación. *RIED. Revista Iberoamericana de Educación a Distancia*, 24(2). <https://www.scopus.com/home.uri>
- Berridi, R., Martínez, J. I. & García-Cabrero, B. (2015). Validación de una escala de interacción en contextos virtuales de aprendizaje. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 17(1). <https://www.scimagojr.com/journalsearch.php?q=5000159706&tip=sid&exact=no>
- Castellaro, M., & Peralta, N. S. (2020). Pensar el conocimiento escolar desde el socioconstructivismo: interacción, construcción y contexto. *Perfiles educativos*, 42(168). <https://www.scimagojr.com/journalsearch.php?q=Perfiles+educativos>
- Contraloría General de la República. (2022, 10 de enero). *44% de alumnos de colegios públicos considera insuficiente medio virtual usado para dictado de clases "Aprendo en casa"* [Nota de Prensa]. Gobierno del Perú. <https://bit.ly/3Ow1G0F>
- Rodríguez, C., & Juanes, B. (2019). La interactividad en ambientes virtuales en el posgrado. *Revista Cubana de Educación Superior*, 38(1), e24. <https://www.scimagojr.com/journalsearch.php?q=Revista+Cubana+de+Educaci%C3%B3n+Superio>
- Evnitskaya, N. (2018). Classroom Interaction and Language Learning in CLIL contexts. *CLIL. Journal of Innovation and Research in Plurilingual and Pluricultural Education*, 1(1), 7–17. <https://doi.org/10.5565/rev/clil.3>
- García-Chitiva, M. D. P. (2021). Aprendizaje colaborativo, mediado por internet, en procesos de educación superior. *Revista Electrónica Educar*, 25(2). https://id.elsevier.com/as/authorization.oauth2?platSite=SC%2Fscopus&ui_locales=en-
- Gómez-Arteta, I., & Escobar-Mamani, F. (2021). Educación virtual en tiempos de pandemia: incremento de la desigualdad social en el Perú. *Chakiñan, Revista De Ciencias Sociales y Humanidades*, 15. http://scielo.nescyt.gob.ec/scielo.php?script=sci_serial&pid=2550-6722&lng=es&nrm=iso
- Hair, J. F., Anderson, R. E., & Black, W. C. (2019). *Multivariate Data Analysis*. Pearson.
- Hernández-Sellés, N. (2021). La importancia de la interacción en el aprendizaje en entornos virtuales en tiempos del COVID-19. *Publicaciones*, 51(3). <https://www.elsevier.com/solutions/scopus>
- Jiménez-Pig, E., & Fernández-Fleites, Z. (2021). Plataformas virtuales en la educación superior en tiempos de COVID-19. Experiencias en estudiantes de Cuba. *Actualidades Investigativas en Educación*, 21(3), 361–380. <http://dx.doi.org/10.15517/aie.v21i3.46224>
- Miao, J., Chang, J., & Ma, L. (2022). Teacher–Student Interaction, Student–Student Interaction and Social Presence: Their Impacts on Learning Engagement in Online Learning Environments. *The Journal of Genetic Psychology*, 183(4), 1–13. <https://doi.org/10.1080/00221325.2022.2094211>
- Moneta, A. M. (2019). *Determinantes del desempeño académico en Educación a Distancia: aplicación de un modelo de ecuaciones estructurales* [Tesis de maestría, Universidad Nacional de Córdoba]. Repositorio Institucional. <https://bit.ly/3AUEm9v>
- Ríos, H. C. (2021). La internet y la post-pandemia de COVID-19 en estudiantes de salud: ¿llegaron para quedarse? *Revista Ciencia, Tecnología e Innovación*, 19(24), 55–69.

- Sun, H.-L., Sun, T., Sha, F.-Y., Gu, X.-Y., Hou, X.-R., Zhu, F.-Y., & Fang, P.-T. (2022). The Influence of Teacher–Student Interaction on the Effects of Online Learning: Based on a Serial Mediating Model. *Frontiers in Psychology*, *13*, 779217. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.779217>
- Willermark, S. (2021). Who's There? Characterizing Interaction in Virtual Classrooms. *Journal of Educational Computing Research*, *59*(6). <https://www.scimagojr.com/journalsearch.php?q=18874&tip=sid>
- Yarmand, M., Solyst, J., Klemmer, S., & Weibel., N. (2021, 8-13 de Mayo). “*It feels like I am talking into a void*”: Understanding interaction gaps in synchronous online classrooms [Artículo de conferencia]. 2021 CHI Conference on Human Factors in Computing Systems (CHI '21), New York, NY, USA. <https://doi.org/10.1145/3411764.3445240>
- Zhang, Y., & Lin, C.-H. (2017). Student interaction and the role of the teacher in a state virtual high school: what predicts online learning satisfaction?. *Technology, Pedagogy and Education*, *29*(1). <https://www.scimagojr.com/journalsearch.php?q=Technology%2C+Pedagogy+and+Education>