

Parte **II**

Experiencias de investigación en torno a la cultura digital en contextos educativos actuales

Capítulo 3

Propiedades psicométricas y estructura interna de la Escala de Cultura Digital de Docentes de Educación Superior (ECD-DES) en México

Patricio Sebastián Henríquez Ritchie
Universidad Autónoma de Baja California
<https://orcid.org/0000-0002-1026-3379>

Juan Carlos Pérez-Morán
Universidad Autónoma de Baja California
<https://orcid.org/0000-0001-8849-2326>

Sofía Contreras Roldan
Universidad Autónoma de Baja California
<https://orcid.org/0000-0001-5581-7489>

Galo Emanuel López Gamboa
Universidad Autónoma de Yucatán
<https://orcid.org/0000-0001-5581-7489>

<https://doi.org/10.61728/AE20252205>



Introducción

El concepto de cultura digital se ha definido desde diversas perspectivas y a partir de distintos componentes medulares (tecnológico, social, educativo, comunicativo, entre otros). Dentro de estas, una de las definiciones más integrales propone que la cultura digital remite a un conjunto de conocimientos, habilidades, valores, representaciones, hábitos y prácticas, tanto de creación como de consumo de información y conocimientos (Levy, 2007; Pecourt, 2016). Sus elementos fundamentales integran tanto aspectos de uso de recursos tecnológicos digitales (RTD) como aspectos relacionados con nuevas formas de organización y distribución de la información, junto con nuevas formas de producción y consumo. De esta manera, dentro del contexto de la educación superior, la cultura digital implica una consideración pragmática asociada a los usos que los sujetos e instituciones hacen de los RTD, en términos de frecuencia, dominio, propósitos, entre otros; así como una consideración simbólica, relacionada con los significados, valores y sentidos detrás del uso de tales recursos. Convergen, por lo tanto, los caminos de la práctica de su uso con las nuevas formas de pensar, actuar, percibir, así como de asignar sentido y comunicarse entre los sujetos.

Antecedentes teóricos

Cuando se habla de RTD, se incluyen dispositivos, recursos, medios, servicios, plataformas y redes que permiten nuevas formas de comunicación y de apropiación de información y conocimientos, de manera inmaterial, ubicua, interactiva, instantánea y digital (Chiecher y Lorenzati, 2017). Se conforman así comunidades de sujetos e instituciones que interactúan, comparten y se comunican en un entorno tecnológico digital: el llamado ciberespacio. ¿De qué manera este nuevo escenario permea en las instituciones de educación superior? ¿Cómo se posicionan los docentes

universitarios frente al uso de RTD y qué componentes caracterizan su cultura digital? ¿Qué metodologías e instrumentos se han desarrollado para aproximarse a la cultura digital de docentes universitarios?

Con base en las preguntas anteriores, Ferreiro et al. (2021) proponen un análisis que fundamenta teórica e históricamente los principales aspectos asociados al desarrollo de la cultura digital de los docentes universitarios, con énfasis en el enriquecimiento que esto trae para los procesos de enseñanza y aprendizaje. En este sentido, los autores aseveran que la cultura digital de un docente universitario debe considerar habilidades y competencias de uso de RTD que le permitan integrarlos en sus prácticas educativas, como apoyo y/o mediación en los procesos de enseñanza y aprendizaje. Para lograr esta integración, Machado y Montes de Oca (2016) destacan que la capacitación, actualización y formación continua dentro de las universidades en cuanto al uso de RTD resulta fundamental.

Por su parte, Organista Sandoval y Jorge Gasca (2023) aseveran que este entorno tecnológico digital de la sociedad repercute directamente en las prácticas de los docentes universitarios adscritos a universidades públicas. Al respecto, destacan que muchos docentes señalan una disposición deficiente de dispositivos dentro de las instituciones, así como una falta de actualización de programas y aplicaciones de apoyo a la docencia. Sin embargo, se valora una actitud propositiva por parte del profesorado universitario para la inclusión de RTD en las actividades educativas, principalmente para fines de comunicación virtual con colegas y estudiantes.

Estos mismos autores desarrollaron un instrumento en forma de cuestionario con el propósito de caracterizar los factores más relevantes de la cultura digital de docentes universitarios (Jorge, 2023; Organista Sandoval y Jorge Gasca, 2023). Este instrumento consideró la evaluación de cinco factores (aspectos personales, tecnologías digitales, aportes y reconocimientos institucionales recibidos por el docente, interiorización de las tecnologías digitales y exteriorización), con reactivos abiertos y en escala ordinal (nivel de acuerdos y frecuencias); su confiabilidad se estimó a través del estadístico Alpha Ordinal para 20 reactivos (0.82).

Por su parte, Özge Mensan y Saime Anagün (2022) utilizaron una escala para medir algunos aspectos de la cultura digital (Digital Native, Digital Immigrant, and Digital Hybrid Teacher Scale) en docentes de

educación básica, la cual considera tres subdimensiones: (a) *organización de ambientes de aprendizaje* (preparación de materiales, recursos, actividades y ambientes, desarrollo de herramientas de evaluación), (b) *comunicación con padres y estudiantes* (interacción fuera de clases, comunicación con padres/madres de familia) y (c) *desarrollo personal y profesional* (conocimientos, habilidades y competencias de desarrollo profesional, desarrollo personal). Esta escala consta de 17 ítems y los autores reportaron un índice de confiabilidad alfa de Cronbach de 0.81.

