

UNIVERSIDAD PERUANA UNIÓN

ESCUELA DE POSGRADO

Unidad de Posgrado de Ingeniería y Arquitectura



**Propiedades psicométricas de la escala competencias digitales en
docentes de Educación Básica Regular**

Trabajo Académico para obtener el Título Profesional de Segunda Especialidad
Profesional de Ingeniería: Estadística Aplicada para Investigación

Autores:

Luis Alberto Geraldo Campos
Romel Arturo Rosales Gomero

Asesor:

Dr. Juan Jesús Soria Quijaite

Lima, marzo de 2023

DECLARACIÓN JURADA DE AUTORÍA DEL TRABAJO ACADÉMICO

Yo Dr. Juan Jesús Soria Quijaite, adscrito a la Facultad de Ingeniería y Arquitectura y docente en la Unidad de Posgrado de Ingeniería y Arquitectura de la Escuela de Posgrado de la Universidad Peruana Unión.

DECLARO:

Que la presente investigación titulada: **“PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA COMPETENCIAS DIGITALES EN DOCENTES DE EDUCACIÓN BÁSICA REGULAR”** de los autores: Luis Alberto Geraldo Campos y Romel Arturo Rosales Gomeró, tiene un índice de similitud de 3% verificable en el informe del programa Turnitin, y fue realizada en la Universidad Peruana Unión bajo mi dirección.

Y estando de acuerdo, firmo la presente declaración en la ciudad de Lima, a los 16 días del mes de abril del año 2023.



Dr. Juan Jesús Soria Quijaite

Asesor

ACTA DE TRABAJO ACADÉMICO

En Lima, Ñaña, Villa Unión, el 28 día del mes de marzo del año 2023, siendo las 15:00 horas se reunieron en la sala virtual (<https://adventistas.zoom.us/j/89395360468>) de la Universidad Peruana Unión, bajo la dirección de la Señora Presidenta del Jurado: Mg. Lizeth Huanca López y los demás miembros siguientes:

Secretario:	Dr. Javier Linkolk López Gonzales
Asesor:	Dr. Juan Soria Quijante
Vocal:	Mg. Nehemias Saboya Ríos
Vocal:	Mg. Cristian García Bermudez

Con el propósito de llevar a cabo el acto público de la sustentación del trabajo de investigación de segunda especialidad de estadística titulada: **“Propiedades psicométricas de la escala competencias digitales en docentes de Educación Básica Regular”** de los egresados: Romel Arturo Rosales Gómero y Luis Alberto Geraldo Campos, conducentes a la obtención de Segunda Especialidad Profesional de Ingeniería: Estadística Aplicada para Investigación.

La Presidenta del Jurado dio por iniciado el acto académico, invitando a los candidatos a hacer uso del tiempo señalado para su exposición (45 '). Concluida la misma, la Presidenta del Jurado invitó a los demás miembros a realizar las preguntas, cuestionamientos y aclaraciones pertinentes que fueron absueltas por los candidatos, el acto fue seguido de un receso de quince minutos para las deliberaciones y el dictamen de Jurado. Vencido el tiempo de las deliberaciones, el Jurado procedió a dejar constancia escrita del resultado en la presente acta, con dictamen siguiente:

APROBADO por UNANIMIDAD calificación: APROBADO CON ESCALA VIGESIMAL 18 ESCALA, CUALITATIVA CON NOMINACIÓN DE MUY BUENO, CON MÉRITO SOBRESALIENTE.

La presidenta del Jurado hizo alusión a los maestrandos y solicitó a la secretaria la lectura correspondiente para poner en su conocimiento el resultado, terminado el mismo y sin objeción alguna, la presidenta del jurado dio por concluido el acto, en fe de lo cual firman al pie.



Presidente

Secretario

Candidato

Candidato

Vocal

Vocal

Propiedades psicométricas de la escala competencias digitales en docentes de Educación Básica Regular

Psychometric properties of the digital competencies scale in regular basic education teachers

Luis Alberto Geraldo-Campos¹; Romel Arturo Rosales-Gomero¹; Juan Jesús Soria Quijaite¹

¹Unidad de Posgrado de Ingeniería y Arquitectura, Universidad Peruana Unión, Lima, Perú

Resumen

Las competencias digitales han sido bien requeridas desde el ingreso de la tecnología a las aulas y el uso para medir este constructo se ha tornado cada vez más imperante. Por lo tanto, el objetivo fue determinar las propiedades psicométricas de una escala de autoevaluación de competencias digitales para docentes de Educación Básica Regular (EBR). Se utilizó una estrategia metodológica de tipo cuantitativo de corte transversal e instrumental, en la que se utilizó técnicas de análisis factorial exploratorio (AFE) y análisis factorial confirmatorio (AFC), se encuestó a 534 docentes. Los resultados muestran un AFE con dos factores y cargas superiores a 0.4, un KMO igual 0.957 y una varianza acumulada de 51.30%; el análisis AFC validó tres modelos, donde el modelo 2 con tres factores, Evaluación y Promoción (EP), Recursos digitales en la Enseñanza (RDE) y Participación Profesional en el Aprendizaje (PPA), arrojó altas correlaciones y adecuados índices de bondad de ajuste cercanos a la unidad ($X^2/gl = 1.476$; $RMSEA=0.042$; $TLI=0.97$ y $CFI=0.97$). Se pone en evidencia que el modelo 2 con tres factores contiene mejores medidas, por lo tanto, es el más adecuado para medir las competencias digitales en los docentes de EBR.

Palabras clave: Análisis factorial confirmatorio, competencia digital, propiedades psicométricas, validación, educación.

Abstract

Digital competencies have been in high demand since the advent of technology in the classroom and the use of this construct to measure it has become increasingly important. Therefore, the objective was to determine the psychometric properties of a self-assessment scale of digital competencies for teachers of Regular Basic Education (EBR). A cross-sectional and instrumental quantitative methodological strategy was used, in which exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA) techniques were used, and 534 teachers were surveyed. The results show an AFE with two factors and loadings above 0.4, a KMO equal to 0.957 and a cumulative variance of 51.30%; the CFA analysis validated three models, where model 2 with three factors, Evaluation and Promotion (EP), Digital Resources in Teaching (RDE) and

Professional Participation in Learning (PPA), yielded high correlations and adequate goodness-of-fit indices close to unity ($X^2/df = 1.476$; RMSEA=0.042; TLI=0.97 and CFI=0.97). It becomes evident that model 2 with three factors contains better measures, therefore, it is the most suitable for measuring digital competencies in RBE teachers.

Keywords: Confirmatory factor analysis, digital competence, psychometric properties, validation, education.

