

PIXEL BIT

Nº 68 SEPTIEMBRE 2023
CUATRIMESTRAL

e-ISSN:2171-7966

ISSN:1133-8482

Revista de Medios y Educación





FECYT 166/2023
Proceso de acreditación: 6 de octubre de 2024 (1ª convocatoria)
Válida hasta: 28 de julio de 2024



PIXEL-BIT

REVISTA DE MEDIOS Y EDUCACIÓN

Nº 68 - SEPTIEMBRE- 2023

<https://revistapixelbit.com>



EDITORIAL
UNIVERSIDAD DE SEVILLA

EQUIPO EDITORIAL (EDITORIAL BOARD)**EDITOR JEFE (EDITOR IN CHIEF)**

Dr. Julio Cabero Almenara, Departamento de Didáctica y Organización Educativa, Facultad de CC de la Educación, Director del Grupo de Investigación Didáctica. Universidad de Sevilla (España)

EDITOR ADJUNTO (ASSISTANT EDITOR)

Dr. Juan Jesús Gutiérrez Castillo, Departamento de Didáctica y Organización Educativa. Facultad de CC de la Educación, Universidad de Sevilla (España)

Dr. Óscar M. Gallego Pérez, Grupo de Investigación Didáctica, Universidad de Sevilla (España)

EDITORES ASOCIADOS

Dra. Urtza Garay Ruiz, Universidad del País Vasco. (España)

Dra. Ivanovna Milqueya Cruz Pichardo, Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra. (República Dominicana)

CONSEJO METODOLÓGICO

Dr. José González Such, Universidad de Valencia (España)

Dr. Antonio Matas Terrón, Universidad de Málaga (España)

Dra. Cynthia Martínez-Garrido, Universidad Autónoma de Madrid (España)

Dr. Luis Carro San Cristóbal, Universidad de Valladolid (España)

Dra. Nina Hidalgo Farran, Universidad Autónoma de Madrid (España)

CONSEJO DE REDACCIÓN

Dra. María Puig Gutiérrez, Universidad de Sevilla. (España)

Dra. Sandra Martínez Pérez, Universidad de Barcelona (España)

Dr. Selín Carrasco, Universidad de La Punta (Argentina)

Dr. Jackson Collares, Universidades Federal do Amazonas (Brasil)

Dra. Kitty Gaona, Universidad Autónoma de Asunción (Paraguay)

Dr. Vito José de Jesús Carioca, Instituto Politécnico de Beja Ciências da Educação (Portugal)

Dra. Elvira Esther Navas, Universidad Metropolitana de Venezuela (Venezuela)

Dr. Angel Puentes Puente, Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra. Santo Domingo (República Dominicana)

Dr. Fabrizio Manuel Sirignano, Università degli Studi Suor Orsola Benincasa (Italia)

Dra. Sonia Aguilar Gavira, Universidad de Cádiz (España)

Dra. Eloisa Reche Urbano, Universidad de Córdoba (España)

CONSEJO TÉCNICO

Dra. Raquel Barragán Sánchez, Grupo de Investigación Didáctica, Universidad de Sevilla (España)

D. Antonio Palacios Rodríguez, Grupo de Investigación Didáctica, Universidad de Sevilla (España)

D. Manuel Serrano Hidalgo, Grupo de Investigación Didáctica, Universidad de Sevilla (España)

Diseño de portada: Dña. Lucía Terrones García, Universidad de Sevilla (España)

Revisor/corrector de textos en inglés: Dra. Rubicelia Valencia Ortiz, MacMillan Education (México)

Revisores metodológicos: evaluadores asignados a cada artículo

CONSEJO CIENTÍFICO

Jordi Adell Segura, Universidad Jaume I Castellón (España)

Ignacio Aguaded Gómez, Universidad de Huelva (España)

María Victoria Aguiar Perera, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria (España)

Olga María Alegre de la Rosa, Universidad de la Laguna Tenerife (España)

Manuel Área Moreira, Universidad de la Laguna Tenerife (España)

Patricia Ávila Muñoz, Instituto Latinoamericano de Comunicación Educativa (México)

Antonio Bartolomé Pina, Universidad de Barcelona (España)

Angel Manuel Bautista Valencia, Universidad Central de Panamá (Panamá)

Jos Beishuizen, Vrije Universiteit Amsterdam (Holanda)

Florentino Blázquez Entonado, Universidad de Extremadura (España)
Silvana Calaprice, Università degli studi di Bari (Italia)
Selín Carrasco, Universidad de La Punta (Argentina)
Raimundo Carrasco Soto, Universidad de Durango (México)
Zulma Cataldi, Universidad de Buenos Aires (Argentina)
Luciano Cecconi, Università degli Studi di Modena (Italia)
Jean-François Cerisier, Université de Poitiers, Francia
Jordi Lluís Coiduras Rodríguez, Universidad de Lleida (España)
Jackson Collares, Universidades Federal do Amazonas (Brasil)
Enricomaria Corbi, Università degli Studi Suor Orsola Benincasa (Italia)
Marialaura Cunzio, Università degli Studi Suor Orsola Benincasa (Italia)
Brigitte Denis, Université de Liège (Bélgica)
Floriana Falcinelli, Università degli Studi di Perugia (Italia)
María Cecilia Fonseca Sardi, Universidad Metropolitana de Venezuela (Venezuela)
Maribel Santos Miranda Pinto, Universidade do Minho (Portugal)
Kitty Gaona, Universidad Autónoma de Asunción (Paraguay)
María-Jesús Gallego-Arrufat, Universidad de Granada (España)
Lorenzo García Aretio, UNED (España)
Ana García-Valcarcel Muñoz-Repiso, Universidad de Salamanca (España)
Antonio Bautista García-Vera, Universidad Complutense de Madrid (España)
José Manuel Gómez y Méndez, Universidad de Sevilla (España)
Mercedes González Sanmamed, Universidad de La Coruña (España)
Manuel González-Sicilia Llamas, Universidad Católica San Antonio-Murcia (España)
António José Meneses Osório, Universidade do Minho (Portugal)
Carol Halal Orfali, Universidad Tecnológica de Chile INACAP (Chile)
Mauricio Hernández Ramírez, Universidad Autónoma de Tamaulipas (México)
Ana Landeta Etxeberria, Universidad a Distancia de Madrid (UDIMA)
Linda Lavelle, Plymouth Institute of Education (Inglaterra)
Fernando Leal Ríos, Universidad Autónoma de Tamaulipas (México)
Paul Lefrere, Cca (UK)
Carlos Marcelo García, Universidad de Sevilla (España)
Francois Marchessou, Universidad de Poitiers, París (Francia)
Francesca Marone, Università degli Studi di Napoli Federico II (Italia)
Francisco Martínez Sánchez, Universidad de Murcia (España)
Ivory de Lourdes Mogollón de Lugo, Universidad Central de Venezuela (Venezuela)
Angela Muschitiello, Università degli studi di Bari (Italia)
Margherita Musello, Università degli Studi Suor Orsola Benincasa (Italia)
Elvira Esther Navas, Universidad Metropolitana de Venezuela (Venezuela)
Trinidad Núñez Domínguez, Universidad de Sevilla (España)
James O'Higgins, de la Universidad de Dublín (UK)
José Antonio Ortega Carrillo, Universidad de Granada (España)
Gabriela Padilla, Universidad Autónoma de Tamaulipas (México)
Ramón Pérez Pérez, Universidad de Oviedo (España)
Angel Puentes Puente, Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra. Santo Domingo (República Dominicana)
M^a del Carmen Llorente Cejudo, Universidad de Sevilla (España)
Julio Manuel Barroso Osuna, Universidad de Sevilla (España)
Rosalía Romero Tena, Universidad de Sevilla (España)
Hommy Rosario, Universidad de Carabobo (Venezuela)
Pier Giuseppe Rossi, Università di Macerata (Italia)
Jesús Salinas Ibáñez, Universidad Islas Baleares (España)
Yamile Sandoval Romero, Universidad de Santiago de Cali (Colombia)
Albert Sangrà Morer, Universidad Oberta de Catalunya (España)
Ángel Sanmartín Alonso, Universidad de Valencia (España)
Horacio Santángelo, Universidad Tecnológica Nacional (Argentina)
Francisco Solá Cabrera, Universidad de Sevilla (España)
Jan Frick, Stavanger University (Noruega)
Karl Steffens, Universidad de Colonia (Alemania)
Seppo Tella, Helsinki University (Finlandia)
Hanne Wachter Kjaergaard, Aarhus University (Dinamarca)



FACTOR DE IMPACTO (IMPACT FACTOR)

SCOPUS Q1 Education: Posición 236 de 1406 (83% Percentil). CiteScore Tracker 2022: 5 - Journal Citation Indicator (JCI). Emerging Sources Citation Index (ESCI). Categoría: Education & Educational Research. Posición 257 de 739. Cuartil Q2 (Percentil: 65.29) - FECYT: Ciencias de la Educación. Cuartil 1. Posición 16. Puntuación: 35,68- DIALNET MÉTRICAS (Factor impacto 2021: 1.72. Q1 Educación. Posición 12 de 228) - REDIB Calificación Glogal: 29,102 (71/1.119) Percentil del Factor de Impacto Normalizado: 95,455- ERIH PLUS - Clasificación CIRC: B- Categoría ANEP: B - CARHUS (+2018): B - MIAR (ICDS 2020): 9,9 - Google Scholar (global): h5: 42; Mediana: 42 - Journal Scholar Metric Q2 Educación. Actualización 2016 Posición: 405ª de 1,115- Criterios ANECA: 20 de 21 - INDEX COPERNICUS Puntuación ICV 2019: 95.10

Píxel-Bit, Revista de Medios y Educación está indexada entre otras bases en: SCOPUS, Fecyt, DOAJ, Iresie, ISOC (CSIC/CINDOC), DICE, MIAR, IN-RECS, RESH, Ulrich's Periodicals, Catálogo Latindex, Biné-EDUSOL, Dialnet, Redinet, OEI, DOCE, Scribd, Redalyc, Red Iberoamericana de Revistas de Comunicación y Cultura, Gage Cengage Learning, Centro de Documentación del Observatorio de la Infancia en Andalucía. Además de estar presente en portales especializados, Buscadores Científicos y Catálogos de Bibliotecas de reconocido prestigio, y pendiente de evaluación en otras bases de datos.

EDITA (PUBLISHED BY)

Grupo de Investigación Didáctica (HUM-390). Universidad de Sevilla (España). Facultad de Ciencias de la Educación. Departamento de Didáctica y Organización Educativa. C/ Pirotecnia s/n, 41013 Sevilla.
Dirección de correo electrónico: revistapixelbit@us.es . URL: <https://revistapixelbit.com/>
ISSN: 1133-8482; e-ISSN: 2171-7966; Depósito Legal: SE-1725-02
Formato de la revista: 16,5 x 23,0 cm

Los recursos incluidos en Píxel Bit están sujetos a una licencia Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 Unported (Reconocimiento-NoComercial-CompartirIgual)(CC BY-NC-SA 4.0), en consecuencia, las acciones, productos y utilidades derivadas de su utilización no podrán generar ningún tipo de lucro y la obra generada sólo podrá distribuirse bajo esta misma licencia. En las obras derivadas deberá, asimismo, hacerse referencia expresa a la fuente y al autor del recurso utilizado.