Otros estudios se interesan en el análisis de las competencias digitales de docentes universitarios, su comprensión y estimación como factor clave en los procesos de enseñanza y aprendizaje (Durán Cuartero, Prendes Espinosa y Gutiérrez Porlán, 2019; Perdomo, González-Martínez y Barrutia Barreto, 2020; García-Ruiz, Buenestado-Fernández y Ramírez-Montoya, 2023). Este constructo se entiende como un proceso más complejo que el solo uso de los RTD, abarcando el conjunto de valores, creencias, conocimientos y actitudes en torno al uso de estos recursos en contextos educativos, según criterios pedagógicos. En este sentido, la competencia digital docente se considera una competencia profesional del profesorado universitario. Sin embargo, a nivel metodológico, se destaca que gran parte de los estudios aborda este fenómeno a partir de cuestionarios de autoinforme, dejando en evidencia la necesidad de complementar estos acercamientos con otras estrategias e instrumentos.

En síntesis, con base en la revisión de la literatura, se encontró que existen pocos estudios que presenten evidencias de validez y confiabilidad de los instrumentos con que se mide la cultura digital en docentes de educación superior. Si bien la Escala de Cultura Digital de Docentes de Educación Superior (ECD-DES) se considera un avance metodológico, al representar un instrumento corto y ágil de aplicar para medir la cultura digital de docentes, es necesario obtener más evidencias de sus propiedades psicométricas. Es decir, que atiendan tanto las recomendaciones como directrices de organizaciones y autores emblemáticos en el campo de la medición psicológica y educativa (American Educational Research Association [AERA] et al., 2014; Messick, 1989, 1995). Por lo tanto, el propósito de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la ECD-DES, con el fin de obtener evidencias de confiabilidad y validez

de constructo del aspecto de su estructura interna.

Método

Participantes

El estudio contó con la participación voluntaria de 221 docentes de educación superior, de los cuales, 113 (51.13 %) se identificaron como mujeres y 108 (48.87 %) como hombres. Un total de 121 (54.75%) docentes provenían de la Universidad Autónoma de Baja California (UABC) y 100 (45.25 %) de la Universidad Autónoma de Yucatán (UADY). Las edades de los participantes oscilaron de los 21 hasta los 74 años de edad ($M = 45.87$; $DE = 11.18$). En cuanto al área de especialización, 92 (41.63 %) pertenecen al campo de las ciencias sociales, 80 (36.20%) a las ciencias administrativas, 47 (21.27 %) a las ciencias jurídicas, y dos (0.90 %) no especificaron su área de especialización. Respecto a su último grado académico cursado, 31 (14.03 %) participantes reportaron estudios de licenciatura, uno (0.45 %) estudios de especialidad, 110 (49.77 %) estudios de maestría y 79 (35.75 %) de doctorado. Asimismo, 47 docentes (21.27 %) pertenecían al Sistema Nacional de Investigadoras e Investigadores (SNII): 20 (9.05 %) como candidatos a investigadores, 25 (11.31 %) como investigadores nacionales nivel 1 y uno (0.45 %) como investigador nacional nivel 3.

Instrumento

Para propósitos del estudio, se analizaron las propiedades psicométricas de la Escala de Cultura Digital de Docentes de Educación Superior (ECD-DES) diseñada por Henríquez y colaboradores (2023). Dicho instrumento de autoinforme mide la percepción de los docentes sobre su cultura digital. La ECD-DES se compone de 26 ítems (k) organizados en cuatro subescalas correspondientes a un modelo de cuatro factores: (F1) Frecuencia de uso de dispositivos y RTD para propósitos educativos ($k = 14$), (F2) Actitud hacia el uso de RTD para propósitos educativos, de desarrollo profesional y personal ($k = 5$), (F3) Actitud hacia el uso de RTD para la enseñanza y el aprendizaje ($k = 4$) y (F4) Actitud de desconfianza

ante el uso de RTD para propósitos educativos ($k = 3$).

Los ítems de la primera subescala se diseñaron para explorar la frecuencia de uso de dispositivos y RTD para propósitos educativos mediante un modelo de escalamiento ordinal de seis opciones de respuesta (Nunca, Casi nunca, Mensualmente, 1-2 veces a la semana, 3-5 veces a la semana y Diariamente). Por su parte, las otras tres subescalas se diseñaron para medir la actitud de los docentes hacia distintos aspectos en el uso de RTD mediante un escalamiento tipo Likert con cuatro opciones de respuesta (Totalmente en desacuerdo, En desacuerdo, De acuerdo y Totalmente de acuerdo). En la Tabla 1 se describen las subescalas e ítems que componen la ECD-DES.

Tabla 1
Subescalas e ítems de la Escala de Cultura Digital de Docentes de Educación Superior (ECD-DES) diseñada por Henríquez y colaboradores (2023)

Subescala	Ítem	Código del ítem
F1: Frecuencia de uso de dispositivos y RTD para propósitos educativos k = 14	Instrucciones de la subescala F1: ¿Con qué frecuencia utiliza los RTD para propósitos educativos?	
	Tiempo de uso de Internet.	i10
	PC de escritorio.	i12.1
	Computadora portátil (Notebook, Laptop).	i12.2
	Tablet.	i12.3
	Teléfono celular inteligente (Smartphone).	i12.4
	Redes sociales (por ejemplo, Instagram, Facebook, Twitter, Tik-Tok, entre otros).	i14.1
	Herramientas de comunicación (WhatsApp, Correo Electrónico, Videoconferencias, Chats, entre otros).	i14.2
	Aplicaciones de Inteligencia Artificial (por ejemplo, Chat GPT, Gradescope, Nuance, Cognii, entre otros).	i14.3
	Recursos de manejo de información (Editores de Texto, Lectores de Texto, Hojas de Cálculo, Elaboración de Presentaciones, entre otros).	i14.4
	Aplicaciones para recreación (Juegos, Streaming, Youtube, Spotify, entre otros).	i14.5