Introducción

Desde hace años la tecnología ha ingresado a las aulas de clase en todo el mundo, en el Perú se inicia con la implementación del Plan Huascarán (Decreto Supremo No 067-2001-ED Crean El Proyecto Huascarán, 2001), posterior a esta iniciativa, los gobiernos han mermado su intervención en proyectos educativos relacionados a tecnología educativa de igual envergadura. Un informe reportó que uno de los factores que permiten mejorar la práctica pedagógica está representado por el 56.8% correspondiente al acceso a tecnología e internet (Minedu, 2018); además, los docentes consideran importante poder recibir información relacionada a las competencias digitales y el uso de las tecnologías de información y comunicación (TIC), con fines de fortalecer y mejorar su desempeño; sin embargo, el reto que tiene la educación es potenciar el uso de las TIC y concentrar esfuerzos en la práctica docente, siendo este uno de los principales pilares en el proceso de transformar la educación (Valencia-Molina et al., 2016).

Se requiere docentes con una formación sólida en el dominio de tecnologías educativas, siendo que los actores principales en el proceso de enseñanza y aprendizaje son los docentes y alumnos, y son especialmente los docentes quienes necesitan determinadas competencias digitales que les facilite la comprensión, evaluación y comunicación en las aulas (Ferrari, 2012; Fraillon et al., 2014; Krumsvik, 2011; Sailer et al., 2021), además, es labor del docente contar con las competencias necesarias respaldadas en herramientas tecnológicas que faciliten la enseñanza y el aprendizaje con sus estudiantes (Kelly & McAnear, 2002; Napal et al., 2018).

Para evaluar las competencias digitales de los docentes, existen diversos instrumentos desarrollados (Calderón-Garrido et al., 2021; Chávez-Melo et al., 2022; A. Pérez & Rodríguez, 2016; Pozo-Sánchez et al., 2020; Rubach & Lazarides, 2021). La información científica revela varios instrumentos que evalúan las competencias digitales en los últimos años, como es el caso de Agreda et al. (2016) cuyo instrumento explica un 63.38% compuesto por 19 componentes, en el mismo año, Siddiq et al. (2016) publicó un instrumento que permitió medir las habilidades de información y comunicación digital, cuyos índices de bondad de ajuste son satisfactorios. En

tanto, Tourón et al. (2018) construyeron el instrumento que refleja el marco de las competencias digitales y permite medir significativamente las competencias del profesorado.

En Portugal Dias-Trindade et al. (2019) construyeron y validaron una escala de autoevaluación, basado en el instrumento desarrollada por el EU Science Hub (European Commission's Joint Research Centre) que busca evaluar las competencias digitales de los profesores (Redecker, 2017), también se identificó el instrumento elaborado por Usart et al. (2020) que permite al docente autoevaluar su competencia y conseguir un feedback instantáneo; asimismo, el instrumento de Cabero-Almenara et al. (2020) permite evaluar la competencia digital bajo estándares e indicadores internacionales. En este marco, un instrumento elaborado por Rubach & Lazarides (2021) permite medir las creencias de competencia básica en TIC de los profesores, finalmente, en el marco de la pandemia Viñoles-Cosentino et al. (2021) validaron una plataforma de evaluación formativa de competencia digital docente en el contexto del COVID-19, alcanzando indicadores significativos.

En el contexto peruano no se han identificado instrumentos construidos ni adaptados científicamente; además, se desconoce de un instrumento que promueva el ministerio de educación (Minedu) u otras entidades públicas para valorar el desarrollo de esta competencia, sin embargo, se ha encontrado en la literatura peruana estudios empíricos y de revisión sobre las competencias digitales (Cateriano et al., 2021; Fernández et al., 2018; García, 2013; Holguin-Alvarez et al., 2021; Rambay & De la Cruz, 2021; Sánchez et al., 2021; Vieira, 2014), por esta razón, es de prioridad saber ¿Cuáles son las propiedades psicométricas de la escala de autoevaluación en competencias digitales de los docentes de Educación Básica Regular?, dicha escala traducida y adaptada fue propuesta por Dias-Trindade et al. (2019), considerado un instrumento que evalúa de forma individual y general las competencia digitales de los docentes.

La presente investigación respondió a esta interrogante y llenó el vacío del conocimiento existente, en el sentido de que contribuye con la adaptación de un instrumento y la presentación de las propiedades psicométricas mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), justificado por medio de los índices de bondad de ajuste (X^2 , RMSEA, IFI, TLI, CFI y PCLOSE) para determinar la adecuación del modelo instrumental definido. Esto permitió justificar metodológicamente, siendo que muchos instrumentos en el escenario peruano no se han validado o adaptado adecuadamente conforme a la normativa establecida (American Educational Research Association et al., 2018), y que le permita al docente autoevaluar o evaluar su competencia digital, además, reflexionar y tomar acciones de mejora por parte los actores de las instituciones educativas con relación a perfeccionar las competencias de sus docentes. Por lo

tanto, el objetivo principal del estudio fue determinar las propiedades psicométricas de la escala de autoevaluación de competencias digitales en los docentes de Educación Básica Regular de la Unidad de Gestión Educativa Local de Barranca y Huaura ubicados al norte de Lima, Perú.

Marco teórico

Competencias digitales

El uso de herramientas digitales en la enseñanza y el aprendizaje aumentado en la última década (Ramos, 2016). En este contexto, se han propuesto varias posturas teóricas para definir las competencias digitales y sus dimensiones en el ámbito educativo. Al respecto, Koehler & Mishra (2008) enfatizaron que es necesario analizar el conocimiento del profesorado en relación al uso de la tecnología en sus clases, por lo tanto, propone tres tipos de conocimiento: el conocimiento disciplinar, el pedagógico y el tecnológico, cuyas dimensiones permite recoger todas las aristas en relación a las TIC que ayudan en la enseñanza y aprendizaje. En cambio, Dias-Trindade et al. (2019) revisan seis dimensiones a partir de las competencias digitales expuestas por la *EU Science Hub* (Redecker, 2017).

La primera es la participación profesional, que busca identificar la competencia digital de un profesor para comunicarse, colaborar y evolucionar profesionalmente. La segunda dimensión hace hincapié en las tecnologías y los recursos digitales, incluyendo su uso, intercambio y protección. La tercera dimensión se centra en la enseñanza y el aprendizaje, concretamente en la capacidad de los profesores para gestionar y organizar las tecnologías digitales en el aula. La cuarta dimensión se centra en la evaluación, especialmente en cómo las tecnologías digitales pueden mejorar la evaluación de los alumnos. La quinta dimensión es la formación de los alumnos, o la capacidad de utilizar las tecnologías digitales para aumentar la inclusión, la personalización y la participación activa de los alumnos en la enseñanza. Finalmente, la sexta dimensión hace hincapié en la capacidad de los profesores para ayudar a los alumnos a utilizar las tecnologías digitales de forma creativa y responsable (Dias-Trindade et al., 2019; Redecker, 2017).

Metodología

Tipo de diseño

La estrategia metodológica está basada en un estudio cuantitativo de corte transversal e instrumental (Pérez-Tejada, 2008; C. Pérez, 2004), ya que su propósito fue traducir (Hambleton & Zenisky, 2011), adaptar y validar el instrumento (Dias-Trindade et al., 2019) mediante jueces,

la aplicación inicial de una prueba piloto y el levantamiento final de los datos a partir de la población de estudio (Ato et al., 2013; Muñiz et al., 2013; Pérez-Tejada, 2008).