©2023 Píxel-Bit. No está permitida la reproducción total o parcial por ningún medio de la versión impresa de Píxel-Bit.

MONOGRÁFICO

- 1.- La Competencia Digital Docente. Diseño y validación de una propuesta formativa // Teaching Digital Competence. A training proposal desing and validation.** 7
Andrés Santiago Cisneros Barahona, Luis Marqués Molías, Nicolay Samaniego Erazo, Catalina Mercedes Mejía Granizo
- 2.- Adaptación del cuestionario para el estudio de la competencia digital de estudiantes de educación superior (CDAES) a la población colombiana // Adapting the questionnaire for the study of digital competence of students in higher education (CDAES) to the Colombian population** 43
Carolina Mejía Corredor, Sandra Ortega Ferreira, Adriana Maldonado Currea, Alexandra Silva Monsalve
- 3.- Competencia digital docente en el uso de simulaciones virtuales: percepción del profesorado de áreas STEM // Teachers' digital competence in the use of virtual simulations: STEM educator perceptions** 83
Daniel Moreno-Mediavilla, Alicia Palacios, Rosa Gómez del Amo, Álvaro Barreras-Peral
- 4.- Inclusión digital desde una perspectiva intergeneracional: promover el desarrollo de la alfabetización digital y mediática entre las personas mayores desde la perspectiva de los jóvenes-adultos // Digital inclusion from an intergenerational perspective: promoting the development of digital and media literacy among older people from a young adult perspective** 115
Lukasz Tomczyk, Leen d'Haenens, Dorota Gierszewski, Dominika Sepielak
- 5.- Nivel de Competencia digital de estudiantes de primer año de formación inicial docente: una mirada desde las variables de género y centro educativo // Level of digital competence of students in the first year of initial teacher training: a look from the variables of gender and educational center** 155
Juan Silva Quiroz, Marcelo Humberto Rioseco Pais, Gonzalo Aranda Faúndez

MISCELÁNEA

- 6.- Indicadores de agencia en experiencias educativas Agile: una revisión panorámica // Agency indicators in Agile educational experiences: a scoping review** 183
Celia Torres-Blasco, Adolffina Pérez-Garcías
- 7.- Validación de una escala del Modelo Ampliado de Aceptación de la Tecnología en el contexto dominicano // Validation of a scale of the Extended Technology Acceptance Model in the dominican context** 217
Clemente Rodríguez-Sabiote, Ana Teresa Valerio-Peña, Roberto Batista-Almonte
- 8.- Enseñanza del idioma inglés en educación primaria: Fortalecimiento de vocabulario y pronunciación a través de podcast // Teaching english in elementary school: Strengthening vocabulary and pronunciation through podcast** 245
María Georgina Fernández Sesma, Erika Patricia Alvarez Flores, Karla Reyes Arias
- 9.- Mapeo sobre el uso de la Neurotecnología en educación desde una perspectiva ética // Mapeo sobre el uso de la Neurotecnología en educación desde una perspectiva ética** 305
Inmaculada García-Martínez, Norma Torres-Hernández, Irene Espinosa-Fernández, Lara Checa-Domene
- 10.- Carga cognitiva y esfuerzo mental durante el cambio de contexto en entornos de realidad aumentada con fines de aprendizaje procedimental // Cognitive load and mental effort during context switching in augmented reality environments for procedural learning purposes** 283
Fernanda Maradei García, Luis Eduardo Bautista Rojas, Gabriel Pedraza

Validación de una escala del Modelo Ampliado de Aceptación de la Tecnología en el contexto dominicano

Validation of a scale of the Extended Technology Acceptance Model in the dominican context

  **Dr. Clemente Rodríguez-Sabiote**

Profesor Titular de Universidad. Universidad de Granada, España

  **Dña. Ana Teresa Valerio-Peña**

Directora Académica. Instituto Superior de Formación Docente, ISFODOSU, República Dominicana

  **D. Roberto Batista-Almonte**

Coordinado del área de Ciencias Sociales del Recinto Emilio Prud'Homme, Instituto Superior de Formación Docente, ISFODOSU, República Dominicana

Recibido: 2023/03/21; **Revisado:** 2023/05/04; **Aceptado:** 2023/06/19; **Preprint:** 2023/07/04; **Publicado:** 2023/09/01

RESUMEN

El fin del presente artículo ha sido adaptar y validar una Escala del Modelo Ampliado de Aceptación de la Tecnología para su utilización en el contexto universitario de República Dominicana. La muestra ha ascendido a 327 estudiantes pertenecientes a diversas instituciones de educación superior de carácter público y privado de la República Dominicana. Se han aplicado sendos análisis factoriales, exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), análisis de fiabilidad e invarianza factorial para comprobar la equivalencia por género. El AFE reveló la pentadimensionalidad de la escala confirmada posteriormente por el AFC implementado. La fiabilidad como consistencia interna también ha resultado muy alta. Finalmente, la invarianza factorial denota que la estructura factorial es similar en hombres vs mujeres. Podemos concluir, que la escala es consistente, válida e invariante para determinar el aprendizaje percibido en entornos virtuales de enseñanza-aprendizaje dentro del modelo ampliado de aceptación de la tecnología en el contexto dominicano.

ABSTRACT

The purpose of this article was to adapt and validate a Scale of Extending the Technology Acceptance Model for use in the university context of the Dominican Republic. The sample consisted of 327 students from various public and private higher education institutions in the Dominican Republic. An exploratory factor analysis (EFA) and a confirmatory factor analysis (CFA), reliability analysis and factorial invariance analysis were applied to check the equivalence by gender. The EFA revealed the pentadimensionality of the scale, which was subsequently confirmed by the implemented CFA. Reliability as internal consistency was also very high. Finally, factorial invariance denotes that the factor structure is similar in male vs. female. We can conclude that the scale is consistent, valid and invariant for determining perceived learning in virtual teaching-learning environments within extending technology acceptance model in the Dominican context.

PALABRAS CLAVES - KEYWORDS

Entornos virtuales de enseñanza-aprendizaje, modelo ampliado de aceptación de la tecnología, propiedades psicométricas, educación superior, estudiantes.

Virtual teaching-learning environments, extending the technology acceptance model, psychometric properties, higher education, students.

1. Introducción

Los Entornos Virtuales de Enseñanza-Aprendizaje¹ son ya una realidad extendida que se ha visto reforzada, adicionalmente, a causa de la pandemia de la Covid-19 y las nuevas necesidades educativas (Área-Moreira et al., 2020) surgidas tras esta emergencia mundial. Es aquí donde está el origen de la presente de investigación al tratar de ser un aporte que complemente la literatura científica ya existente acerca de los entornos virtuales de enseñanza-aprendizaje, pero dentro del contexto provocado por la crisis de la Covid-19 en el alumnado que cursa sus estudios en educación superior en la República Dominicana.

Como referente tomaremos la adaptación y validación de un instrumento de recogida de información conformado entorno a una serie de dimensiones (utilidad percibida, facilidad de uso, norma subjetiva e intención de uso) relacionadas con el aprendizaje percibido en los contextos de los EVEA. Así, la presente investigación estaría basada en un modelo teórico explicativo constituido a partir del modelo de la aceptación de la tecnología (TAM) y variantes posteriores como piedras angulares de nuevos modelos y metodologías pedagógicas dentro de los EVEA.

2. Revisión de la literatura

Existen una gran cantidad y diversidad de estudios que evidencian una mayor presencia de nuevas metodologías y aprendizajes activos, entre los más recientes destacamos los de Mohamed (2021); Rodríguez-Sabiote et al. (2020); Roitsch et al. (2021) y Tan et al. (2021). En este contexto y debido a la crisis provocada por la pandemia de la Covid-19 la población mundial se ha visto obligada a sufrir periodos de confinamiento. Concretamente en el ámbito educativo, el efecto más importante ha sido sustituir la presencialidad de las aulas en escuelas, institutos, universidades y otros centros de formación por aulas y entornos virtuales. De este modo, se han acelerado los procesos que ya estaban en marcha y muchos de esos cambios e innovaciones, que por la nueva realidad se habían instaurado en nuestro día a día, finalmente, han llegado para quedarse. Como resultado, tanto el estudiantado, como el profesorado se han visto obligados a una adaptación al aprendizaje en línea y a una educación a distancia en un breve espacio de tiempo que está dando lugar a un nuevo modelo educativo en la denominada era post-Covid (Lockee, 2021).

Ante este panorama cobran una gran fuerza y presencia los EVEA entendidos como “una aplicación informática diseñada para facilitar la comunicación pedagógica entre los participantes en un proceso educativo, sea este completamente a distancia, presencial, o de una naturaleza mixta, que combina ambas modalidades en diversas proporciones” (Adell et al., 2004, p.4). Es por todo ello, que se consideran una alternativa de gran potencial y funcionalidad al poder combinar de manera eficaz y eficiente lo tecnológico y lo pedagógico, posibilitando la realización de actividades y tareas de aprendizaje de las distintas materias en entornos o salas virtuales en donde tanto alumnado como profesorado visualizan y acceden a los diferentes recursos didácticos (Báez-Estrada y Ossandón Núñez, 2015; Cabero-Almenara et al., 2022). Sin embargo, no debemos ignorar que no todo son bondades y que existen voces críticas hacia los EVEA. Con Saza-Garzón (2016) mostramos

¹ De ahora en adelante EVEA.

algunas de esas problemáticas de los EVEA y destacamos, en primer lugar, la llamada brecha digital (*digital gap*). Esta problemática puede afectar, tanto al alumnado, cuyas condiciones económicas les privan de los elementos tecnológicos necesarios para el buen devenir de un proceso de enseñanza-aprendizaje en entornos virtuales, como al profesorado con menos competencias tecnológicas; por no hablar de la actitud previa de dicho profesorado hacia las Tecnologías de la Información y la Comunicación (TIC's) y de cómo dicha actitud podría ayudar a percibir de manera más positiva los EVEA (Barroso-Osuna et al., 2018; Cabero-Almenara y Llorente-Cejudo, 2020; Ruiz-Aquino et al., 2022). En segundo lugar, destacamos el compromiso ético y axiológico al que debe adherirse el alumnado relacionado con sus prácticas de enseñanza para no caer en la deshonestidad académica (Hodgkinson et al., 2016 y Zolfaghari, 2016). Finalmente, destacamos la Calidad más allá del aprendizaje percibido. En este sentido, son muchas las críticas enfocadas hacia si realmente el alumnado aprende lo necesario desde un entorno virtual en comparación a lo que se pueda aprender en el tradicional espacio presencial (Ferrerías-García et al., 2022; Cabero-Almenara et al., 2022).