Subescala	Ítem	Código del ítem
F2: Actitud hacia el uso de RTD para propósitos educativos, de desarrollo profesional y personal. k = 5	Actividades de comunicación (realización de reuniones virtuales; correspondencia de tareas y trabajos con estudiantes y colegas; retroalimentación, aclaraciones y ayuda a estudiantes y colegas).	i16.1
	Actividades de manejo de información (búsqueda y descarga de información en Internet; consulta y lectura de documentos, tareas y trabajos; intercambio de información con estudiantes y colegas).	i16.2
	Actividades de organización (creación y consulta de agenda digital, calendario digital para recordatorios y citas de asuntos académicos).	i16.3
	Actividades de creación (creación y edición de documentos, trabajos y artículos; creación y manipulación de recursos audiovisuales digitales; creación y mantención de página web o blog educativo, contribución al desarrollo de una wiki).	i16.4
	Instrucciones de las subescalas F2, F3 y F4: Por favor, marque su grado de acuerdo para cada una de las siguientes afirmaciones:	
	Creo que el uso de la tecnología digital puede enriquecer los procesos de enseñanza y aprendizaje.	i19.1
	Considero que mantenerme actualizado en competencias digitales es esencial para mi desarrollo profesional.	i19.2

Subescala	Ítem	Código del ítem
F3: Actitud hacia el uso de RTD para la enseñanza y el aprendizaje. k = 4	Pienso que el acceso a la tecnología digital amplía las oportunidades de aprendizaje dentro y fuera del aula.	i19.3
	Considero que la integración de la tecnología digital permite personalizar los procesos educativos y atender las necesidades individuales de los estudiantes.	i19.5
	Participó activamente en cursos de capacitación relacionados con el desarrollo de competencias digitales.	i19.6
	Promuevo en mis estudiantes el uso de programas, plataformas y aplicaciones digitales innovadoras en sus tareas y trabajos.	i19.8
	Me motiva descubrir e implementar nuevos recursos tecnológicos digitales en la enseñanza.	i19.9
	Me siento satisfecho cuando el uso de la tecnología digital promueve la participación de los estudiantes en clases.	i19.10
	Siento que la tecnología digital aporta más control y mayor creatividad en mis métodos de enseñanza.	i19.12
F4: Actitud de desconfianza ante el uso de RTD para propósitos educativos. k = 3	Creo que la tecnología digital expone a los estudiantes a una sobrecarga de información y distracción tecnológica.	i19.4
	En mis clases, integro solamente herramientas digitales básicas exigidas por la universidad (presentaciones, plataformas).	i19.7
	La creciente digitalización de los procesos de enseñanza y aprendizaje me genera desconfianza.	i19.11

Procedimiento

Se invitó a los docentes de la Facultad de Ciencias Administrativas y Sociales (FCAyS) de la UABC y de la Facultad de Educación de la UADY a participar en el estudio a través de un mensaje por correo electrónico. En dicho mensaje, se extendió la invitación de participación al personal docente de ambas unidades académicas de cada universidad. Asimismo, se les informó sobre el propósito general del estudio, las condiciones de su participación voluntaria, las políticas de confidencialidad y uso de la información, así como las instrucciones para responder a la ECD-DES y datos de contacto en caso de tener alguna duda. Para la recolección de las respuestas, se anexó al mensaje de invitación un enlace para acceder a un formulario de Google Forms.

Análisis de datos

El análisis de datos se realizó en tres fases: (a) codificación de variables e identificación de datos perdidos; (b) análisis preliminar y verificación de supuestos; y (c) obtención de evidencias de la estructura interna de la ECD-DES. Para los análisis psicométricos, se utilizó el lenguaje de programación estadístico R en su versión 4.3.1, y los paquetes estadísticos tidyverse (versión 2.0; Wickham et al., 2019), psych (versión 2.4.12; Revelle, 2023), car (3.1-3; Fox y Weisberg, 2019) y lavaan (versión 0.6-16; Rosseel, 2012).

En la primera fase, se codificaron las categorías de respuestas obtenidas de la aplicación del ECD-DES y se identificaron los datos perdidos; además, en los ítems i19.4, i19.7 e i19.11 se recodificaron las respuestas de forma inversa.

Por su parte, en la segunda fase se calcularon las frecuencias de respuesta, las puntuaciones medias, las desviaciones estándar, los rangos de respuesta, los errores estándar y las correlaciones punto biserial (rpbis), entre otros estadísticos descriptivos. Asimismo, se analizó la normalidad univariante mediante la inspección visual de gráficos Q-Q, acompañada con la prueba de Kolmogorov-Smirnov con corrección de Lilliefors. Para ello, se asume que los datos siguen una distribución normal univariante

cuando el estadístico sea igual o superior a 0.05 ($p \geq .05$; Dallal y Wilkinson, 1986). En cuanto a la verificación de la normalidad multivariante, se revisaron los coeficientes de curtosis y asimetría, considerándolos adecuados si se encontraban entre -1 y 1 (Hair et al., 2019). Aunado a ello, se aplicaron las pruebas de asimetría y curtosis de Mardia y la de Henze-Zirkler, donde un valor estadístico $p < 0.05$ indica que los datos no siguen una normalidad multivariante. Consecutivamente, se revisó la linealidad usando gráficos de dispersión y puntajes de las relaciones entre factores extraídos de un modelo de regresión (ver Regorz, 2024). Para la homocedasticidad, se realizaron inspecciones visuales de los gráficos de residuos estandarizados y se aplicó la prueba de Breusch-Pagan, donde valores p superiores a 0.05 indican varianzas homogéneas (Barker y Shaw, 2015). Por su parte, la medida de adecuación de la muestra se determinó a través de la prueba de esfericidad de Bartlett y el coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Los criterios establecidos para aceptar dicho supuesto fueron un valor de $p \leq 0.50$ en la prueba de Bartlett y un coeficiente KMO ≥ 0.70 (Hill, 2011; Hair et al., 2019).