Para determinar el adecuado modelo instrumental, se realizó mediante el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y se tomó en cuenta la ecuación 1 como punto de partida para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) que permitió explicar adecuadamente la correlación entre variables latentes y estas con las variables observables (Manzano & Zamora, 2009).

$$X = \Lambda \times \xi + \delta \quad (1)$$

Diseño muestral

La población de estudio está conformada por los docentes de Educación Básica Regular de la Unidad de Gestión Educativa Local de Barranca y Huaura, ubicados en el departamento de Lima, Perú; donde 1710 docentes contratados fue de la UGEL 16 (Barranca) y 2661 docentes a la UGEL 09 (Huaura) haciendo una población total de 4371 docentes según el reporte de datos derivados del sistema ESCALE de la Unidad de Estadística Educativa del Ministerio de Educación. Sin embargo, producto de la pandemia ocasionado por la COVID-19 no se pudo acceder a cada una de las instituciones educativas pertenecientes a las UGELs, por el hecho de que los docentes se encontraban realizando sus clases de forma virtual y remota, en tal sentido, se consideró un muestreo no probabilístico por conveniencia, el cual es considerado como un tipo de muestro más comunes que existen (Stockemer, 2019).

Para obtener un tamaño mínimo de la muestra, se recurrió a la fórmula de (Soper, 2022), la cual determina el tamaño de muestra a priori, especialmente para modelos de ecuaciones estructurales. Se consideró un tamaño del efecto anticipado igual a 0.30, una potencia estadística igual a 0.95, con 6 variables latentes (dimensiones del instrumento) y 21 variables observables (total de ítems del instrumento) bajo un nivel de probabilidad igual a 0.05, se obtuvo un tamaño mínimo de 236 docentes a encuestar para detectar el efecto; además, se encontró un tamaño mínimo de muestra para el modelo estructural igual a 138 docentes. Sin embargo, al aplicar el cuestionario se superó la muestra recomendada por Soper (2022), alcanzando un total de 534 encuestados que tienen una edad promedio igual a 47 años, una desviación estándar de 9.11, con una edad mínima de 23 y máxima de 67 años.

La tabla 1 muestra las características de los encuestados, en la que el 86.3% corresponden a docentes y directores de la UGEL 16 Barranca y el 13.7% de la UGEL 09 Huaura, de los cuales el 59.4% son mujeres y el 40.6% son hombres, además, del 100% de encuestados el 85.4% son docentes y el restante corresponde a directores encuestados. Otros datos

reveladores muestran que el nivel alcanzado de los docentes y directores proceden de licenciatura (56.7%) y del pedagógico (18.4%), seguido por los de grado maestría con un 17.4%.

Tabla 1

Características de la muestra de estudio

Variables	Categorías	f	%
Sexo	Masculino	217	40.6 %
	Femenino	317	59.4 %
Cargo	Director	78	14.6 %
	Docente	456	85.4 %
	De pedagógico	98	18.4 %
Nivel de estudio alcanzado	Bachiller	32	6.0 %
	Licenciado	303	56.7 %
	Maestría	93	17.4 %
	Doctorado	8	1.5 %
UGEL	16 Barranca	461	86.3 %
	09 Huaura	73	13.7 %

Técnicas de recolección de datos

La técnica a utilizar es la encuesta, que permite explorar la información requerida a un determinado número de personas (Grasso, 2006). El instrumento que fue adaptado al contexto peruano es la escala de autoevaluación de competencias digitales en docentes (CDD) construido por Dias-Trindade et al. (2019) basado en instrumento de Redecker (2017), el cual busca la valoración de las competencias digitales de los profesores. Este instrumento posee 21 ítems agrupado en seis dimensiones o áreas. La primera, es la participación profesional (PP) y está compuesta por cuatro ítems; la segunda área, tecnologías y recursos digitales (TRD) que está conformada por 2 ítems; la tercer área, enseñanza y aprendizaje (EA) que está agrupado en cinco ítems; la cuarta área, evaluación (E) que consta de 3 ítems; la quinta área, formación de estudiantes o desarrollo de las capacidades de los estudiantes (FE) que consta de 2 ítems; finalmente, la sexta área, promoción de la competencia digital de los estudiantes (PCDE) constituida por 5 ítems. Para la medición se ha utilizado una lista de 5 opciones por ítems (Ver Anexo 1: https://osf.io/2fa5u/?view_only=6a8905de0b75492184725a0a3f02f635).

Como ya se indicó, para el uso objetivo de la presente escala se realizó la traducción del portugués al español por un especialista en el idioma (Ver Anexo 1), luego se verificó la traducción considerando una ficha de control de calidad (Hambleton & Zenisky, 2011; Muñiz et

al., 2013), al término se verificó la validez basado en el contenido por medio de 6 jueces expertos con formación y experiencia en el área educativa, quienes evaluaron los ítems en tres criterios (relevancia, representatividad y claridad), con la calificación de los jueces se cuantificó mediante la fórmula de V de Aiken (Escrura, 1988; J. Ventura-León, 2019) todos los ítems y después se obtuvo los promedios por criterio, alcanzando un promedio general igual a 0.87 (Ver Tabla 2).

Tabla 2

Validez basada en el contenido mediante jueces e interpretación de V de Aiken

Criterio	M	DE	V de Aiken	Interpretación V	Intervalo de Confianza	
					Inferior	Superior
Relevancia	2.74	0.44	0.91	Valido	0.71	0.97
Representatividad	2.63	0.60	0.88	Valido	0.66	0.96
Claridad	2.49	0.74	0.83	Valido	0.61	0.93

Nota. M=media; DE= desviación estándar

Finalmente, se procedió a realizar una prueba piloto, con la finalidad de corroborar las reacciones de la prueba y verificar la dirección y sentido de los ítems, como también otros aspectos considerados en esta etapa (Muñiz et al., 2013). Los resultados fueron satisfactorios en cuanto a fiabilidad y consistencia interna a través de la discriminación de ítems, tampoco hubo observaciones por parte de los encuestados, esto permitió aplicar el instrumento con total confianza.

Técnicas estadísticas para el procesamiento de la información

Para el análisis estadístico de los datos recogidos se utilizó el Microsoft Excel que permitió realizar el control de calidad de los datos, luego se importó al software Amoví versión 1.6 que permitió realizar el análisis descriptivo, fiabilidad y análisis AFE, y el software AMOS Graphics permitió realizar el análisis AFC.

En análisis descriptivo y de fiabilidad se consideró estadísticos como la media, la desviación estándar, la asimetría, la curtosis, el índice de homogeneidad corregido, el α de Cronbach (Contreras & Novoa-Muñoz, 2018) y omega (ω), considerando los modelos congénicas más robusto (Dunn et al., 2014) en comparación al coeficiente Alfa de Cronbach, para ello, se consideraron valores $>.70$ como aceptables (Hunsley & Marsh, 2018; Ponterotto & Ruckdeschel, 2007) y los análisis de correlación se realizaron por medio de correlaciones policóricas al tratarse de variables ordinales (Freiberg et al., 2013).