Llegados a este punto debemos detenernos en la comprensión que el alumnado tiene sobre estos entornos educativos y la influencia que estos ejercen sobre ellos. Así, deben tenerse en cuenta los diferentes factores o variables que recopilan Urquidi-Martín et al. (2019), y que pueden ser determinantes a la hora de influir en el aprendizaje percibido de manera positiva.

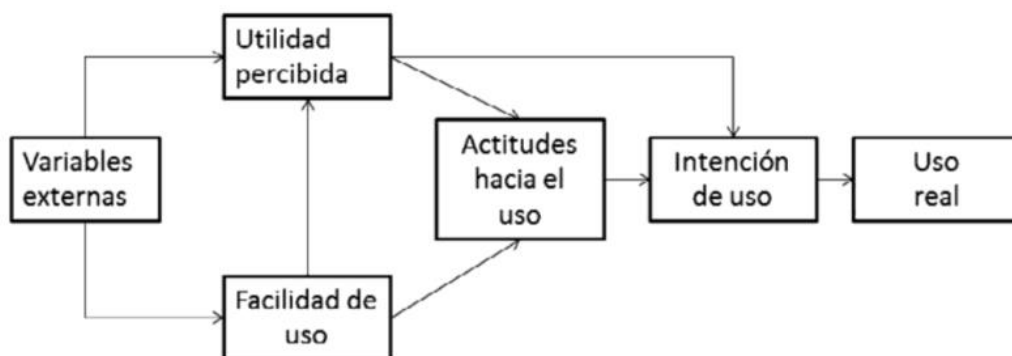
- Utilidad percibida: se trata de una variable que mide la percepción que tienen los usuarios sobre la probabilidad subjetiva de que mediante la utilización de una serie de herramientas específicas mejore e incremente su productividad o rendimiento en un contexto determinado y valorando las consecuencias de su comportamiento (Davis, 1989).
- Facilidad de uso: dicha variable se entiende como que el grado en el que los usuarios consideran el uso de una innovación concreta no tiene que conducir, irremediablemente, a ningún esfuerzo añadido (Davis, 1989).
- Norma subjetiva: Conjunto de presiones sociales que se ejercen desde personas relevantes al alumnado que recibe sus clases en un EVEA con el objetivo de que estos usuarios realicen una determinada acción o comportamiento. Abdullah and Ward (2016) determinaron una correlación positiva y estadísticamente significativa entre la Norma Subjetiva y los factores Utilidad Percibida e Intención de Uso en el contexto del e-learning.
- Intención de uso: esta última variable trata de medir la percepción que el usuario tiene sobre el uso que va a realizar de una innovación y su probable utilidad. De este modo, los EVEA pueden suponer para los estudiantes un mayor compromiso con su propio proceso de aprendizaje (Deng & Tavares, 2013).

Todo lo anterior se sustenta epistemológicamente en el modelo de aceptación tecnológica (TAM) propuesto por Davis (1989) y del que ya avanzamos con anterioridad algunos rasgos distintivos. El modelo TAM está basado, por una parte, en la teoría de la acción razonada (*Theory of Reasoned Action-TRA-*) de Azjen and Fishbein (1980) y en la posterior teoría del comportamiento planteado (*Theory of Planned Behavior-TBA-*) de Azjen (1985) que incorporaba, entre otras dimensiones, la norma subjetiva. Acorde con estas

teorías, el comportamiento de las personas se puede predecir por las intenciones y por sus actitudes. El TAM proporciona una base teórica para comprender y evaluar la aceptación de los usuarios hacia las nuevas tecnologías y permite desarrollar e implementar mejores sistemas. Este modelo presenta como variables, las anteriormente reseñadas, menos la norma subjetiva (tomada de la TBA), es decir, utilidad percibida, facilidad de uso, actitudes hacia el uso e intención de uso. Esquemáticamente podría describirse mediante la siguiente figura.

Figura 1

Modelo de Aceptación de la Tecnología



Fuente: Davis (1989)

3. Metodología

3.1 Participantes

El tamaño muestral de la presente investigación asciende a 327 estudiantes de 12 universidades o instituciones de educación superior de carácter público y privado de la República Dominicana. Por género 258 son mujeres y el resto, es decir, 69 son hombres con edades comprendidas entre los 17 y los 54 años ($M=25.05$, $DT=6.79$). El tipo de muestreo utilizado no obedece a ningún tipo de muestreo específico, dado que el instrumento administrado ha sido puesto a disposición de la población de referencia en su modalidad en línea. La población de la que se parte está conformada, aproximadamente, por unas 580000 unidades muestrales (estudiantes que cursan estudios superiores en la República Dominicana en el curso 2020-2021, último curso del que se tienen datos). Para este estudio, en concreto, hemos calculado un tamaño muestral configurado por los siguientes parámetros: nivel de significación $(1-\alpha) = 0.95$; error muestral $=\pm 5\%$ y proporciones desconocidas $p=q=0.5$. Una vez establecido el tamaño muestral en aproximadamente $N=385$ unidades muestrales se ha administrado el instrumento mediante la modalidad online. La atricción muestral asciende, por tanto, a 51 unidades (15.59%), que en cualquier caso no debe preocuparnos puesto que lo realmente capital es fijarse en la proporción de

participantes por variables (STV: *subject to variables*). A este respecto debemos destacar que, en nuestro caso particular, el cociente resultante $STV = 16.35$ ($327/20$). Si bien el valor mínimo de STV es relativo, según el autor-a consultado-a, un valor mínimo de 10 es aconsejable (Garson, 2008). Nuestro valor está holgadamente por encima de dicho valor ($16.35 > 10$). Por otra parte, en el apartado de procedimiento se informa más detalladamente sobre el proceso de recogida de información.

3.2 Instrumento de recogida de información

El instrumento de recogida de información administrado en nuestra investigación es una escala tipo Likert conformada por 5 categorías de respuesta (desde 1 muy en desacuerdo... 5 muy de acuerdo), así como también 5 dimensiones y 20 ítems, a razón de 4 ítems por cada dimensión. Las dimensiones que integran la escala son: utilidad percibida (PU), facilidad de uso percibido (PEU), intención conductual de uso (BIU), norma subjetiva (SN) y aprendizaje percibido (PL). Se incluyen, además, diferentes variables de identificación: universidad o institución de educación superior a la que pertenece el estudiante, su género y su edad. El instrumento en cuestión ha sido diseñado y validado por Urquidi-Martín et al. (2019) y para su confección han sido tenidos en cuenta diferentes trabajos previos: Arteaga y Duarte (2010); Davis (1989); Islam (2013) y Premkumar and Bhattacharjee (2008) Sánchez-Prieto, Olmos-Miguelañez, y García-Peñalvo (2016); Venkatesh and Davis (2000) y Liaw (2008).

3.3 Procedimiento

Para la administración del instrumento de recogida de información se ha creado un procedimiento de encuesta online mediante *Google Forms*. Se han recogido datos durante los meses de enero a abril de 2022 almacenándose la información recopilada en una hoja de cálculo Excel. En la actualidad todavía siguen recogiendo más datos que servirán para investigaciones futuras. Adicionalmente, dos investigadores de campo realizaron visitas *in situ* a los lugares de recogida de información con el objeto de motivar la participación de los estudiantes.

4. Análisis y resultados

Para el análisis de los datos recopilados hemos utilizado diversas aproximaciones. En primer lugar, un análisis previo de naturaleza descriptiva que ha servido, además, para comprobar el supuesto de normalidad uni y multivariante, así como la fiabilidad de la escala como consistencia interna. En segundo lugar, hemos implementado un análisis factorial exploratorio (AFE) con el objetivo de explorar la estructura factorial de la escala en relación a las 5 dimensiones de partida. Antes de desarrollarlo hemos comprobado los supuestos previos necesarios para su aplicación, a saber, medidas de adecuación muestrales e índice de esfericidad. En tercer lugar, para confirmar la estructura resultante de la aproximación exploratoria, hemos calculado un análisis factorial confirmatorio (AFC). Para finalizar, y dado el desequilibrio en los tamaños muestrales al que está sometida nuestra muestra

objeto de análisis, con un predominio del género masculino frente al femenino, hemos calculado la invarianza factorial, por género. En esencia el cometido de la invarianza factorial es verificar que las propiedades de medida de los instrumentos o sus ítems, son independientes de las características de los grupos evaluadas (en nuestro caso del género: hombres vs mujeres), pero no del constructo que el instrumento está midiendo.

4.1 Análisis previo de los ítems

En primer lugar, para el análisis previo descriptivo de los ítems (medias, desviaciones típicas y coeficientes de asimetría y curtosis) el programa SPSS v.28 (IBM, 2021).

Tabla 1

Análisis descriptivo de los ítems de la escala

Item	M	DT	g ¹	g ²
PU1	3.83	1.049	-.848	.366
PU2	3.83	1.064	-.862	.290
PU3	3.26	1.211	-.202	-.918
PU4	3.95	1.043	-1.036	.730
PEU1	2.87	1.238	.064	-1.022
PEU2	3.30	1.089	-.230	-.583
PEU3	3.91	.969	-.969	.985
PEU4	3.91	.981	-.927	.825
BIU1	4.03	1.031	-1.317	1.548
BIU2	3.76	1.037	-.793	.255
BIU3	3.93	1.176	-1.043	.297
BIU4	3.85	1.163	-.865	-.056
SN1	3.62	1.084	-.589	-.197
SN2	3.75	1.070	-.703	.071
SN3	3.84	1.049	-.973	.671
SN4	3.36	1.153	-.243	-.811
PL1	4.01	1.000	-1.117	1.158
PL2	3.55	1.072	-.575	-.013
PL3	4.07	1.035	-1.276	1.449
PL4	3.91	1.115	-.954	.325

Nota: M= Media; DT:Desviación Típica; g¹= asimetría; g²= curtosis.

Fuente: *Elaboración propia.*

Como puede apreciarse a nivel descriptivo los ítems han conseguido medias entre 3 y 4 (categorías de respuesta entre *algo de acuerdo* y *de acuerdo*), excepto en el caso particular PEU1 (M=2.87). Recordemos que el enunciado de este ítem sentencia: “*Utilizar un Entorno Virtual de Enseñanza-Aprendizaje no me supone mucho esfuerzo mental*”. En

el nivel totalmente opuesto situamos al ítem PL3: “*El empleo de los Entornos Virtuales de Enseñanza-Aprendizaje me proporciona flexibilidad para aprender en mi tiempo libre*” con una $M=4.07$. En cuanto a la dispersión de los ítems todos han logrado desviaciones típicas cercanas a 1 o ligeramente inferiores y superiores a dicho valor. Por lo que respecta a la simetría la mayoría de ítems han conseguido valores negativos, lo que denota ligeras concentraciones de valores en la parte alta de las diversas curvas con apuntamientos que oscilan entre los valores cercanos a 0 hasta 1.5. Con estos datos podemos concluir que la normalidad univariante está garantizada, si tenemos en cuenta que valores entre ± 1 se consideran excelentes, mientras que valores inferiores a 1.60, adecuados (George & Mallery, 2011) o inferiores a 2 para la asimetría y entre 2 a 7 para el apuntamiento (Curran et al., 1996).