En la tercera y última fase del análisis psicométrico, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con enfoque deductivo, así como un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para verificar la dimensionalidad y consistencia interna del modelo de cuatro factores de la ECD-DES (ver Tabla 1). Para ello, se siguieron las recomendaciones de especialistas de medición para su aplicación y reporte (Hair et al., 2019; Finch y French, 2014; Watkins, 2018). Para la estimación del AFE se utilizó el método de Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente (DWLS, por sus siglas en inglés) dado que los datos no siguen una distribución normal y que las respuestas analizadas son numéricas discretas. Dada la naturaleza del constructo, se empleó el método de rotación oblicua, pues teóricamente las dimensiones del modelo están interrelacionadas (ver Henríquez et al. 2023). En específico, se empleó una rotación promax, ya que tiende a generar estructuras factoriales parsimoniosas y, por ende, más fáciles de interpretar en comparación a otros tipos de rotación (por ejemplo, oblimin, geomin, simplimax). Se estableció un criterio de calidad de 0.40 para las cargas factoriales estandarizadas de los ítems y una consistencia interna global igual o superior a 0.70. También, se consideró aceptable

una correlación entre factores menor a 0.80.

Por su parte, para la estimación del modelo de cuatro factores de la ECD-DES mediante el AFC, al igual que en el AFE, se empleó el método DWLS. Para ello, se consideró como adecuado un valor igual o superior a 0.40 para las cargas factoriales estandarizadas, y valores $CFI \geq 0.90$, $TLI \geq 0.90$, $SRMR \leq 0.08$ y $RMSEA \leq 0.08$, siguiendo las recomendaciones de Hu y Bentler (1999), para evaluar el ajuste del modelo. Asimismo, se verificó que los índices globales Alpha de Cronbach (α) y Alpha ordinal estandarizado de Rho (ρ), así como el coeficiente Omega de McDonald (ω), cumplieran con los criterios de calidad preliminares ($\alpha \geq 0.70$, $\rho \geq 0.70$ y $\omega \geq 0.80$; Cronbach, 1955; Cain et al., 2017).

Resultados

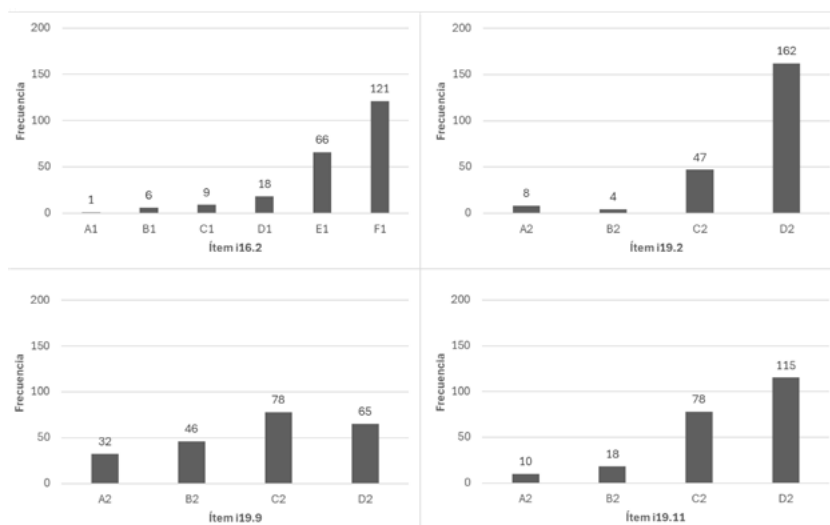
Análisis preliminares

Datos descriptivos

Se calcularon una variedad de estadísticos descriptivos para el presente estudio (ver Tabla 2). Las puntuaciones medias para los ítems con seis opciones de respuesta (i12.1 a i16.4) oscilaron entre el 2.43 (i12.3) y el 5.27 (i14.1), mientras que, en los ítems con cuatro opciones de respuesta (i19.1 al i19.12), oscilaron entre 2.26 (i19.7) y 3.68 (i19.3). También, se observó una tendencia de asimetría negativa, de modo que la distribución de los datos se encuentra sesgada hacia la derecha. Asimismo, se encontró que la mayoría de los ítems presentan valores de curtosis en un rango de $|2|$. Sin embargo, algunos ítems (i14.1, i19.1, i19.2 e i19.3) presentaron valores altos que representan una curtosis de tipo leptocúrtica. Finalmente, se destaca que la mayoría de los ítems cuentan con coeficientes $r_{pbis} > 0.20$. No obstante, dos ítems (i19.4 e i19.11) muestran coeficientes que sugieren una relación menor con el constructo subyacente a la ECD-DES. En la Tabla 2, se observan los estadísticos por ítem. Por su parte, en la Figura 1 se muestran los gráficos de barra de ítems representativos de cada factor.