Posteriormente, se realizaron pruebas de análisis factorial exploratorio (AFE) con el 50% de la muestra, considerando los criterios utilizados para el AFE con una adecuación muestral evaluada a través del $KMO \geq .80$ (Kaiser, 1974), que al ser mayor se considera un índice adecuado (Costello & Osborne, 2005; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) y prueba de esfericidad de Bartlett que verificar si la correlación es una matriz de identidad (Bandalos & Finney, 2010); además, se realizó por medio de la extracción de factorización de ejes principales con rotación "Varimax", con coeficientes de carga factorial ≥ 0.4 (Anderson & Gerbing, 1988) basado en el de análisis paralelo, debido a que la selección de los factores comunes necesarios suele presentar valores propios mayores a lo que se obtendría si se analizara al azar (Horn, 1965).

La estructura factorial se confirmó por medio de AFC, el cual tomó la muestra del 50% de los datos restantes, para ello, se consideró los índices de bondad de ajuste y criterios establecidos (Alaminos et al., 2015; Bollen, 1989; Brown, 2015; Catena et al., 2003; De la Fuente, 2011; Hirschfeld & Von Brachel, 2014; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006; Ruiz et al., 2010, 2013; Westland, 2019). Previo al análisis se configuró en el software AMOS la estimación y las salidas de los resultados, se solicitó la estimación de máxima verosimilitud, ajuste de modelos saturado e independientes, las salidas de los estimadores estandarizados, el historial de minimización, la modificación de índices y otros parámetros necesarios para este tipo de análisis (Muthén, 1984; Muthén et al., 1997), ya que este es un procedimiento robusto cuando se tiene variables nominales u ordinales (Brown, 2015; Contreras & Novoa-Muñoz, 2018; Lei, 2009; Raykov, 2012) así como la verificación de las cargas factoriales (Brown, 2015; Tabachnick & Fidell, 2019). Por lo tanto, en el proceso de interpretación se tuvo a bien contrastar el modelo mediante las medidas de ajuste absoluto el χ^2 , los grados de libertad, p-valor, el $\chi^2/df < 3$, el RMSEA y el PCLOSE; por otro lado, se interpretó el modelo mediante los índices de ajuste incremental, índice de ajuste comparativo y Tucker Lewis (IFI, CFI y TLI ≥ 0.95 , respectivamente; (Hu & Bentler, 1999) que permití identificar los mejores índices del modelo.

Aspectos éticos

El presente estudio se realizó considerando todos los aspectos éticos posibles, por lo que se ha tenido una adecuada conducta responsable de investigación. Además, se tomó en cuenta las normativas de redacción y estilos de citación, con la finalidad de evitar el plagio, en ese sentido, se tuvo a bien solicitar el permiso de los autores del instrumento. Por otro lado, se solicitó los permisos de acceso a la UGEL 16 de Barranca quien respondió con el oficio de autorización N° 1826-2021-DUGEL-JAGP-UGEL N° 16-BCA y la UGEL Huaura que autorizó el acceso

mediante el informe N° 095-2021/EEF-AGP-UGEL N° 09-H. Con la autorización se procedió a realizar la encuesta de forma física y mediante el formulario de Google que fue distribuido en las instituciones y por medio de correos electrónicos y de WhatsApp, datos que fueron suministrados por las UGELs e instituciones educativas. Cabe señalar, que la encuesta contenía en la primera hoja las instrucciones y el consentimiento informado, dándose a conocer a cada uno de los docentes para su aceptación o rechazo del mismo.

Resultados

Estadísticos descriptivos y de fiabilidad

En la tabla 3 muestra los resultados descriptivos, donde la media promedio ascienden a 3.11, la moda en general igual a 3 y la desviación estándar igual a 0.784; asimismo, se observa una curtosis negativa en los ítems, lo que indica que hay una distribución relativamente plana, en cambio, la distribución asimétrica de la mayoría de los ítems es negativa, por lo tanto, tiene una distribución sesgada hacia la izquierda, por lo tanto, los valores de asimetría y curtosis de todos los ítems están dentro del parámetro establecido de -1.5 y 1.5, dando a entender que existe una variación tolerable de la distribución de los datos, adecuada para el análisis factorial (Gravetter & Wallnau, 2013; Pérez & Medrano, 2010). Asimismo, la tabla 3 muestra el índice de homogeneidad corregido el cual sus valores son >0.43 y los valores de α de Cronbach están sobre 0.8 al igual que los valores ω de McDonald (0.945), cuyos valores muestran una adecuada fiabilidad y no es necesario eliminar o replantear de los ítems.

Tabla 3

Estadísticos descriptivos y de fiabilidad de los ítems

Ítems	M (3.11)	Mo (3)	DS (0.784)	As	Curtosis	IHC	Si el ítems se elimina	
							Cronbach's α (0.945)	McDonald's ω (0.945)
PP1	3.42	4	0.91	-0.33	-0.62	0.43	0.95	0.95
PP2	3.28	4	0.86	-0.36	-0.30	0.50	0.95	0.95
PP3	3.34	4	1.15	-0.28	-0.82	0.60	0.94	0.94
PP4	3.06	4	1.27	-0.24	-1.09	0.74	0.94	0.94
TRD1	3.31	3	0.96	-0.04	-0.26	0.50	0.94	0.95
TRD2	3.07	2	1.23	0.03	-1.04	0.72	0.94	0.94
EA1	2.89	3	1.06	0.21	-0.34	0.60	0.94	0.94
EA2	3.21	3	1.07	-0.13	-0.35	0.58	0.94	0.94
EA3	3.21	4	1.42	-0.36	-1.16	0.69	0.94	0.94

EA4	3.06	3	1.04	-0.26	-0.46	0.74	0.94	0.94
EA5	3.05	3	1.36	-0.19	-0.98	0.71	0.94	0.94
E1	2.86	3	1.12	0.10	-0.48	0.69	0.94	0.94
E2	3.60	4	1.15	-0.54	-0.61	0.50	0.95	0.95
E3	2.92	3	1.09	0.07	-0.55	0.75	0.94	0.94
FE1	3.19	3	1.16	0.02	-0.76	0.77	0.94	0.94
FE2	3.02	3	1.28	-0.13	-0.93	0.73	0.94	0.94
PCDE1	3.03	3	1.06	0.00	-0.77	0.56	0.94	0.94
PCDE2	2.90	3	1.03	0.02	-0.08	0.67	0.94	0.94
PCDE3	2.94	3	1.11	-0.11	-0.39	0.69	0.94	0.94
PCDE4	3.02	3	1.13	-0.17	-0.50	0.70	0.94	0.94
PCDE5	3.05	3	1.22	-0.16	-0.77	0.77	0.94	0.94

Nota. M=media; Mo=moda; DE=desviación estándar; As=Asimetría; IHC=índice de homogeneidad corregido