Para la comprobación de la normalidad multivariante se han calculado diferentes coeficientes mediante el programa STATA v.17 (StataCorp, 2021), exactamente el coeficiente de Mardia para asimetría y curtosis, así como los de Henze-Zikler y el de Doornik-Hansen. Para el primer coeficiente se han obtenido valores de Mardia $mSkewness = 71.10$ ($p < .001$) y Mardia $mKurtosis = 574.21$ ($p < .001$). Por su parte, el coeficiente de Henze-Zikler $= 1.61$ ($p < .001$) y el de Doornik-Hansen $= 463.84$ ($p < .001$). En todos los casos las significaciones estadísticas obtenidas ($p < .001$) apuntan al no cumplimiento del supuesto de normalidad multivariante. Por esta razón y como apreciaremos cuando lleguemos al análisis factorial confirmatorio hemos estimado el modelo resultante a través del procedimiento de Máxima Verosimilitud. Si bien este procedimiento exige la presencia de asimetría univariante, existe la posibilidad de ser un procedimiento plausible para obtener cargas factoriales, aun incumpléndose el supuesto de normalidad multivariante (Beauducel & Herzberg, 2006).

4.2 Fiabilidad de la escala

Para determinar la fiabilidad de la escala como consistencia interna, dado que tenemos una sola administración, hemos calculado el coeficiente de ω de Mc Donald, tanto a cada una de las 5 subescalas de la prueba con a la totalidad de la misma. Los resultados obtenidos son los siguientes.

Tabla 2

Valores de ω de Mc Donald de la escala y las subescalas que la conforman.

Subescalas	ω de Mc Donald	IC
Subescala PU	.830	[.799,.860]
Subescala PEU	.652	[.613,.727]
Subescala BIU	.897	[.879,.916]
Subescala SN	.870	[.847,.893]
Subescala PL	.831	[.801,.860]
Total escala	.947	[.939,.956]

Fuente: *Elaboración propia.*

Como puede apreciarse el valor de ω de Mc Donald de la escala en su totalidad ha sido de $\omega = .947$. Por subescalas los valores obtenidos van desde $\omega = .652$ para la subescala PEU (dificultad de uso percibido) hasta $.897$ para la subescala BIU (intención conductual de uso). Con Katz (2006) podemos afirmar que valores superiores a 0.65 ($\omega > .65$) denotan una fiabilidad aceptable. En nuestro caso, apreciamos que todos están por encima de ese valor y que, además, exceptuando el caso de la dimensión de dificultad de uso percibido, los valores del coeficiente ω están entre $.80$ -. 95

4.3 Análisis factorial exploratorio

En primer lugar describimos las características del Análisis factorial exploratorio implementado. El método de extracción utilizado ha sido el de componentes principales con rotación tipo Vaximax que ha convergido en 8 iteraciones. Finalmente, el criterio utilizado para la selección de los factores ha sido el conocido como criterio *a priori*. En nuestro caso particular la propuesta de 5 factores. Como paso previo a la implementación del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) hemos calculado un conjunto de medidas acerca de su idoneidad. En primer lugar, presentamos el determinante de la matriz $|A| = 0.000104$. Este dato nos revela que la matriz no es una matriz singular, dado que aunque su valor se aproxima a 0 no llega a dicho valor y, por tanto, las variables no son linealmente dependientes.

En segundo lugar, presentamos el valor del coeficiente de adecuación muestral global de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .954$), una medida excelente que garantiza que los pares de correlaciones entre las variables son mucho más importantes que las correlaciones parciales entre las mismas (Klein, 2013 y Vogt, 2005). En cuanto a las medidas de adecuación muestral individuales (*Measure Sampling Adequacy-MSA-*) en la mayoría de casos han alcanzado valores $MSA > .90$. Teniendo en cuenta que valores de $MSA > .50$ se pueden considerar satisfactorios (Lorenzo & Ferrando, 2021) las 20 medidas de adecuación muestral individual calculadas pueden considerarse como muy satisfactorias.

Finalmente, el índice de esfericidad de Bartlett ha logrado un valor de $\chi^2 = 4372.092$ ($gl = 190$, $p = .000$). Valores del índice de esfericidad de Bartlett asociados a probabilidades $p > .05$ no se consideran adecuados. En nuestro caso, el valor de probabilidad asociado al estadístico de Bartlett es $p < .001$, lo que significa que la matriz resultante no es una matriz identidad y existen correlaciones entre las variables más allá de la diagonal de dicha matriz.

Por lo que respecta a los resultados del Análisis Factorial Exploratorio en la siguiente tabla presentamos los principales resultados a este respecto.

Como puede apreciarse la solución factorial resultante ha logrado una varianza explicada del 72.61%. Por factores destaca la dimensión de norma subjetiva con un $\lambda_1 = 5.37$ y una varianza explicada del 26.87%, seguida por la utilidad percibida ($\lambda_2 = 3.09$ y 15.45% varianza explicada), aprendizaje percibido ($\lambda_3 = 2.23$ y 11.16% varianza explicada), facilidad de uso ($\lambda_4 = 2.20$ y 11.03% varianza explicada) e intención conductual de uso ($\lambda_5 = 1.62$ y 8.10% varianza explicada). Por su parte, las variables están muy bien representadas en la solución factorial con comunalidades que oscilan entre $.606$ (BIU 2) y 0.784 (PL4).

Tabla 3

*Matriz de componente rotado**.

Item	Factores					h ²
	1	2	3	4	5	
PU1		.748				.776
PU2		.705				.774
PU3		.337				.690
PU4		.678				.729
PEU1				.302		.789
PEU2				.666		.654
PEU3				.645		.745
PEU4				.720		.752
BIU1					.681	.740
BIU2					.390	.606
BIU3					.881	.737
BIU4					.363	.759
SN1	.793					.730
SN2	.717					.702
SN3	.732					.713
SN4	.741					.701
PL1			.329			.687
PL2			.740			.745
PL3			.583			.713
PL4			.700			.784
λ_n	$\lambda_1=5.37$	$\lambda_2=3.09$	$\lambda_3=2.23$	$\lambda_4=2.20$	$\lambda_5=1.62$	
% σ^2	26.87%	15.45%	11.16%	11.03%	8.10%	

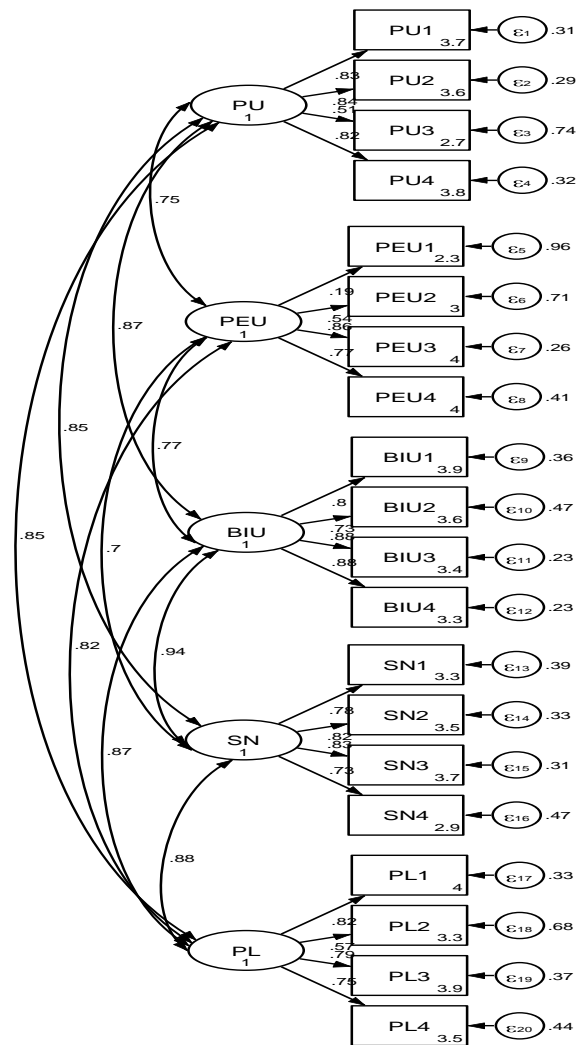
Nota: *Se muestran sólo cargas factoriales $r > .30$

4.4 Análisis factorial confirmatorio

Para la confirmación de la estructura factorial inferida mediante el análisis factorial exploratorio se ha implementado un análisis factorial confirmatorio con un estructura pentadimensional mediante el programa STATA v.17 (StataCorp, 2021). A este respecto, en primer lugar, presentamos la estructura factorial de la escala de medición del modelo ampliado de aceptación de la tecnología.

Figura 2

Diagrama de Sendas sobre la estructura factorial de la Escala de Medición del Modelo Ampliado de Aceptación de la Tecnología



Fuente: *Elaboración propia a través del programa STATA v.17.*

Como puede apreciarse el diagrama de sendas que representa la estructura factorial de la Escala de Medición del Modelo Ampliado de Aceptación de la Tecnología parece confirmar la estructura inicial de 5 factores inferida mediante el análisis factorial exploratorio. En el mismo pueden apreciarse las diferentes cargas factoriales estandarizadas que cada factor ha obtenido en las diversas variables que lo conforman y que van desde un valor mínimo $\lambda_{21} = .19$ (para $PEU \rightarrow PEU_1$) hasta un valor máximo λ_{33} y $\lambda_{34} = .88$ (para $BIU \rightarrow BIU_3$ y para $BIU \rightarrow BIU_4$). En general, exceptuando el caso de la carga factorial de .19 el resto han logrado fuertes cargas factoriales (Costello & Osborne, 2005).

Por otra parte, con Byrne (2008), Byrne (2009) y Hu and Bentler (1999) podemos afirmar que el modelo ha obtenido medidas de bondad de ajuste aceptables, a saber $\chi^2 (160 \text{ gl}) = 465.890$; $\chi^2/\text{gl} = 2.91$; CFI = .929; SRMR = .05; RMSEA = .07 [.06, .08].

Tabla 4*Medidas de bondad de ajuste del modelo inferido*

Modelo de 5 factores	χ^2	χ^2/gl	CFI	SRMR	RMSEA (IC 90%)
	465.890	2.91	.929	.05	.077 [.069,.085]

Elaboración propia.