Tabla 2*Estadísticos descriptivos de la ECD-DES*

Factores	Código del ítem	Media	Desviación estándar	Asimetría	Curto-sis	Error estándar	r pbis
F1	i10	3.76	1.13	-0.46	-0.65	0.08	0.34
	i12.1	3.66	2.09	-0.10	-1.68	0.14	0.22
	i12.2	5.30	1.18	-1.85	2.84	0.08	0.52
	i12.3	2.43	1.76	0.97	-0.52	0.12	0.25
	i12.4	5.28	1.27	-1.87	2.67	0.09	0.55
	i14.1	5.27	1.35	-1.76	1.77	0.09	0.45
	i14.2	5.81	0.72	-4.19	17.83	0.05	0.60
	i14.3	3.53	1.69	-0.19	-1.31	0.11	0.49
	i14.4	5.11	1.18	-1.39	1.37	0.08	0.57
	i14.5	4.48	1.57	-0.72	-0.66	0.11	0.43
	i16.1	4.67	1.18	-0.74	-0.17	0.08	0.65
	i16.2	5.29	1.02	-1.70	2.79	0.07	0.66
	i16.3	4.59	1.38	-0.94	0.05	0.09	0.50
	i16.4	4.49	1.49	-0.79	-0.45	0.10	0.50
F2	i19.1	3.67	0.69	-2.43	5.91	0.05	0.75
	i19.2	3.64	0.70	-2.28	5.26	0.05	0.75
	i19.3	3.68	0.67	-2.44	6.15	0.04	0.73
	i19.5	3.28	0.82	-1.04	0.61	0.05	0.58
	i19.6	2.96	0.82	-0.56	-0.12	0.06	0.59
F3	i19.8	3.24	0.79	-0.88	0.35	0.05	0.68
	i19.9	3.35	0.82	-1.21	0.95	0.05	0.71
	i19.10	3.40	0.81	-1.36	1.29	0.05	0.70
	i19.12	3.13	0.87	-0.71	-0.29	0.06	0.56
F4	i19.4	2.38	0.97	0.06	-1.02	0.07	-0.17
	i19.7	2.26	0.96	0.23	-0.94	0.06	-0.25
	i19.11	2.80	1.02	-0.40	-0.98	0.07	-0.01

Figura 1*Gráfico de barras de ítems emblemáticos de cada factor*

Nota. A1 = Nunca, B1 = Casi nunca, C1 = Mensualmente, D1 = 1-2 veces a la semana, E1 = 3-5 veces a la semana, F1 = Diariamente, A2 = Totalmente en desacuerdo, B2 = En desacuerdo, C2 = De acuerdo, D2 = Totalmente de acuerdo.

Evaluación de supuestos

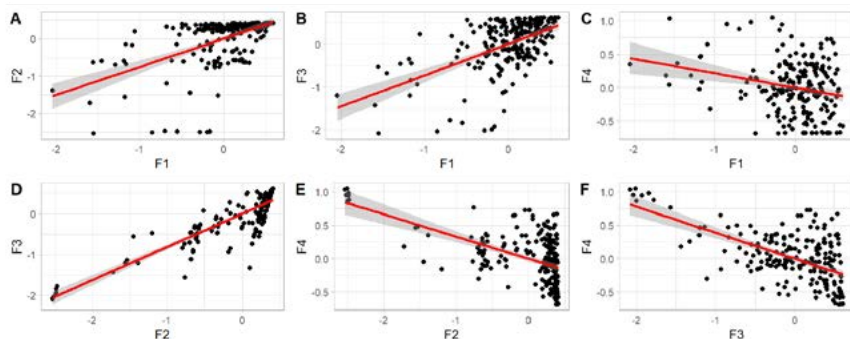
En el caso de la normalidad univariada, la prueba de normalidad Kolmogorov-Smirnov con corrección Lilliefors indica que los datos no siguen una distribución normal ($D = 0.13$, $p < 0.01$). Asimismo, en el análisis visual con el gráfico Q-Q, se observó que los cuantiles empíricos presentan desviación respecto a los cuantiles teóricos, lo que respalda el argumento de distribución univariada no normal. En cuanto a la prueba de Mardia, se obtuvieron resultados no significativos en función de la asimetría (estadístico = 6741.18, $p < 0.01$) y de la curtosis (estadístico = 23.02, $p < 0.01$), y en la prueba Henze-Zikler un estadístico igual a 1.03 ($p < 0.01$).

En función de la linealidad, en la Figura 2 se muestran los gráficos de dispersión que representan las relaciones entre las puntuaciones de

las subescalas de la ECD-DES. En dichos gráficos se observa que las asociaciones son lineales entre los puntajes. En especial, se destaca la presencia de relaciones positivas y significativas ($p < .01$) entre la mayoría de las puntuaciones por subescala. Específicamente, F1 y F2 presentan una relación positiva moderada ($r = 0.52$; Gráfico A), así como F1 y F3 ($r = 0.55$; Gráfico B); mientras que F2 y F3 (Gráfico D) tienen una relación positiva fuerte ($r = 0.88$). Por su parte, las relaciones con F4 son negativas y significativas ($p < .01$): F1 muestra una relación negativa débil con F4 ($r = -0.24$; Gráfico C), y F2 (Gráfico E) y F3 (Gráfico F) presentan relaciones negativas moderadas con este mismo factor ($r = -0.53$ y $r = -0.58$, respectivamente).

Figura 2

Correlación entre los puntajes de las subescalas de la ECD-DES



Nota. La línea representa la relación entre las puntuaciones y la parte sombreada los intervalos de confianza.

En cuanto a la revisión de la varianza de los errores, la inspección visual de los residuos estandarizados no muestra un patrón aparente de distribución de datos, lo que sugiere homocedasticidad en los mismos. No obstante, la prueba de Breusch-Pagan arrojó resultados significativos ($BP = 69.351$, $gl = 26$, $p < .01$), lo cual indica que hay evidencia de heterocedasticidad en los residuos del modelo. En cuanto a la evaluación de la adecuación muestral de los datos, los resultados refieren la presencia de correlaciones adecuadas entre las variables para realizar análisis factoriales. En primer lugar, el coeficiente KMO global fue de 0.87, indicando una Medida de Adecuación Muestral (MSA, por sus siglas