Correlación y Análisis AFE para la evidencia de validez de la estructura interna de los ítems

En la tabla 4 se muestra la matriz de correlación policórica, donde se observan correlaciones positivas con valores $> 0.2 < 0.73$ en los ítems. Conociendo este resultado de correlación, se procedió a efectuar un AFE con el 50% de la muestra total, en el que se encontró un $KMO=0.957$ general y un Test de esfericidad de Bartlett significativo ($\chi^2 = 3272$, $gl= 210$ y un $p < .001$), lo cual indica que la correlación es una matriz de identidad, por lo tanto, hay correlación entre los ítems y se puede proceder con el análisis factorial. El análisis por medio del método de extracción de ejes principales y la rotación Varimax arrojó 2 factores claramente identificados, el primer factor por la agrupación de sus ítems lo denominaremos Formación, Enseñanza y Promoción (FEP) que contiene cargas factoriales >0.447 y el segundo factor lo denominaremos Participación Profesional con Recursos Digitales (PPRD), donde los ítems tienen cargas >0.419 con comunalidades >0.339 ; además, se encontró que el primer factor está explicado por el 32.4% de la varianza y el segundo factor por el 18.9% de la varianza y la acumulada explica un 51.30%, cuyo dato está por encima de lo permitido.

Análisis AFC para la evidencia de validez de la estructura interna de los ítems.

Se procedió a efectuar el AFC a través del software AMOS, donde se siguió la estructura factorial del análisis AFE para confirmar el modelo con dos factores (Ver Figura 1). Este análisis permitió conocer e identificar aquellos índices de modificación (IM) altos con la finalidad de buscar sus covarianzas, el cual no fue necesario siendo que el modelo 1 con 2 factores contenía medidas de ajuste absoluto e incremental por sobre los parámetros establecidos (TLI>0.90; CFI>0.90 y RMSEA <0.08) y con una correlación alta entre factores.

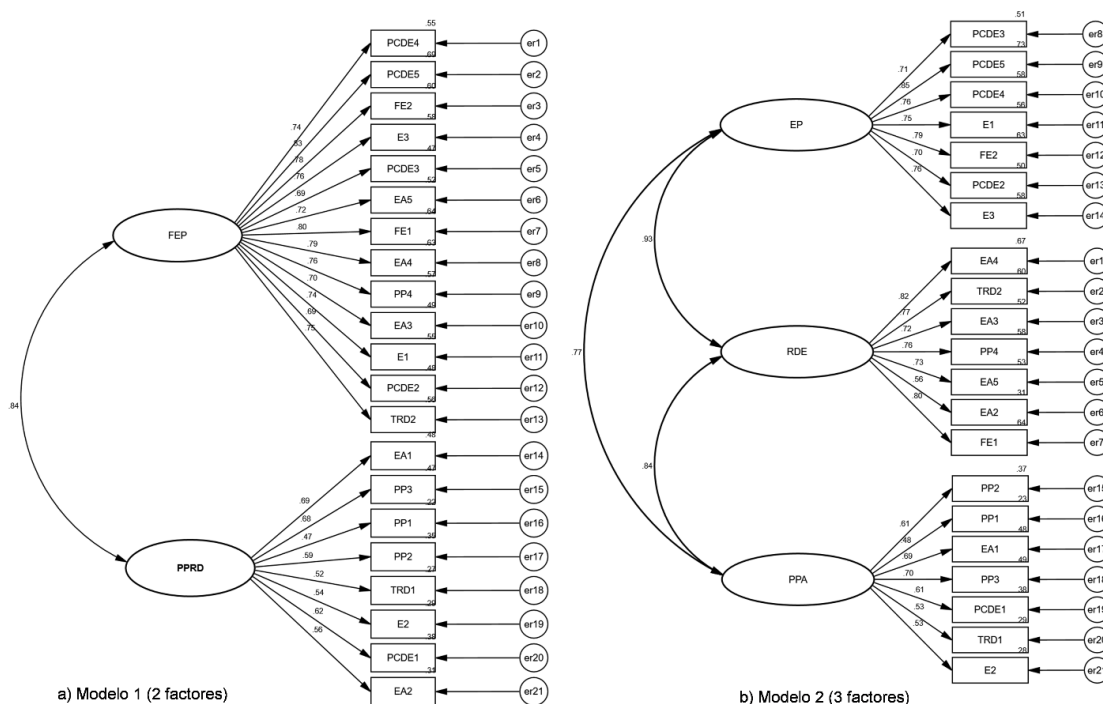


Figura 1. Modelos con mejores índices de bondad de ajuste (AFC=267)

Con la finalidad de encontrar un mejor RMSEA se procedió a realizar un modelo 2 basado en tres factores (Ver Figura 1), estos tres factores tienen una varianza acumulada de 52.1%, donde el Factor 1 se le denominó Evaluación y Promoción (EP) el cual tiene una varianza explicada de 22.3%, el Factor 2 se le denominó Recursos Digitales en la Enseñanza (RDE) el cual alcanzó una varianza igual a 15.4%, finalmente el Factor 3 por las características de sus ítems se le denominó Participación Profesional en el Aprendizaje (PPA) y tiene una varianza igual a 14.7%. Como se puede observar en la figura 1 se obtuvo altas correlaciones entre los tres factores y adecuados índices de bondad de ajuste, al reportar un $X^2/gl = 1.476$ con un $RMSEA = 0.042$ y con medidas de ajuste incremental cercanas a la unidad. Sin embargo, a pesar de tener buenos índices de bondad de ajuste, se planteó correr un modelo 3 (1 factor) y determinar si el

instrumento se adecua a una estructura de un solo factor; los resultados arrojaron que el instrumento puede utilizarse como un solo factor ya que sus índices de ajuste absoluto e incremental están por sobre los parámetros estadísticamente establecidos (TLI>0.90; CFI>0.90 y RMSEA <0.08).

Tabla 5
Análisis factorial confirmatorio (AFC=267)

Modelos	Medidas de ajuste absoluto						Medidas de ajuste incremental				
	X ²	gl	p-valor	X ² /gl	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLO SE	IFI	TLI	CFI
Modelo 1 (2 factores)	328.01	188	0.000	1.745	0.053	0.04	0.06	0.299	0.95	0.95	0.95
Modelo 2 (3 factores)	274.61	186	0.000	1.476	0.042	0.03	0.05	0.886	0.97	0.97	0.97
Modelo 3 (1 factor)	399.8	189	0.000	2.115	0.065	0.06	0.07	0.004	0.93	0.92	0.93

Nota. El límite inferior y superior (LO y HI) del parámetro de RMSEA se realizó con un intervalo de confianza al 90%

Discusión y conclusiones

El objetivo principal fue determinar las propiedades psicométricas de la escala de autoevaluación de competencias digitales en docentes, en la que se encontró en una primera instancia la validez basada en el contenido según el criterio de relevancia, representatividad y claridad con indicadores validos de V de Aiken; luego se pudo encontrar una adecuada estructura factorial que extrajo tres modelos que determinan la estructura adecuada de la escala de autoevaluación de competencias digitales al obtener índices de bondad de ajuste adecuados. Está estructura factorial dista de la estructura original del instrumento de Dias-Trindade et al. (2019), la cual está contenida por seis factores, la participación profesional, tecnologías y recursos digitales, enseñanza y aprendizaje, evaluación, formación de estudiantes y promoción de la competencia digital de los estudiantes, donde los 21 ítems de la escala para el presente estudio puede agruparse en un solo factor, en dos factores y hasta en tres factores, siendo este último la estructura factorial más adecuada al contener mejores índices de bondad de ajuste.