4.5 Invarianza factorial por género

Como ya avanzamos en otro apartado nuestra muestra está desequilibrada de acuerdo con la variable género. El número de unidades muestrales de género femenino triplica al masculino. Por esta razón, hemos implementado el cálculo de la invarianza factorial. Para este fin hemos utilizado 4 procedimientos o modelos diferentes, a saber: configuracional (M_1), métrico (M_2), escalar (M_3) y estricto (M_4) tomando en consideración solo las medidas de ajuste CFI (*Comparative Fix Index*) o Índice de Ajuste Comparativo, así como RSMEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) o Error cuadrático promedio de aproximación. Los resultados se muestran en la tabla inmediatamente siguiente.

Tabla 5*Invarianza de medición de la escala de medición del modelo de aceptación de la tecnología*

Modelos	CFI	RMSEA	ΔCFI	ΔRMSEA
Configuracional	.929	.077	-	-
Métrico	.910	.086	.019	.009
Escalar	.907	.085	.003	.001
Estricto	.900	.086	.007	.001

Fuente: Elaboración propia

Para la interpretación de los resultados obtenidos tenemos que partir de que ΔCFI debe ser ≤ 0.01 y ΔRMSEA deber ser ≤ 0.015 (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). Sólo esos resultados son indicadores del cumplimiento de la invarianza factorial. Con mayor detalle apreciamos como en el caso del modelo configuracional hemos obtenido un $\text{CFI} = .929$ y un $\text{RMSEA} = .077$, lo cual permite aceptar el modelo inferido. En relación al modelo métrico apreciamos el único incumplimiento en el caso de $\Delta\text{CFI} = .019 > 0.01$, no así en el caso de $\Delta\text{RMSEA} = .009 < 0.015$. Para el modelo escalar (invarianza de interceptos), tanto $\Delta\text{CFI} = .003 < 0.01$, como $\Delta\text{RMSEA} = .001 < 0.015$ cumplen con el criterio de invarianza factorial. Finalmente, en el modelo estricto, tanto $\Delta\text{CFI} = .007 < 0.01$, como $\Delta\text{RMSEA} = .001 < 0.015$ también cumplen con el criterio de invarianza factorial.

5. Discusión de datos

Si bien actualmente la situación pandémica por la presencia de la covid-19 ha mejorado ostensiblemente, no podemos darla por finalizada en su totalidad. De facto, la presencia de variantes del virus SARS-CoV-2 cada vez más contagiosas y que escapan a la inmunidad de las vacunas puede provocar un nuevo aumento exponencial de los casos y, por consiguiente, la toma de medidas de prevención, en las que de nuevo podrían incluirse el regreso a las enseñanzas no presenciales o semipresenciales. En este contexto, por consiguiente, parece oportuno seguir proponiendo EVEA en los niveles de educación superior que, no sólo deben existir por razones de urgencia (Bozkurt et al., 2020), sino sobre todo porque pueden ser una oportunidad para transformar la pandemia sanitaria en un proceso de enseñanza-aprendizaje de calidad (González-Villa et al., 2022). Este escenario puede ser el lugar adecuado donde el alumnado adquiera toda una gama de competencias compatibles con una sociedad altamente digitalizada (Área-Moreira et al., 2020). A todo ello debemos añadir que, además, los EVEA ya poseían un fuerte arraigo en la sociedad actual (Hassani et al., 2022; Infante-Moro et al., 2022) por lo cual son una estrategia que parece haber venido para quedarse.

6. Conclusiones del estudio

El presente trabajo tiene como objetivo fundamental analizar la evidencia de validez de constructo, fiabilidad de las puntuaciones e invarianza factorial de acuerdo con el género de una Escala de Medición del Modelo Ampliado de Aceptación a la Tecnología (EMMAAT) en una muestra de estudiantes de educación superior de la República Dominicana. A este respecto, debemos destacar que los principales hallazgos sugieren que la escala debe ser interpretada como una escala conformada en torno a 5 factores o dimensiones, con una adecuada fiabilidad como consistencia interna y donde la invarianza factorial de acuerdo con el género ha sido garantizada.

La validación de constructo de la escala se ha implementado mediante el cálculo de sendos análisis factoriales (exploratorio y confirmatorio). El primer análisis factorial de naturaleza exploratoria ha inferido una estructura factorial de tipo pentadimensional coincidente con la escala original de Urquidi-Martín et al. (2019). En ambos casos, además, las unidades muestrales objeto de estudio han sido estudiantes de educación superior de España y República Dominicana, respectivamente. Por su parte, el análisis factorial confirmatorio ha refrendado dicha estructura lográndose adecuadas medidas de ajuste.

En cuanto a la fiabilidad de las puntuaciones como consistencia interna debemos recordar que la escala en su conjunto ha obtenido un valor muy alto, así como sus respectivas dimensiones, si exceptuamos el caso de la dimensión de dificultad del uso percibido. Y esto puede haber ocurrido porque como se demuestra en algunos estudio, entre otros los de Schepers and Wetzels (2007) y Venkatesh and Davis (2000), la dificultad de uso de la tecnología no parece ser un elemento clave en el modelo de aceptación de la tecnología y sus variantes posteriores. No obstante, estos resultados relacionados con la fiabilidad del instrumento apoyan la presencia de una escala altamente consistente y estable.

Por lo que respecta a la presencia del fuerte desequilibrio muestral por razón de género se revisó la invarianza de medida de acuerdo a dicha variable con el objeto de no llegar a conclusiones sesgadas tras el desarrollo del análisis factorial confirmatorio. Los resultados

obtenidos tras el desarrollo de la invarianza factorial revelaron que la estructura pentadimensional resulta equivalente, tanto para hombres, como para mujeres. En ese sentido, se puede afirmar que la estructura factorial resultante es sólida y robusta para ambos y no presenta sesgo hacia alguno de estos grupos. Estos resultados apoyan que el instrumento validado es acreedor de la invarianza factorial por razón de género (Van De Schoot et al., 2015).

7. Limitaciones del estudio

Sin menoscabo de todo lo anterior el estudio presenta ciertas limitaciones de naturaleza metodológica y a tomar en consideración. En primer lugar, al tratarse de un estudio que todavía se encuentra en desarrollo, creemos que un tamaño muestral más amplio en el futuro ayudará a reducir las distancias que median entre las medidas de los estadísticos y los parámetros de referencia. En segundo lugar, podemos señalar como una limitación también la selección no probabilista de la población de estudio. De haberse seguido este procedimiento hubiera sido posible limitar el desequilibrio muestral por razón de género. No obstante, no es menos cierto que, el cumplimiento de la invarianza factorial ha corregido esta amenaza, aunque será un aspecto a tener en cuenta en la próxima investigación que se desarrollará en breve con una muestra más amplia. Dicha investigación tendrá como cometido confirmar un modelo de mediación serial múltiple con dos variables, a saber, la utilidad percibida en el uso de un EVEA y el aprendizaje percibido tomando en consideración la mediación de la norma subjetiva, la facilidad de uso y la intención de uso bajo la fundamentación de un modelo ampliado de aceptación de la tecnología.

8. Financiación

El presente trabajo forma parte de un proyecto de investigación financiado por el ISFODOSU (Instituto Superior de Formación Docente Salomé Ureña) de la República Dominicana con referencia VRI-INV-G-2020-26 y titulado "*Utilidad y competencias percibidas por estudiantes universitarios dominicanos en Entornos Virtuales de Aprendizaje: un análisis de mediación serial*".

Validation of a scale of the Extended Technology Acceptance Model in the dominican context

1. Introduction

Virtual Teaching-Learning Environments (VLEs) are already an established reality that has been further reinforced due to the Covid-19 pandemic and the new educational needs (Área-Moreira et al., 2020) that have arisen as a result of this global emergency. This is the starting point of the present research, aiming to complement the existing scientific literature on virtual teaching-learning environments within the context of the Covid-19 crisis among students pursuing higher education in the Dominican Republic.

As a reference, we will consider the adaptation and validation of an information gathering instrument composed of a series of dimensions (perceived usefulness, ease of use, subjective norms, and intention to use) related to perceived learning (PL) in VLE contexts. Thus, the present research is based on an explanatory theoretical model built upon the Technology Acceptance Model (TAM) and subsequent variations, which serve as cornerstones for new models and pedagogical methodologies within VLEs.

2. Literature Review

There is a great amount and diversity of studies that evidence a greater presence of new methodologies and active learning. Among the most recent ones, notable examples include those by Mohamed (2021), Rodríguez-Sabiote et al. (2020), Roitsch et al. (2021), and Tan et al. (2021). In this context, and due to the crisis caused by the Covid-19 pandemic, the global population has been forced to endure periods of confinement. Specifically in the educational field, the most significant effect has been the replacement of in-person classrooms in schools, institutes, universities, and other educational centers with virtual classrooms and environments. Thus, the processes that were already underway have been accelerated, and many of these changes and innovations that had been established in our daily lives due to the new reality have finally come to stay. As a result, both students and teachers have been compelled to adapt to online learning and distance education within a short period of time, giving rise to a new educational model in the so-called post-Covid era (Lockee, 2021).

In light of this panorama, VLEs gain significant strength and presence. VLEs are understood as "software applications designed to facilitate pedagogical communication among participants in an educational process, whether it is completely remote, in-person, or of a mixed nature, combining both modalities in various proportions" (Adell et al., 2004, p.4). For all these reasons, VLEs are considered a highly potential and functional alternative as they effectively and efficiently combine technology and pedagogy, enabling the execution of learning activities and tasks in various subjects within virtual environments or classrooms, where both students and teachers visualize and access different educational resources (Báez-Estrada & Ossandón Núñez, 2015; Cabero-Almenara et al., 2022). However, we must not ignore the fact that not everything is advantageous, and there are critical voices regarding VLEs. With Saza-Garzón (2016), we present some of the issues associated with VLEs, highlighting the so-called digital gap as the first concern. This issue can affect both

students, whose economic conditions deprive them of the necessary technological elements for a successful teaching-learning process in virtual environments, and teachers with fewer technological competencies. Not to mention the prior attitude of these teachers towards Information and Communication Technologies (ICTs) and how this attitude could contribute to a more positive perception of VLEs (Barroso-Osuna et al., 2018; Cabero-Almenara & Llorente-Cejudo, 2020; Ruiz-Aquino et al., 2022). Secondly, we emphasize the ethical and axiological commitment that students must adhere to regarding their teaching practices, to avoid academic dishonesty (Hodgkinson et al., 2016; Zolfaghari, 2016). Finally, we highlight Quality beyond PL. In this regard, there are many criticisms focused on whether students really learn what is necessary within a virtual environment compared to what can be learned in a traditional face-to-face setting (Ferreras-García et al., 2022; Cabero-Almenara et al., 2022).