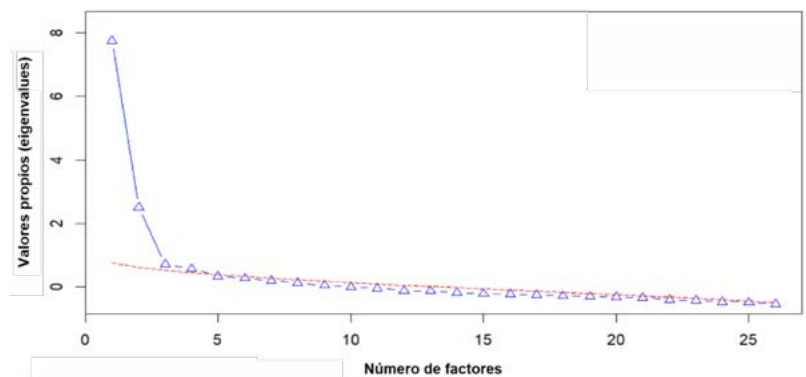
en inglés) global adecuada. A nivel de los ítems, los valores de MSA oscilaron entre 0.57 y 0.93, presentando la mayoría de los ítems valores superiores a 0.70. Solo dos ítems presentaron valores MSA por debajo del criterio (MSA de i12.1 = 0.64, MSA de i19.11 = 0.57). Por su parte, la prueba de esfericidad de Bartlett presentó valores significativos ($\chi^2 = 3106.65$, $gl = 325$, $p < 0.01$). Tomando en consideración los resultados anteriores, se procedió a realizar distintos análisis factoriales de la ECD-DES. Respecto a la consistencia interna del modelo, los índices globales fueron adecuados ($\alpha = 0.85$; $\rho = 0.84$; $\omega = 0.87$), así como a nivel de los factores (F1: α , ρ , $\omega = 0.81$; F2: α , ρ , $\omega = 0.92$; F3: α , ρ , $\omega = 0.89$; F4: α , $\rho = 0.57$; $\omega = 0.50$).

Análisis factorial exploratorio y confirmatorio

Se realizaron diversos análisis para evaluar la estructura del modelo de cuatro factores de la ECD-DES. El gráfico de sedimentación indicó la extracción de cuatro factores (ver Figura 3), lo cual coincide con el modelo teórico del instrumento. Los resultados del AFE con estimación por medio del DWLS y rotación promax muestran valores adecuados. La varianza promedio explicada fue de 38.62 %, tras eliminar las comunales del modelo (con comunales es de 47.41 %). En su mayoría, las cargas factoriales de los indicadores estuvieron por encima del 0.40 (ver Tabla 3), oscilando estas entre 0.35 (i10 e i16.1) y 0.94 (i19.9). Los índices de ajuste se encuentran dentro de lo esperado, con valores de Chi-cuadrada de 374.32, 227 grados de libertad, $p < .01$, un CFI de 0.94 y un RMSEA de 0.06. Asimismo, la correlación de varianza estandarizada entre factores estandarizados osciló entre -0.364 (F2 y F4) y 0.466 (F1 y F3).

Figura 3

Gráfico de sedimentación para la extracción de factores



Nota. La línea punteada representa los valores propios (eigenvalues) simulados. Se incluyeron los cuatro factores (triángulos) que superan dicha línea.

Tabla 3

Estimación de cargas factoriales estandarizadas del modelo exploratorio de cuatro factores de la ECD-DES

Código del ítem	F1	F2	F3	F4
i10	0.352			
i12.1	*			
i12.2	0.649			
i12.3	*			
i12.4	0.624			
i14.1	0.517			
i14.2	0.728			
i14.3	0.355			
i14.4	0.688			
i14.5	0.356			
i16.1	0.723			
i16.2	0.770			
i16.3	0.552			
i16.4	0.679			
i19.1		0.641		
i19.2		0.674		
i19.3		0.713		
i19.4				0.480
i19.5		0.408		
i19.6			0.438	
i19.7				0.362
i19.8			0.875	
i19.9			0.936	
i19.10			0.854	
i19.11				0.845
i19.12			0.724	

* Cargas factoriales con valores inferiores a 0.30.

Fuente: elaboración propia.

Por su parte, el AFC del modelo de cuatro factores de la EDC-EDS mostró un ajuste excelente de los datos ($\chi^2 = 241.071$, $gl = 293$, $p < .01$, CFI = 1.000, TLI = 1.018, GFI = 0.965, NFI = 0.932, RMSEA = 0.000, SRMR = 0.065). A nivel de indicador, se presentaron estadísticos adecuados (ver Tabla 4) y significativos ($p < 0.01$) en todos los factores. Específicamente en el F1, la mayoría de los indicadores contaron con cargas factoriales estandarizadas idóneas. Solo dos ítems (i12.1 e i12.3) estuvieron por debajo del umbral de 0.40 establecido a priori. Asimismo, se observaron valores altos de variabilidad y errores estándar. Tanto el F2 como el F3 presentaron cargas factoriales estandarizadas altas (> 0.70), junto con variabilidad y errores bajos. En cuanto al F4, se encontraron cargas factoriales variables (i19.4 = 0.484, i19.7 = 0.787, i19.11 = 0.308) con altos valores en la variabilidad y en los errores estándar. Asimismo, para el F1, F2 y F3 se obtuvieron valores aceptables en estos índices. No obstante, el F4 contó con valores subóptimos (< 0.70) en todos los estadísticos.