Los parámetros establecidos para validar la estructura factorial de la escala de autoevaluación de competencias digitales hacen que sea un instrumento adecuado para el contexto de instituciones de EBR. En comparación con otros instrumentos como el

reportado por Pérez & Rodríguez (2016) pudieron validar la escala de “Autopercepción de la competencia digital del profesorado” encontrando una validez por sobre 0.80 en cuanto a claridad y pertinencia, los cuales reportaron escasa habilidades digitales para el uso pedagógico. Asimismo, Siddiq et al. (2016) realizaron la validación de las habilidades de información y comunicación digital, donde encontraron tres factores (acceso a la información digital, evaluación de la información digital, y compartir y comunicar la información digital) con índices de bondad de ajuste dentro de lo permitido corroborando la validez del constructo y que están relacionadas positivamente con la autoeficacia de las Tecnologías de la Información y las Comunicaciones (TIC) para la enseñanza, Uso de las TIC y la utilidad percibida de las TIC, además de conocer la importancia que los docentes enfatizan las habilidades digitales en sus sesiones más allá de la frecuencia de uso de las TIC.

El Alpha de Cronbach es un coeficiente que permite medir la fiabilidad con puntuaciones que muestran una distribución normal; por lo tanto, los instrumentos que utilizan una escala ordinal tienden a ser subestimada por Alpha de Cronbach, por lo que fue necesario recurrir al ω de McDonald la cual encontró valores iguales a los de Alpha, esto garantiza la consistencia interna del presente instrumento (Flora, 2020; Oyanedel et al., 2017; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). En relación con otros estudios instrumentales sobre las competencias digitales de los docentes solo reportan Alpha de Cronbach (Agreda et al., 2016; Aznar et al., 2020; Chávez-Melo et al., 2022; Ruiz-Cabezas et al., 2020; Sailer et al., 2021; Tourón et al., 2018) pero no reportan el ω de McDonald, siendo este adecuado para determinar la fiabilidad.

Los índices de bondad de ajuste permitieron validar el modelo instrumental para los docentes de educación básica regular al encontrarse medidas adecuadas. Estos resultados guardan relación en parte a los parámetros encontrados en el estudio de Tourón et al. (2018), los cuales se enfocaron a validar la competencia digital de los docentes, donde encontraron cargas factoriales por encima de 0.5 y en su mayoría sobre 0.70, obteniéndose medidas de bondad de ajuste global adecuadas, por lo tanto, el instrumento permitió valorar las competencias del profesorado. Por su parte, Aznar et al. (2020) validaron la escala de competencia digital basado en la información y alfabetización, donde, los índices fueron adecuados, consiguiendo un instrumento con validez y consistencia interna, al obtener cargas significativas. A diferencia de los otros estudios instrumentales, Sailer et al. (2021) mencionaron que no existen instrumentos que evalúen las habilidades y actitudes de los profesores para la enseñanza con

tecnologías digitales, donde se corroboró la estructura factorial y la relación entre las dimensiones, lo que apoya la validez predictiva del constructo, por lo tanto, la autoevaluación de las habilidades relacionadas con la tecnología de los profesores contribuye en la facilitación de las actividades de aprendizaje, las cuales son cruciales para el aprendizaje de los alumnos.

Agreda et al. (2016) identificó cuatro dimensiones que fueron validadas mediante juicio de expertos y validez de estructura interna, donde se evidenció que la varianza explica un 63,381%. Por su parte, Ruiz-Cabezas et al. (2020) descubrieron la validez del constructo competencias digitales mediante el uso de expertos y su confiabilidad de dos factores sobre 0.8 de Alfa, lo que explica su varianza en un 51.44% con cargas factoriales por encima de 0,4 en los ítems; esto demostró la adecuada validez y confiabilidad del constructo. Sin embargo, en un entorno educativo inicial, Usart et al. (2020) validaron una herramienta (COMDID-A) para la autoevaluación de la competencia digital docente, definiendo cuatro dimensiones: la primera alineada con aspectos didácticos, curriculares y metodológicos; el segundo, con la planificación, organización y gestión de los recursos digitales; el tercero, con consideraciones éticas, legales y de seguridad; y el cuarto, con el desarrollo personal y profesional de la institución. Por el contrario, Cabero-Almenara et al. (2020) se centró en analizar la validez y confiabilidad del constructo digital para futuros docentes en un entorno de posgrado. Descubrieron indicadores adecuados de validez y confiabilidad, por lo que el cuestionario de competencia digital permitió generar conocimientos científicos y conocimientos para mejorar la calidad educativa. En contraste, Soldatova & Shlyapnikov (2015) realizaron un estudio sobre docentes, estudiantes y padres en relación con las competencias digitales; descubrieron que los profesores superaron a los estudiantes y padres en términos de competencias digitales en frecuencia de uso de Internet, tiempo que pasan en línea cada día y preferencia por otro tipo de dispositivos para actividades relacionadas con Internet; además, los investigadores afirman que los maestros son más propensos que los estudiantes y los padres a usar tabletas y teléfonos inteligentes.

Este estudio examina tres modelos significativos de la escala de autoevaluación de competencias digitales docentes. Sin embargo, tiene algunas limitaciones, como el tamaño de la muestra. Si bien se utilizó una muestra significativa, no fue suficiente para generalizar los resultados porque se basó en una población específica de docentes de EBR de dos importantes UGEL, Barranca y Huaura, donde esta última no tuvo importante participación. Esto no disminuye los hallazgos importantes del estudio, sino

que los aclara. Aumentar el tamaño muestral ayudará a generalizar los resultados y obtener un instrumento estándar que pueda usarse en el marco nacional de evaluación del desempeño docente de la EBR. También se puede utilizar en relación con otros conceptos para determinar si las competencias digitales se relacionan o influyen en variables específicas.

Se concluye que la escala de autoevaluación de competencia digital docente, conformada por 21 ítems y traducida al español está conformada por 3 factores en el contexto de la educación básica regular, Evaluación y Promoción (EP), Recursos digitales en la enseñanza (RDE) y Participación Profesional en el Aprendizaje (PPA). Por lo tanto, la escala da cuenta de adecuadas propiedades psicométricas que conllevan a recoger la información de la unidad de estudio de forma fiable y válida en docentes de EBR.