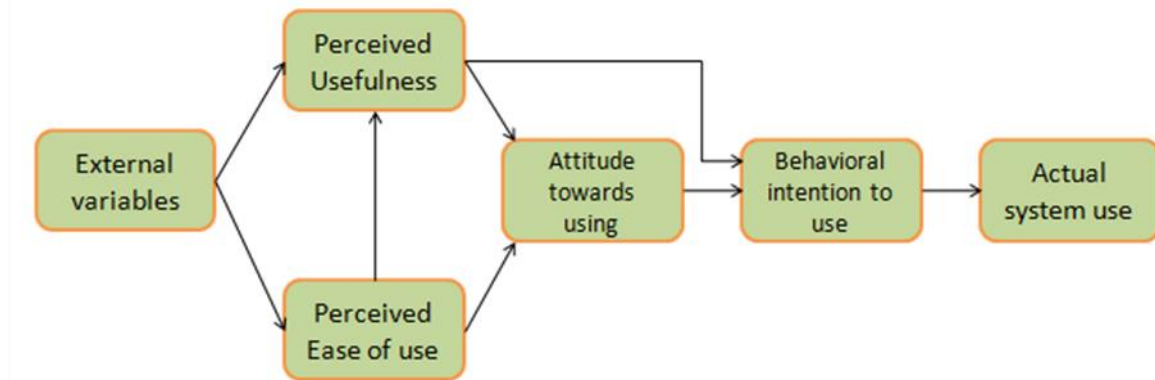
At this point, we need to focus on the understanding that students have about these educational environments and the influence they exert on them. Therefore, it is important to consider the different factors or variables compiled by Urquidi-Martín et al. (2019) that can be decisive in positively influencing PL.

- Perceived usefulness (PU): This variable measures users' perception of the subjective likelihood that their productivity or performance will improve by using specific tools in a given context and evaluating the consequences of their behavior (Davis, 1989).
- Ease of use: This variable refers to the extent to which users consider the use of a specific innovation to require no additional effort (Davis, 1989).
- Subjective norm (SN): It represents the social pressures exerted by relevant individuals on students who receive their classes in a VLE with the aim of influencing these users to perform a certain action or behavior. Abdullah and Ward (2016) found a positive and statistically significant correlation between SN and the factors of PU and Intention to Use in the context of e-learning.
- Intention to use: This variable measures the user's perception of the intended use and probable utility of an innovation. VLEs can lead to greater commitment to the students' own learning process (Deng & Tavares, 2013).

All of the above is epistemologically supported by the TAM proposed by Davis (1989), of which we have previously mentioned some distinctive features. The TAM is based on the Theory of Reasoned Action (TRA) by Ajzen and Fishbein (1980) and the subsequent Theory of Planned Behavior (TPB) by Ajzen (1985), which incorporated dimensions such as SN. According to these theories, people's behavior can be predicted by their intentions and attitudes. The TAM provides a theoretical basis for understanding and evaluating user acceptance of new technologies and allows for the development and implementation of better systems. This model includes the aforementioned variables, except for SN (taken from the TPB), namely perceived usefulness, ease of use, attitudes toward use, and intention to use. The model can be schematically described using the following figure.

Figure 1

Technology Acceptance Model



Source: Davis (1989)

3. Method

3.1 Participants

The sample size of the present study consisted of 327 students from 12 public and private universities or higher education institutions in the Dominican Republic. Of the participants, 258 were women and the remaining 69 were men, with ages ranging from 17 to 54 years ($M=25.05$, $SD=6.79$). The sampling method used does not follow a specific sampling technique, as the administered instrument was made available to the target population in an online format. The target population is approximately 580,000 individuals (students enrolled in higher education in the Dominican Republic in the 2020-2021 academic year, which is the latest year for which data is available). For this particular study, the sample size was determined based on the following parameters: significance level $(1-\alpha) = 0.95$, sampling error = $\pm 5\%$, and unknown proportions $p=q=0.5$. After considering these parameters, a sample size of approximately $N=385$ was determined, and the instrument was administered online. The sample attrition amounted to 51 participants (15.59%), which should not be a cause for concern since the focus is primarily on the proportion of participants per variable (STV: subject to variables). In our particular case, the resulting STV quotient is 16.35 ($327/20$). While the minimum value of STV is relative and depends on the consulted author, a minimum value of 10 is advisable (Garson, 2008). Our value comfortably exceeds this threshold ($16.35 > 10$). Furthermore, the data collection process is further explained in detail in the Procedure section

3.2 Data Collection Instrument

The data collection instrument used in our research is a Likert-type scale consisting of 5 response categories (ranging from 1 - strongly disagree... 5 - strongly agree), with 5 dimensions and 20 items in total, with 4 items per dimension. The dimensions included in

the scale are: PU, perceived ease of use (PEU), behavioral intention to use (BIU), SN, and PL. The instrument also includes various identification variables, such as the university or higher education institution to which the student belongs, their gender, and their age. The instrument was designed and validated by Urquidi-Martín et al. (2019), and previous works by Arteaga and Duarte (2010), Davis (1989), Najmul Islam (2013), Premkumar and Bhattacharjee (2008), Sánchez-Prieto, Olmos-Miguelañez, and García-Peñalvo (2016), Venkatesh and Davis (2000), and Liaw (2008) were taken into account during its development.

3.3 Procedure

For the administration of the data collection instrument, an online survey procedure was created using Google Forms. Data was collected from January to April 2022, and the collected information was stored in an Excel spreadsheet. Currently, additional data is still being collected for future research purposes. Additionally, two field researchers conducted on-site visits to the data collection locations in order to encourage student participation.

4. Analysis and Results

For the analysis of the collected data, we have used various approaches. Firstly, we conducted a preliminary descriptive analysis, which also served to check the assumptions of univariate and multivariate normality, as well as the reliability of the scale as internal consistency. Secondly, we performed an EFA to explore the factorial structure of the scale in relation to the 5 underlying dimensions. Before conducting the EFA, we checked the necessary assumptions, such as sample adequacy measures and the sphericity index. Thirdly, to confirm the resulting structure from the exploratory approach, we conducted a CFA. Finally, due to the imbalance in the sample sizes, with a higher proportion of males compared to females, we conducted factorial invariance testing by gender. The purpose of factorial invariance is to verify that the measurement properties of the instrument or its items are independent of the evaluated group characteristics (in our case, gender: male vs female), but not independent of the construct that the instrument is measuring.

4.1 Preliminary analysis of the items

Firstly, for the descriptive preliminary analysis of the items (means, standard deviations, skewness, and kurtosis coefficients), we used the SPSS program v.28 (IBM, 2021).

As can be noted from the descriptive analysis, the items obtained means between 3 and 4 (response categories ranging from somewhat disagree to agree), except for the specific item PEU1 ($M=2.87$). Recall that the statement of this item states: "Using a Virtual Teaching-Learning Environment does not require much mental effort." At the opposite end, we have item PL3: "The use of Virtual Teaching-Learning Environments provides me with flexibility to learn in my free time" with $M=4.07$. Regarding the dispersion of the items, all of them achieved standard deviations close to 1 or slightly above and below that value. As for skewness, most items obtained negative values, indicating slight concentrations of values in the upper part of the various curves, with kurtosis ranging from values close to 0 up to 1.5.

Based on these data, we can conclude that univariate normality is guaranteed, considering that values between ± 1 are considered excellent, while values below 1.60 are considered adequate (George & Mallery, 2011) for skewness, and values below 2 for skewness and between 2 to 7 for kurtosis (Curran et al., 1996).

Table 1

Descriptive analysis of the scale items

Item	M	SD	g ¹	g ²
PU1	3.83	1.049	-.848	.366
PU2	3.83	1.064	-.862	.290
PU3	3.26	1.211	-.202	-.918
PU4	3.95	1.043	-1.036	.730
PEU1	2.87	1.238	.064	-1.022
PEU2	3.30	1.089	-.230	-.583
PEU3	3.91	.969	-.969	.985
PEU4	3.91	.981	-.927	.825
BIU1	4.03	1.031	-1.317	1.548
BIU2	3.76	1.037	-.793	.255
BIU3	3.93	1.176	-1.043	.297
BIU4	3.85	1.163	-.865	-.056
SN1	3.62	1.084	-.589	-.197
SN2	3.75	1.070	-.703	.071
SN3	3.84	1.049	-.973	.671
SN4	3.36	1.153	-.243	-.811
PL1	4.01	1.000	-1.117	1.158
PL2	3.55	1.072	-.575	-.013
PL3	4.07	1.035	-1.276	1.449
PL4	3.91	1.115	-.954	.325

Note: M= Mean; SD: Standard Deviation; g1= Skewness; g2= Kurtosis.

Source: Authors' own elaboration.

For the verification of multivariate normality, different coefficients have been calculated using the STATA program v.17 (StataCorp, 2021). Specifically, the Mardia coefficient for skewness and kurtosis, as well as the Henze-Zikler and Doornik-Hansen coefficients. For the Mardia coefficient, the values obtained are Mardia mSkewness = 71.10 ($p < .001$) and Mardia mKurtosis = 574.21 ($p < .001$). As for the Henze-Zikler coefficient, it is 1.61 ($p < .001$), and for the Doornik-Hansen coefficient, it is 463.84 ($p < .001$). In all cases, the obtained statistical significances ($p < .001$) indicate a failure to meet the assumption of multivariate normality. For this reason, as we will see when we get to the confirmatory factor analysis, we have estimated the resulting model using the Maximum Likelihood procedure. Although

this procedure requires the presence of univariate skewness, it is still a plausible approach to obtain factor loadings even when the assumption of multivariate normality is violated (Beauducel & Herzberg, 2006).

4.2 Scale reliability

To determine the internal consistency reliability of the scale, given that we have a single administration, we have calculated the coefficient McDonald's ω value for each of the 5 subscales of the test and for the entire scale. The obtained results are as follows.

Table 2

McDonald's ω values of the scale and its subscales

Subscales	McDonald's ω value	IC
Subscale PU	.830	[.799,.860]
Subscale PEU	.652	[.613,.727]
Subscale BIU	.897	[.879,.916]
Subscale SN	.870	[.847,.893]
Subscale PL	.831	[.801,.860]
Total Scale	.947	[.939,.956]

Source: Own elaboration

As can be seen, the McDonald's ω value for the entire scale was $\omega=.947$. For the subscales, the obtained values ranged from $\omega=.652$ for the PEU subscale to .897 for the BIU subscale (behavioral intention to use). According to Katz (2006), values above 0.65 ($\omega>.65$) indicate acceptable reliability. In our case, we observe that all values are above that threshold, and, except for the PEU dimension, the ω coefficient values range from .80-.95.

4.3 Exploratory Factor Analysis (EFA)

First, we will describe the characteristics of the implemented EFA. The extraction method used was principal component analysis with Varimax rotation, which converged in 8 iterations. Finally, the criterion used for factor selection was the a priori criterion, specifically proposing 5 factors. As a preliminary step to implementing the EFA, we calculated a set of measures regarding its suitability. First, we present the determinant of the IAI matrix = 0.000104. This value reveals that the matrix is not singular, as it approaches but does not reach 0, indicating that the variables are not linearly dependent.

Second, we present the value of the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure of sampling adequacy, with a value of $KMO=.954$, an excellent measure that guarantees that the pairwise correlations between variables are much more important than the partial correlations among them (Klein, 2013 and Vogt, 2005). Regarding the individual measures

of sampling adequacy (MSA), in most cases, they reached MSA values $>.90$. Considering that MSA values $>.50$ can be considered satisfactory (Lorenzo & Ferrando, 2021), the 20 calculated individual measures of sampling adequacy can be considered very satisfactory.