Tabla 4*Estimación de parámetros del modelo confirmatorio de cuatro factores de la ECD-DES*

Fac- tor	Código del ítem	Carga factorial estandari- zada	Error es- tándar de la carga	Coficiente estanda- rizado de variación	Error es- tándar de la variación
F1	i10	0.403	-	0.838	0.102
	i12.1	0.228	0.337	0.948	0.202
	i12.2	0.547	0.338	0.700	0.147
	i12.3	0.288	0.298	0.917	0.234
	i12.4	0.602	0.399	0.637	0.195
	i14.1	0.483	0.31	0.767	0.202
	i14.2	0.631	0.268	0.601	0.067
	i14.3	0.557	0.45	0.689	0.20
	i14.4	0.625	0.411	0.609	0.137
	i14.5	0.461	0.398	0.787	0.20
	i16.1	0.731	0.364	0.466	0.104
	i16.2	0.715	0.343	0.489	0.093
	i16.3	0.551	0.344	0.697	0.169
	i16.4	0.562	0.361	0.685	0.177
F2	i19.1	0.918	-	0.157	0.027
	i19.2	0.932	0.078	0.130	0.026
	i19.3	0.885	0.06	0.217	0.021
	i19.5	0.757	0.091	0.427	0.049
F3	i19.6	0.727	-	0.472	0.053
	i19.8	0.835	0.098	0.302	0.032
	i19.9	0.844	0.096	0.287	0.034
	i19.10	0.855	0.097	0.268	0.035
	i19.12	0.695	0.103	0.517	0.054
F4	i19.4	0.484	-	0.766	0.095
	i19.7	0.787	0.486	0.380	0.172
	i19.11	0.308	0.281	0.905	0.082

Fuente: elaboración propia.

Discusión y conclusiones

De acuerdo con el propósito de este trabajo, sobre analizar las propiedades psicométricas de la ECD-DES a fin de obtener evidencias de confiabilidad y validez de constructo del aspecto de su estructura interna, a continuación se discuten los resultados encontrados. En cuanto a las evidencias de la consistencia interna de la ECD-DES, medida a través de los coeficientes α , ρ y ω , esta fue adecuada. El modelo de cuatro factores presentó índices de ajuste aceptables tanto en el AFE con enfoque deductivo, como en el AFC. Con ello, se aportan evidencias que ayudan a fundamentar las interpretaciones y usos de la ECD-DES (ver Henríquez et al., 2023).

No obstante, el análisis detallado de los resultados sugiere la necesidad de realizar ajustes en el instrumento que optimicen la medición del constructo subyacente de la ECD-DES. En primer lugar, se identificaron varios ítems (en el AFE, los ítems: i10, i12.1, i14.3 e i19.7; y en el AFC, los ítems: i12.1, i12.3 e i19.11) con cargas factoriales estandarizadas por debajo de 0.40 en los análisis factoriales aplicados. Algunos índices de ajuste (CFI = 1.000, TLI = 1.018, GFI = y RMSEA = 0.000) reflejan un posible sobreajuste de los datos en el modelo de cuatro factores. Si bien es deseable obtener este tipo de valores, en la práctica son poco comunes y deben ser interpretados con cautela (Brown, 2015; Hair et al., 2019). En este sentido, es recomendable revisar la relevancia y comprensibilidad de los ítems que no cumplen de forma óptima con los criterios de calidad (AERA et al., 2014; Messick, 1989:1995). Asimismo, se recomienda realizar mediciones con una muestra más amplia de docentes que permita verificar el comportamiento del modelo de cuatro factores de la ECD-DES y, con ello, aportar argumentos de generalizabilidad de la medición en otras muestras de la población objetivo.

También, se considera necesario reconfigurar el Factor 4: Actitud de desconfianza ante el uso de RTD para propósitos educativos, debido a que fue la subescala con más problemas para alcanzar los estándares de calidad. En primer lugar, se observaron valores de correlación ítem-total (rpbis) inferiores a 0.20 en dos de sus tres ítems (i19.4 = -0.17, i19.11 = -0.01). Dichos valores obtenidos indican una baja correlación con la

medición del constructo en su totalidad (Brown, 2015; Hair et al., 2019). En segundo lugar, los índices y coeficientes de consistencia interna del factor se encuentran por debajo de 0.70, lo que sugiere que los ítems no miden de forma coherente el constructo de interés. En tercer lugar, se presentan valores de carga factorial estandarizada variados entre sí ($i19.4 = 0.484$, $i19.7 = 0.787$, $i19.11 = 0.308$), lo que refleja que los ítems no aportan de manera similar a la medición del factor. De igual forma, los errores asociados con las cargas factoriales son altos y variados, lo cual puede estar relacionado con la dificultad de los ítems para capturar el constructo subyacente. Dado lo anterior, se recomienda revisar a detalle los ítems para verificar su relevancia y comprensibilidad, así como añadir ítems que aporten a una medición más precisa y confiable del constructo.

Para futuros estudios, se recomienda recopilar diferentes tipos de evidencias que ayuden a ampliar el argumento de validez para comparar las puntuaciones medias entre grupos de población con distintas características (por ejemplo, por sexo, grupos de edad, nivel de SNII, entre otros). En especial, se recomienda aplicar análisis basados en la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) o AFC multigrupos de modelos anidados; de forma que se pueda verificar el supuesto de invarianza de la medición y garantizar comparaciones entre grupos válidas y justas (AERA et al., 2014). A modo de conclusión, se considera que se cumplieron los objetivos del estudio, aportando evidencias de validez de estructura interna de la ECD-DES, y con ello se considera que la escala es un instrumento valioso en el estudio de cultura digital docente.