Referencias

- Agreda, M., Hinojo, M. A., & Sola, J. M. (2016). Diseño y validación de un instrumento para evaluar la competencia digital de los docentes en la educación superior española. *Píxel-Bit, Revista de Medios y Educación*, 03(49), 39–56. <https://doi.org/10.12795/pixelbit.2016.i49.03>
- Alaminos, A., Francés, F. J., Penalva, C., & Santacreu, Ó. A. (2015). *Introducción a los Modelos Estructurales en Investigación Social* (1st ed.). PYDLOS ediciones.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2018). Estándares para Pruebas Educativas y Psicológicas. In M. Lieve & Trans (Eds.), *Estándares para Pruebas Educativas y Psicológicas*. American Educational Research Association. <https://doi.org/10.2307/j.ctvr43hg2>
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411–423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Aznar, I., Cáceres, M. P., & Romero-Rodríguez, J. M. (2020). Alfabetización digital del profesorado de ciencias ambientales: Un análisis de su competencia tecnológica. *Revista Luna Azul*, 49(1), 172–184. <https://doi.org/10.17151/luaz.2019.49.10>
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2010). Factor Analysis: Exploratory and Confirmatory. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Reviewer's guide to quantitative methods*. Routledge.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. Wiley. <https://doi.org/10.2307/2289630>

- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Cabero-Almenara, J., Barroso-Osuna, J., Gutiérrez-Castillo, J. J., & Palacios-Rodríguez, A. (2020). Validación del cuestionario de competencia digital para futuros maestros mediante ecuaciones estructurales. *Bordón. Revista de Pedagogía*, *72*(2), 45–63. <https://doi.org/10.13042/Bordon.2020.73436>
- Calderón-Garrido, D., Carrera, X., & Gustems-Carnicer, J. (2021). La competencia digital docente del profesorado universitario de música: diseño y validación de un instrumento. *Aloma: Revista de Psicología, Ciències de l'Educació i de l'Esport*, *38*(2), 139–148. <https://doi.org/10.51698/aloma.2020.38.2.139-148>
- Catena, A., Ramos, M. M., & Trujillo, H. M. (2003). *Análisis multivariado. Un manual para investigadores*. Biblioteca Nueva.
- Cateriano, T., Rodríguez, M., Patiño, E., Araujo, R., & Villalba, O. (2021). Competencias digitales, metodología y evaluación en formadores de docentes. *Campus Virtuales: Revista Científica Iberoamericana de Tecnología Educativa*, *10*(1), 2021.
- Chávez-Melo, G., Cano-Robles, A., & Navarro-Rangel, Y. (2022). Validación inicial de un instrumento para medir la competencia digital docente. *Campus Virtuales*, *11*(2), 97–106. <https://doi.org/10.54988/cv.2022.2.1104>
- Contreras, S., & Novoa-Muñoz, F. (2018). Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. *Revista Panamericana de Salud Pública*, *42*, 1–6. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.65>
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, *10*(7). <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- De la Fuente, S. (2011). *Análisis Factorial*. Universidad Autónoma de Madrid.
- Dias-Trindade, S., Moreira, J. A., & Nunes, C. S. (2019). Escala de autoavaliação de competências digitais de professores. Procedimentos de construção e validação. *Texto Livre: Linguagem e Tecnologia*, *12*(2), 152–171. <https://doi.org/10.17851/1983-3652.12.2.152-171>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsten, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, *105*(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Escorra, L. M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, *6*(1–2), 103–111.
- Fernández, E., Leiva-Olivencia, J. J., & López-Meneses, E. (2018). Competencias digitales en docentes de Educación Superior. *Revista Digital de Investigación En Docencia Universitaria*, 213–231. <https://doi.org/10.19083/ridu.12.558>
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles Del Psicólogo*, *31*(1), 18–33.
- Ferrari, A. (2012). *Digital competence in practice: An analysis of frameworks*. Publications Office of the European Union.

- Flora, D. B. (2020). Your Coefficient Alpha Is Probably Wrong, but Which Coefficient Omega Is Right? A Tutorial on Using R to Obtain Better Reliability Estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484–501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- Fraillon, J., Ainley, J., Schulz, W., Friedman, T., & Gebhardt, E. (2014). *Preparing for Life in a Digital Age*. Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-14222-7>
- Freiberg, A., Stover, J. B., De la Iglesia, G., & Fernández, M. (2013). Correlaciones Policóricas Y Tetracóricas En Estudios Factoriales Exploratorios Y Confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, VII(2), 151–164. <https://doi.org/10.22235/cp.v7i1.1057>
- García, C. (2013). Competencias digitales para los ciudadanos del siglo XXI. *Educación*, 19(19), 11–16. <https://doi.org/10.33539/educacion.2013.n19.1015>
- Grasso, L. (2006). *Encuestas: elementos para su diseño y análisis* (1st ed.). Encuentro Grupo Editor.
- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2013). Introduction to statistics. In J. Hague, T. Matray, T. Williams, & L. Sarkisian (Eds.), *Statistics for the behavioral sciences* (pp. 3–36). Cengage Learning.
- Hambleton, R. K., & Zenisky, A. L. (2011). Translating and adapting tests for cross-cultural assessments. In *Cross-cultural research methods in psychology*. (pp. 46–74). Cambridge University Press.
- Hirschfeld, G., & Von Brachel, R. (2014). Multiple-group confirmatory factor analysis in R - A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 19(7), 1–12. <https://doi.org/10.7275/qazy-2946>
- Holguin-Alvarez, J., Apaza-Quispe, J., Ruiz, J. M., & Picoy, J. A. (2021). Competencias digitales en directivos y profesores en el contexto de educación remota del año 2020. *Revista Venezolana de Gerencia*, 26(94), 623–643. <https://doi.org/10.52080/rvgluzv26n94.10>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in a factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179–185.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hunsley, J., & Marsh, E. J. (2018). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. In J. Hunsley & E. J. Marsh (Eds.), *A guide to assessments that work* (2nd ed., pp. 1–16). Oxford University Press.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kelly, M. G., & McAnear, A. (2002). *National Educational Technology Standards for Teachers: Preparing Teachers to Use Technology*. International Society for Technology in Education (ISTE).