Finally, the Bartlett's test of sphericity yielded a value of $\chi^2= 4372.092$ ($df=190$, $p=.000$). Values of the Bartlett's test of sphericity associated with $p>.05$ are not considered adequate. In our case, the p-value associated with the Bartlett's test statistic is $p<.001$, which means that the resulting matrix is not an identity matrix and there are correlations between variables beyond the diagonal of that matrix.

Regarding the results of the EFA, the main findings are presented in the following table.

Table 3

Rotated Component Matrix*

Item	Factors					h ²
	1	2	3	4	5	
PU1		.748				.776
PU2		.705				.774
PU3		.337				.690
PU4		.678				.729
PEU1				.302		.789
PEU2				.666		.654
PEU3				.645		.745
PEU4				.720		.752
BIU1					.681	.740
BIU2					.390	.606
BIU3					.881	.737
BIU4					.363	.759
SN1	.793					.730
SN2	.717					.702
SN3	.732					.713
SN4	.741					.701
PL1			.329			.687
PL2			.740			.745
PL3			.583			.713
PL4			.700			.784
λ_n	$\lambda_1=5.37$	$\lambda_2=3.09$	$\lambda_3=2.23$	$\lambda_4=2.20$	$\lambda_5=1.62$	
$\% \sigma^2$	26.87%	15.45%	11.16%	11.03%	8.10%	

Note: *Only factor loadings $r>.30$ are shown.

As can be seen, the resulting factor solution has achieved an explained variance of 72.61%. Among the factors, the SN dimension stands out with a λ_1 of 5.37 and an explained

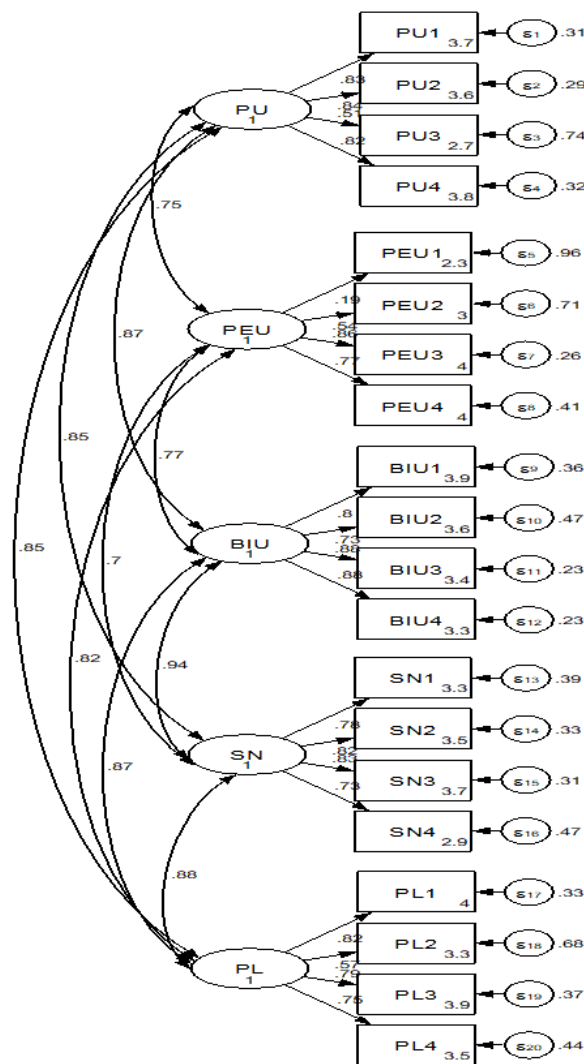
variance of 26.87%, followed by PU ($\lambda^2=3.09$ and 15.45% explained variance), PL ($\lambda^3=2.23$ and 11.16% explained variance), ease of use ($\lambda^4=2.20$ and 11.03% explained variance), and BIU ($\lambda^5=1.62$ and 8.10% explained variance). Furthermore, the variables are well represented in the factor solution, with communalities ranging from .606 (BIU 2) to 0.784 (PL4).

4.4 Confirmatory Factor Analysis (CFA)

To confirm the factor structure inferred through the exploratory factor analysis, a CFA with a pentadimensional structure was conducted using STATA v.17 (StataCorp, 2021). In this regard, first, we present the factor structure of the measurement scale for the extended TAM.

Figure 2

Path diagram of the factorial structure of the Measurement Scale for the Extended Technology Acceptance Model



Source: Own elaboration using STATA v.17

As can be seen, the path diagram representing the factorial structure of the Measurement Scale for the Extended TAM appears to confirm the initial 5-factor structure inferred through exploratory factor analysis. The diagram displays the standardized factor loadings that each factor obtained on the various variables comprising it, ranging from a minimum value of $\lambda_{21}=.19$ (for PEU→PEU1) to a maximum value of λ_{33} and $\lambda_{34}=.88$ (for BIU→BIU3 and BIU→BIU4). Overall, except for the factor loading of .19, the remaining loadings have achieved strong factor loadings (Costello & Osborne, 2005).

Furthermore, following Byrne (2008), Byrne (2009), and Hu and Bentler (1999), we can affirm that the model has obtained acceptable fit indices, namely $\chi^2 (160 \text{ df}) = 465.890$; $\chi^2/\text{df} = 2.91$; CFI = .929; SRMR = .05; RMSEA = .07 [.06, .08].

Table 4

Goodness-of-fit measures of the inferred model

5-factor Model	χ^2	χ^2/gl	CFI	SRMR	RMSEA (IC 90%)
	465.890	2.91	.929	.05	.077 [.069,.085]

Source: Own elaboration

4.5 Factorial invariance by gender

As mentioned earlier, our sample is unbalanced with respect to the gender variable. The number of female units in the sample is three times higher than the number of male units. For this reason, we have conducted factorial invariance analysis. To this end, we used four different procedures or models: configural (M1), metric (M2), scalar (M3), and strict (M4), considering only the fit measures CFI (Comparative Fit Index) and RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation). The results are presented in the table below.

Table 5

Measurement invariance of the Technology Acceptance Model measurement scale

Models	CFI	RMSEA	ΔCFI	ΔRMSEA
Configural	.929	.077	-	-
Metric	.910	.086	.019	.009
Scalar	.907	.085	.003	.001
Strict	.900	.086	.007	.001

Source: Own elaboration

To interpret the results, we need to consider that ΔCFI should be $\leq .01$ and ΔRMSEA should be $\leq .015$ (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). Only these results indicate factorial invariance. In more detail, we observe that the configural model achieved CFI = .929

and RMSEA = .077, which supports the acceptance of the inferred model. Regarding the metric model, the only non-compliance is $\Delta\text{CFI} = .019 > .01$, while $\Delta\text{RMSEA} = .009 < .015$. For the scalar model (intercept invariance), both $\Delta\text{CFI} = .003 < .01$ and $\Delta\text{RMSEA} = .001 < .015$ meet the criterion for factorial invariance. Finally, in the strict model, both $\Delta\text{CFI} = .007 < .01$ and $\Delta\text{RMSEA} = .001 < .015$ also meet the criterion for factorial invariance.

5. Data Discussion

Although the pandemic situation caused by the presence of COVID-19 has significantly improved, we cannot consider it fully concluded. In fact, the presence of increasingly contagious variants of the SARS-CoV-2 virus that can evade vaccine immunity may lead to a new exponential increase in cases, and consequently, the implementation of preventive measures, which could include a return to non-face-to-face or semi-face-to-face education. In this context, therefore, it seems appropriate to continue proposing VLEs in higher education, not only due to the urgency of the situation (Bozkurt et al., 2020) but primarily because they can be an opportunity to transform the health crisis into a high-quality teaching and learning process (González-Villa et al., 2022). This scenario can provide students with a wide range of competencies compatible with a highly digitized society (Área-Moreira et al., 2020). Additionally, it is worth mentioning that VLEs already had a strong presence in today's society (Hassani et al., 2022; Infante-Moro et al., 2022), making them a strategy that seems to be here to stay.

6. Study Conclusions

The main objective of this study was to analyze the evidence of construct validity, score reliability, and factorial invariance according to gender of a Measurement Scale of the Extended TAM in a sample of higher education students in the Dominican Republic. In this regard, it is worth highlighting that the main findings suggest that the scale should be interpreted as a scale composed of 5 factors or dimensions, with adequate reliability as internal consistency, and where factorial invariance according to gender has been ensured.

The construct validation of the scale was conducted through the calculation of exploratory and confirmatory factor analyses. The EFA revealed a pentadimensional factor structure consistent with the original scale by Urquidi-Martín et al. (2019). In both cases, the study samples consisted of higher education students from Spain and the Dominican Republic, respectively. Moreover, the CFA confirmed this structure, achieving adequate fit measures.

Regarding score reliability as internal consistency, it is important to note that the overall scale obtained a very high value, as well as its respective dimensions, except for the PEU dimension. This could be attributed to previous studies, such as those by Schepers and Wetzels (2007) and Venkatesh and Davis (2000), which suggest that the PEU of technology may not be a key element in the technology acceptance model and its subsequent variations. However, these results related to the reliability of the instrument support the presence of a highly consistent and stable scale.

Concerning the presence of a significant gender imbalance in the sample, the measurement invariance was examined according to gender in order to avoid biased conclusions after the development of the confirmatory factor analysis. The results obtained from the factorial invariance analysis revealed that the pentadimensional structure is equivalent for both men and women. Therefore, it can be affirmed that the resulting factorial structure is solid and robust for both genders and does not show bias towards either group. These results support the claim that the validated instrument possesses factorial invariance according to gender (Van De Schoot et al., 2015).

7. Limitations of the Study

Despite the aforementioned strengths, the study has certain methodological limitations that need to be taken into consideration. Firstly, since the study is still ongoing, we believe that a larger sample size in the future will help reduce the discrepancies between the measured statistics and the reference parameters. Secondly, the non-probabilistic selection of the study population can also be considered a limitation. If a probabilistic procedure had been followed, it would have been possible to mitigate the gender imbalance in the sample. However, it is worth noting that the fulfillment of factorial invariance has addressed this potential threat, although it will be an aspect to consider in the upcoming research, which will be conducted shortly with a larger sample. This research aims to confirm a multiple serial mediation model with two variables: PU in the use of a VLE and PL, taking into account the mediation of SN, ease of use, and intention to use, based on an extended TAM.

8. Funding

This study is part of a research project funded by ISFODOSU (Superior Institute of Teacher Training Salomé Ureña) in the Dominican Republic, with reference VRI-INV-G-2020-26, entitled "Perceived Usefulness and Competencies of Dominican University Students in Virtual Learning Environments: An Analysis of Multiple Serial Mediation."