Referencias bibliográficas

- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education. (2014). Standards for educational and psychological testing. American Educational Research Association.
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. The Guilford Press.
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural*

- equation modeling*, 9(2), 233-255. <https://asset-pdf.scinapse.io/prod/2089871805/2089871805.pdf>
- Chiecher, Analía y Lorenzati, Katia. (2017). Estudiantes y tecnologías. Una visión desde la “lente” de docentes universitarios. *Revista Iberoamericana de Educación a Distancia*, 20(1), 261-282. <https://www.redalyc.org/pdf/3314/331450972014.pdf>
- Dallal, G. & Wilkinson, L. (1986). An analytic approximation to the distribution of lilliefors’s test statistic for normality. *American Statistician*, 40(4), 294–296. <https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/00031305.1986.10475419?needAccess=true>
- Durán Cuartero, M., Prendes Espinosa, M. y Gutiérrez Porlán, I. (2018). Certificación de la Competencia Digital Docente: propuesta para el profesorado universitario. *Revista Iberoamericana de Educación a Distancia*, 22(1), 1-14. <https://www.redalyc.org/journal/3314/331459398010/331459398010.pdf>
- Ferreiro J., Pérez Y. y Fernández C. (2021). La cultura digital del docente universitario. *Revista EduSol* 21(76), 1-12. http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1729-80912021000300188
- García-Ruiz, R., Buenestado-Fernández, M. y Ramírez-Montoya, M. (2023). Evaluación de la Competencia Digital Docente: instrumentos, resultados y propuestas. *Revisión sistemática de la literatura. Educación XX1*, 26(1), 273-301. <https://doi.org/10.5944/educxx1.33520>
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2019). *Multivariate Data Analysis*. Cengage Learning.
- Hill, B. D. (2011). *The sequential Kaiser-Meyer-Olkin procedure as an alternative for determining the number of factors in common-factor analysis: A Monte Carlo simulation* [Tesis de doctorado, Oklahoma State University]. <https://core.ac.uk/download/pdf/215257822.pdf>
- 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>
- Jorge, G. G. (2023). *Prácticas docentes relacionadas con la cultura digital en un contexto universitario* [Tesis doctoral, Universidad Autónoma de Baja California]. <https://iide.ens.uabc.mx/documentos/>

- divulgacion/tesis/DCE/2019/Gabriela_Jorge_Gasca.pdf
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1979). *Advances in factor analysis and structural equation models*. ABT Books.
- Levy, P. (2007). *Cibercultura: la cultura de la sociedad digital*. Anthropos: México-UAM.
- Machado, E., y Montes de Oca, N. (2016). Formación profesional y desempeños idóneos del docente universitario. *Humanidades Médicas*, 16(1), 1-20. http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1727-81202016000100001
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433. <http://dx.doi.org/10.1037/met0000144>
- Messick, S. (1989). Validity. En R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (pp. 13-103). American Council on education/Macmillan.
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, 50(9), 741-749. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0003-066X.50.9.741>
- Organista Sandoval, J. y Jorge Gasca, G. (2023). Caracterización de la cultura digital de los docentes de una universidad pública mexicana. *Innovación Educativa*, 23(93), 29-51. <https://www.ipn.mx/assets/files/innovacion/docs/Innovacion-Educativa/Innovacion-Educativa-93/caracterizacion-de-la-cul.pdf>
- Özge Mensan, N. & Saime Anagün, S. (2022). Primary School Teachers' Perceptions of Digital Culture. *International Journal of Progressive Education*, 18(1), 397-410. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1332723.pdf>
- Pecourt, J. (2016). Anonymous y el underground digital: aproximación al análisis de un objeto socio-digital. *Revista Española de Sociología* 25(1), 133-149. <https://doi.org/10.21071/edmetic.v9i2.12796>
- Perdomo, B., González-Martínez, O. y Barrutia Barreto, I. (2020). Competencias digitales en docentes universitarios: una revisión sistemática de la literatura. *Revista de Educación Mediática y TIC*, 8(2), 92-115.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. (2019). Thanks Coefficient Alpha, We Still Need You! *Educational and Psychological Measurement*, 79(1),

- 200–210. <https://doi.org/10.1177/0013164417725127>
- Henríquez, P., López, G. y Domínguez, G. (2023). *Ficha Técnica del diseño y operacionalización de la Escala de Cultura Digital de Docentes de Educación Superior (ECD-DES)*. [Documento interno].
- Streiner, D. L. (1994). Figuring Out Factors: The use and misuse of factor analysis. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 9(3), 135–140. <https://doi.org/10.1177/070674379403900303>
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2018). *Using multivariate statistics*. Pearson.
- Barker, L. E., & Shaw, K. M. (2015). Best (but of t-forgotten) practices: Checking assumptions concerning regression residuals. *The American journal of clinical nutrition*, 102(3), 533–539. <https://doi.org/10.3945/ajcn.115.113498>
- French, W. H., & Finch, B. F. (2018). Developing Validity Evidence. En *Educational and Psychological Measurement* (pp. 191–218). Routledge.
- Watkins, M. W. (2018). Exploratory Factor Analysis: A Guide to Best Practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219–246. <https://doi.org/10.1177/0095798418771807>
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281–302. <https://doi.org/10.1037/h0040957>
- Cain, M. K., Zhang, Z., & Yuan, K. H. (2017). Univariate and multivariate skewness and kurtosis for measuring nonnormality: Prevalence, influence and estimation. *Behavior research methods*, 49, 1716–1735.
- Wickham, H., Averick, M., Bryan, J., Chang, W., McGowan, L. D., François, R., Grolemund, G., Hayes, A., Henry, L., Hester, J., Kuhn, M., Pedersen, T. L., Miller, E., Bache, S. M., Müller, K., Ooms, J., Robinson, D., Seidel, D. P., Spinu, V., ... Yutani, H. (2019). Welcome to the tidyverse. *Journal of Open Source Software*, 4(43), 1686. <https://doi.org/10.21105/joss.01686>
- Revelle, W. (2023). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Fox, J., & Weisberg, S. (2019). *An R Companion to Applied Regres-*

- sion (Third). Sage. <https://socialsciences.mcmaster.ca/jfox/Books/Companion/>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Regortz, A. (Abril 21, 2024). *SEM/CFA: Checking the Linearity Assumption in R/lavaan*. Regorz Statistics. https://www.regorz-statistik.de/blog/lavaan_linearity.html