- Koehler, M. J., & Mishra, P. (2008). *Handbook of technological pedagogical content knowledge (TPCK) for educators*. Routledge.
- Krumsvik, J. (2011). Digital competence in the Norwegian teacher education and schools. *Högre Utbildning*, 1(1), 39–51.
- Lei, P. W. (2009). Evaluating estimation methods for ordinal data in structural equation modeling. *Quality and Quantity*, 43(3), 495–507. <https://doi.org/10.1007/s11135-007-9133-z>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88–91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Manzano, A., & Zamora, S. (2009). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación. Cuaderno técnico 4 (Cuaderno t)*. Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior, A.C. (Ceneval).
- Minedu. (2018). *Encuesta Nacional a Docentes de Instituciones Educativas Públicas y Privadas 2018*.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Muthén, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49(1), 115–132. <https://doi.org/10.1007/BF02294210>
- Muthén, B., du Toit, S. H. C., & Spisic, D. (1997). Robust inference using weighted least squares quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes. *Unpublished Technical Report*.
- Napal, M., Peñalva-Vélez, A., & Mendióroz, A. (2018). Development of Digital Competence in Secondary Education Teachers' Training. *Education Sciences*, 8(3), 104. <https://doi.org/10.3390/educsci8030104>
- Oyanedel, J. C., Vargas, S., Mella, C., & Páez, D. (2017). Los autores aludidos ofrecieron la siguiente réplica: Cálculo de confiabilidad a través del uso del coeficiente Omega de McDonald. *Revista Médica de Chile*, 145(2), 272–273. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872017000200019>
- Pérez, A., & Rodríguez, M. J. (2016). Evaluación de las competencias digitales autopercibidas del profesorado de Educación Primaria en Castilla y León (España). *Revista de Investigación Educativa*, 34(2), 399. <https://doi.org/10.6018/rie.34.2.215121>
- Pérez, C. (2004). *Técnicas de Análisis Multivariante de Datos aplicaciones con SPSS* (1st ed.). Pearson Educación.
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias Del Comportamiento*, 2(1), 58–66.
- Pérez-Tejada, H. E. (2008). *Estadística para las ciencias sociales, del comportamiento de la salud* (3rd ed.). Cengage Learning.

- Ponterotto, J. G., & Ruckdeschel, D. E. (2007). An Overview of Coefficient Alpha and a Reliability Matrix for Estimating Adequacy of Internal Consistency Coefficients with Psychological Research Measures. *Perceptual and Motor Skills*, 105(3), 997–1014. <https://doi.org/10.2466/pms.105.3.997-1014>
- Pozo-Sánchez, S., López-Belmonte, J., Rodríguez-García, A.-M., & López-Núñez, J.-A. (2020). Teachers' digital competence in using and analytically managing information in flipped learning (Competencia digital docente para el uso y gestión analítica informacional del aprendizaje invertido). *Culture and Education*, 32(2), 213–241. <https://doi.org/10.1080/11356405.2020.1741876>
- Decreto Supremo N° 067-2001-ED Crean el Proyecto Huascarán, (2001). <http://www.minedu.gob.pe/normatividad/decretos/DS-067-2001-ED.php>
- Rambay, M. G., & De la Cruz, J. (2021). Desarrollo de las competencias digitales en los docentes universitarios en tiempo pandemia: una revisión sistemática. *In Crescendo*, 11(4), 511. <https://doi.org/10.21895/incres.2020.v11n4.06>
- Ramos, M. N. (2016). Análisis conceptual de modelos de competencia digital del profesorado universitario. *RELATEC. Revista Latinoamericana de Tecnología Educativa*, 15(1), 97–114. <https://doi.org/10.17398/1695-288X.15.1.97>
- Raykov, T. (2012). Scale construction and development using structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 472–492). The Guildford Press.
- Redecker, C. (2017). European framework for the digital competence of educators: DigCompEdu. In Y. Punie (Ed.), *Joint Research Centre (JRC) Science for Policy report*. Publications Office of the European Union. <https://doi.org/10.2760/159770>
- Rubach, C., & Lazarides, R. (2021). Addressing 21st-century digital skills in schools – Development and validation of an instrument to measure teachers' basic ICT competence beliefs. *Computers in Human Behavior*, 118(December 2020), 106636. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106636>
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Sección Monográfica: Modelos de ecuaciones estructurales. *Sección Monográfica*, 31(1), 34–45.
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2013). Modelo de ecuaciones estructurales. *Cirugía Plástica Ibero-Latinoamericana*, 39.
- Ruiz-Cabezas, A., Medina, M. C., Pérez, E., & Medina, A. (2020). University teachers' training: the Digital Competence. [Formación del profesorado Universitario en la Competencia Digital]. *Pixel-Bit. Revista de Medios y Educación*, 58, 181–215. <https://doi.org/10.12795/pixelbit.74676>
- Sailer, M., Stadler, M., Schultz-Pernice, F., Franke, U., Schöffmann, C., Paniotova, V., Husagic, L., & Fischer, F. (2021). Technology-related teaching skills and attitudes: Validation of a scenario-based self-assessment instrument for teachers. *Computers in Human Behavior*, 115, 106625. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106625>
- Sánchez, M. L., Fabián, L., & Melgoza, D. M. (2021). Competencias digitales docentes: Una experiencia en el nivel Universitario. *HAMUT'AY*, 8(1), 59. <https://doi.org/10.21503/hamu.v8i1.2236>

- Siddiq, F., Scherer, R., & Tondeur, J. (2016). Teachers' emphasis on developing students' digital information and communication skills (TEDDICS): A new construct in 21st century education. *Computers & Education*, 92–93, 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2015.10.006>
- Soldatova, G. U., & Shlyapnikov, V. N. (2015). Digital Competence of Russian School Teachers. *Psychological Science and Education*, 20(4), 5–18. <https://doi.org/10.17759/pse.2015200401>
- Soper, D. S. (2022). *Calculator: a-priori sample size for structural equation models*. Free Statistics Calculators Version 4.0. <https://www.danielsoper.com/statcalc/calculator.aspx?id=89>
- Stockemer, D. (2019). *Quantitative Methods for the Social Sciences*. Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-99118-4>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). Pearson Education.
- Tourón, J., Martín, D., Navarro, E., Pradas, S., & Íñigo, V. (2018). Validación de constructo de un instrumento para medir la competencia digital docente de los profesores (CDD). *Revista Española de Pedagogía*, 76(269), 25–54. <https://doi.org/10.22550/REP76-1-2018-02>
- Usart, M., Lázaro, J. L., & Gisbert, M. (2020). Validation of a tool for self-evaluating teacher digital competence. *Educación XX1*, 24(1), 353–373. <https://doi.org/10.5944/educxx1.27080>
- Valencia-Molina, T., Serna-Collazos, A., Ochoa-Angrino, S., Caicedo-Tamayo, A. M., Montes-González, J. A., & Chávez-Vescance, J. D. (2016). *Competencias y estándares TIC desde la dimensión pedagógica*. Pontificia Universidad Javeriana.
- Ventura-León, J. (2019). De regreso a la validez basada en el contenido. *Adicciones*, 0(0). <https://doi.org/10.20882/adicciones.1213>
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625–627.
- Vieira, D. (2014). Estilos de coaprendizaje y algunos indicadores de competencias digitales. *Educacion*, 23(45), 91–105.
- Viñoles-Cosentino, V., Esteve-Mon, F. M., Llopis-Nebot, M. Á., & Adell-Segura, J. (2021). Validación de una plataforma de evaluación formativa de la competencia digital docente en tiempos de Covid-19. *RIED. Revista Iberoamericana de Educación a Distancia*, 24(2), 87. <https://doi.org/10.5944/ried.24.2.29102>
- Westland, J. C. (2019). *Structural Equation Models: From Paths to Networks* (2nd ed.). Springer.