References

- Abdullah, F. & Ward, R. (2016). Developing a General Extended Technology Acceptance Model for E-Learning (GETAMEL) by analysing commonly used external factors. *Computers in Human Behavior*, 56, 238- 256. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.11.036>
- Adell, J., Castellet, J. M., & Pascual, J. (2004). *Selección de un entorno virtual de enseñanza/aprendizaje de código fuente abierto para la Universitat Jaume I*. Centro de Educación y Nuevas Tecnologías de la UJI.
- Ajzen I. (1985). From intention to actions: A theory of planned behavior. In J. Kuhland & J. Beckman (Eds), *Action-control: From cognitions to behavior* (pp.11-39). Springe.

- Ajzen, I. & Fishbein, M. (1980). *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*. Prentice-Hall.
- Área-Moreira, M.; Bethencourt-Aguilar, A. & Martín-Gómez, S. (2020). De la enseñanza semipresencial a la enseñanza online en tiempos de Covid-19. *Visiones del alumnado. Campus Virtuales*, 9(2), 35-50.
- Arteaga, R. & Duarte, A. (2010). Motivational factors that influence the acceptance of Moodle using TAM. *Computer in Human Behavior*, 26(6), 1632-1640. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2010.06.011>
- Báez-Estradas, M. L. & Ossandón Núñez, Y. (2015). Propiedades psicométricas de la escala de presencia social de las mentes en red y su aplicación en el Entorno Virtual de Enseñanza Aprendizaje UTAméd. *Universitas Psychologica*, 14(3), 843-854.
- Beaducel, A., & Herberg, P.Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 13, 186- 203. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1302_2
- Barroso-Osuna, J., Cabero-Almenara, J. & Gutiérrez-Castillo, J.J. (2018). La producción de objetos de aprendizaje en realidad aumentada por estudiantes universitarios. Grado de aceptación de esta tecnología y motivación para su uso. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 23 (79), 1261-1283.
- Bozkurt, A., Jung, I., Xiao, J., Vladimirschi, V., Schuwer, R., Egorov, G., Lambert, S. R., Al-freih, M., Pete, J., Olcott, D., Rodes, V., Aranciaga, I., Bali, M., Alvarez, A. V., Roberts, J., Pazurek, A., Raffaghelli, J. E., Panagiotou, N., Coëtlogon, P., Shahadu, S.,...Paskevicius, M. (2020). A global outlook to the interruption of education due to Covid-19 Pandemic: navigating in a time of uncertainty and crisis. *Asian Journal of distance Education*, 1(15), 1-126. <https://doi.org/10.5281/zenodo.3878572>
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872–882.
- Byrne, B. (2009). *Structural equation modelling with AMOS: Basic concepts, applications and programming (2nd ed.)*. Routledge/Taylor and Francis.
- Cabero-Almenara, J. & Llorente-Cejudo, C. (2020). Covid-19: transformación radical de la digitalización en las instituciones universitarias. *Campus Virtuales*, 9(2), 25-34.
- Cabero-Almenara, J., Barroso-Osuna, J., Gutiérrez-Castillo, J. J., & Palacios Rodríguez, A. (2022). Desarrollando competencias digitales y emprendedoras en Pedagogía. Grado de aceptación de una propuesta formativa. *RiiTE Revista Interuniversitaria de Investigación en Tecnología Educativa*, (12), 49–63. <https://doi.org/10.6018/riite.522441>
- Costello, A.B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis. Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/yj1-4868>

- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to non normality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods* 1, 16–29.
- Davis, F.D. (1989). Perceived Usefulness, Perceived Ease of Use and User Acceptance of Information Technology. *MIS Quarterly*, 13, 319-340.
- Deng, L., & Tavares, N. (2013). From Moodle to Facebook: exploring students' motivation and experiences in online communities. *Computers & Education*, 68, 167-176. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2013.04.028>
- IBM Corp. Released 2021. *IBM SPSS Statistics for Windows, Version 28.0*. IBM Corp.
- Garson D. G. (2008). *Factor analysis: Statnotes: North Carolina State University Public Administration Program*. <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/factor.htm>.
- George, D., & Mallery, M. (2011). *Using SPSS for Windows step by step: a simple guide and reference 18.0 Update (11th ed.)*. Allyn & Bacon/Pearson.
- González-Villa, A., Regueira, U. & Gewerc, A. (2022). Hacia la enseñanza en línea. Estudio mixto de una reestructuración metodológica en pandemia. *Campus Virtuales*, 11(2), 21-37. <https://doi.org/0.54988/cv.2022.2.973>
- Hassani, E., Gelard, P., Sharifzadeh, F., & Azad, N. (2022). The Impact of Learning organizations on Employee Performance with an Emphasis on network Communication Approach. *Education in the Knowledge Society*, 23, e26817. <https://doi.org/10.14201/eks.26817>
- Hodgkinson, T., Curtis, H., MacAlister, D., & Farrell, G. (2016). Student academic dishonesty: The potential for situational prevention. *Journal of Criminal Justice Education*, 27(1), 1-18. <http://dx.doi.org/10.1080/10511253.2015.1064982>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Infante-Moro, A., Infante-Moro, J. C., & Gallardo-Pérez, J. (2022). Análisis de la virtualización de la docencia en el Máster de Turismo de la Universidad de Huelva durante el Covid-19: docentes versus estudiantes. *Campus Virtuales*, 11(2), 197-208. <https://doi.org/10.54988/cv.2022.2.1199>
- Najmul Islam, A.K.M. (2013). Investigating e-learning system usage outcomes in the university context. *Computer & Education*, 69, 387–399. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2013.07.037>
- Ferreras-García, R.; Sales-Zaguirre, J., & Serradell-López, E. (2022). Generic competences and learning results during the COVID-19 pandemic: a comparative study. *Campus Virtuales*, 11(2), 147-160. <http://dx.doi.org/10.54988/cv.2022.2.1177>
- Katz, M.H. (2006). *Multivariate analysis*. University Press.
- Klein, G. (2013). *The Cartoon Introduction to Statistics*. Hill & Wang.
- Liaw, S.S. (2008). Investigating students' perceived satisfaction, behavioral intention, and effectiveness of e-learning: A case study of the Blackboard system. *Computers & Education*, 51(2), 864–873. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2007.09.005>

- Lockee, B. B. (2021). Online education in the post-COVID era. *Nature Electronics*, 4(1), 5-6. <https://doi.org/10.1038/s41928-020-00534-0>
- Lorenzo, U., & Ferrando, P. J. (2021). MSA: The Forgotten Index for Identifying Inappropriate Items Before Computing Exploratory Item Factor Analysis. *Methodology*, 17(4), 296-306. <https://doi.org/10.5964/meth.7185>
- Mohamed, A.S. (2021). Experience Sharing on Virtual COOP Training to Mechanical Engineering Students during the COVID-19 Pandemic. *Sustainability*, 13(20), 1-16. <https://doi.org/10.3390/su132011401>
- Premkumar, G., & Bhattacharjee, A. (2008). Explaining information technology usage: A test of competing models. *Omega*, 36, 64–75. <https://doi.org/10.1016/j.omega.2005.12.002>
- Rodríguez-Sabiote, C., Úbeda-Sánchez, Á.M., Álvarez-Rodríguez, J., & Álvarez-Ferrándiz, D. (2020). Active Learning in an Environment of Innovative Training and Sustainability. Mapping of the Conceptual Structure of Research Fronts through a Bibliometric Analysis. *Sustainability*, 12, 8012. <https://doi.org/10.3390/su12198012>
- Roitsch, J., Moore, R.L., & Horn, A.L. (2021). Lessons learned: What the COVID-19 global pandemic has taught us about teaching, technology, and students with autism spectrum disorder. *Journal of Enabling Technologies*, 15(2), 108-116. <https://doi.org/10.1108/JET-12-2020-0053>
- Ruiz-Aquino, M., Borneo, E., Alanía-Contreras R. D., García, E.S. & Zevallos, U. (2022). Actitudes hacia las TIC's y uso de los entornos virtuales en docentes universitarios en tiempos de la pandemia de la COVID-19. *Publicaciones*, 53(3), 197-120. <https://doi.org/10.30827/publicaciones.v52i3.22270>
- Sánchez-Prieto, J.C., Olmos-Migueláñez, S., & García-Peñalvo, F.J. (2016). Informal tools in formal contexts: Development of a model to assess the acceptance of mobile technologies among teachers. *Computer Human Behaviour*, 55, 519-528. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.07.002>
- Saza-Garzón, I. D. (2016). Estrategias didácticas en tecnologías web para ambientes virtuales de aprendizaje. *Praxis*, 12(1), 103-110. <https://doi.org/10.21676/23897856.1851>
- Schepers, J., & Werzels, M. (2007). A meta-analysis of the technology acceptance model; investigating subjective norm and moderations effects. *Information y Management*, 44(1), 90-103. <https://doi.org/10.1016/j.im.2006.10.007>
- StataCorp. (2021). *Stata Statistical Software: Release 17*. College Station, TX: StataCorp LLC.
- Tan, K.H., Chan, P.P., & Said, N.E.M. (2021). Higher Education Students' Online Instruction Perceptions: A Quality Virtual Learning Environment. *Sustainability*, 13(19), 1-24. <https://doi.org/10.3390/su131910840>
- Van De Schoot, R., Schmidt, P., De Beuckelaer, A., Lek, K., & Zondervan-Zwijnenburg, M. (2015). Measurement invariance. *Frontiers in Psychology*, 6, 1-4. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01064>

- Venkatesh, V. & Davis F. D. (2000). A theoretical extension of the technology acceptance model: four longitudinal field studies. *Management Science*, 46(2), 186-205. <https://doi.org/10.1287/mnsc.46.2.186.11926>
- Venkatesh, V., & Bala, H. (2008). Technology Acceptance Model 3 and a Research Agenda on Interventions. *Decision Sciences*, 39, 273-315. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5915.2008.00192.x>
- Vogt, W.P. (2005). *Dictionary of Statistics & Methodology: A Nontechnical Guide for the Social Sciences*. Sage.
- Urquidi Martín, A. C., Calabor Prieto, M. S. & Tamarit Aznar, C. (2019). Entornos virtuales de aprendizaje: modelo ampliado de aceptación de la tecnología. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 21, e22, 1-12. <https://doi.org/10.24320/redie.2019.21.e22.1866>
- Zolfaghari, A. (2016). Review of Academic Dishonesty among College Students. *Review of European Studies*, 8(4), 154-166. <https://dx.doi.org/10.5539/res.v8n4158>

Cómo citar:

- Rodríguez-Sabiote, C., Valerio-Peña, A. T., & Batista-Almonte, R. (2023). Validación de una escala del Modelo Ampliado de Aceptación de la Tecnología en el contexto dominicano [Validation of a scale of the Extended Technology Acceptance Model in the dominican context]. *Pixel-Bit. Revista de Medios y Educación*, 68, 217-244. <https://doi.org/10.12795/pixelbit.100352>