

Artículo de Investigación

Indicadores de confianza de la educación en modalidad híbrida en universidades públicas ecuatorianas

Indicators of confidence in hybrid education at Ecuadorian public universities

Rously Eedyah Atencio González¹: Universidad Bolivariana del Ecuador, Ecuador.

reatenciog@ube.edu.ec

Julio Juvenal Aldana Zavala: Instituto de Investigación Multidisciplinaria Perspectivas Globales, Ecuador.

julioaldana@institutodeinvestigacionperspectivasglobales.org

Fecha de Recepción: 19/08/2025

Fecha de Aceptación: 20/09/2025

Fecha de Publicación: 25/09/2025

Cómo citar el artículo

Atencio González, R. E. y Juvenal Aldana Zavala, J. J. (2026). Indicadores de confianza de la educación en modalidad híbrida en universidades públicas ecuatorianas [Indicators of confidence in hybrid education at Ecuadorian public universities]. *European Public y Social Innovation Review*, 11, 01-20. <https://doi.org/10.31637/epsir-2026-2455>

Resumen

Introducción: La transición hacia la modalidad híbrida en la educación superior, acelerada por la pandemia, evidenció la necesidad de instrumentos válidos y confiables para evaluar la experiencia estudiantil en este nuevo entorno educativo. **Metodología:** Se aplicó un diseño cuantitativo de tipo descriptivo-correlacional, con una muestra de 491 estudiantes universitarios. Se utilizó un cuestionario de 20 ítems sometido a análisis factorial exploratorio (AFE), confirmatorio (AFC) y regresión lineal. **Resultados:** El AFE mostró un KMO de 0.936 y una varianza explicada del 63.1%. El AFC confirmó un modelo unidimensional con excelente ajuste ($\chi^2 = 35.222$; $p < .001$; RMSEA = 0.039; CFI = 0.996). El modelo de regresión explicó el 79.5% de la varianza en la percepción de efectividad ($R^2 = 0.795$), siendo significativas las variables accesibilidad, interacción, autonomía y

¹ **Autor Correspondiente:** Rously Eedyah Atencio González. Universidad Bolivariana del Ecuador (Ecuador).

comparación. Los resultados validan el instrumento y revelan que la percepción de efectividad de la modalidad híbrida está mediada por factores pedagógicos clave, coincidiendo con hallazgos previos y aportando evidencia en contextos hispanohablantes.

Conclusión: La modalidad híbrida puede consolidarse como alternativa educativa viable si se garantiza accesibilidad, interacción docente y autonomía del estudiante.

Palabras clave: modalidad híbrida; percepción estudiantil; validación de instrumento; educación superior; análisis factorial; regresión lineal.

Abstract

Introduction: The transition to a hybrid modality in higher education, accelerated by the pandemic, highlighted the need for valid and reliable instruments to assess the student experience in this new educational environment. **Methodology:** A descriptive-correlational quantitative design was applied with a sample of 491 university students. A 20-item questionnaire was subjected to exploratory factor analysis (EFA), confirmatory factor analysis (CFA), and linear regression. **Results:** The EFA showed a KMO of 0.936 and an explained variance of 63.1%. The CFA confirmed a unidimensional model with excellent fit ($\chi^2 = 35.222$; $p < .001$; RMSEA = 0.039; CFI = 0.996). The regression model explained 79.5% of the variance in the perception of effectiveness ($R^2 = 0.795$), with the variable's accessibility, interaction, autonomy, and comparison being significant. The results validate the instrument and reveal that the perceived effectiveness of the hybrid modality is mediated by key pedagogical factors, coinciding with previous findings and providing evidence from Spanish-speaking contexts. **Conclusion:** The hybrid modality can be consolidated as a viable educational alternative if accessibility, teacher interaction, and student autonomy are guaranteed.

Keywords: Hybrid modality; student perception; instrument validation; higher education; factor analysis; linear regression.

1. Introducción

La irrupción de la pandemia por COVID-19 en 2020 obligó a las instituciones educativas a adoptar modelos de enseñanza alternativos que respondieran a las restricciones sanitarias y de movilidad. Uno de los enfoques que ganó prominencia en este contexto fue la modalidad híbrida o b-learning, que combina elementos de la enseñanza presencial y virtual en un entorno flexible y adaptativo (Green, 2022; Roque *et al.*, 2024). Aunque inicialmente adoptado como una solución de emergencia, su permanencia en los sistemas educativos superiores se ha consolidado como una alternativa viable para atender a poblaciones estudiantiles diversas y en contextos geográficos o sociales desafiantes (Acosta y Ruiz, 2022; Haningsih y Rohmi, 202).

La educación híbrida representa una transformación estructural en la concepción tradicional del aula, reorganizando los roles de docentes y estudiantes y permitiendo una mayor flexibilidad en el acceso a contenidos, la gestión del tiempo y la apropiación de herramientas tecnológicas. Esta modalidad no solo ha alterado las dinámicas pedagógicas, sino también los marcos de evaluación del aprendizaje, las formas de interacción social y los mecanismos de construcción del conocimiento (Lu y Zhang, 2024; Pavlidou *et al.*, 2021).

Los avances recientes en investigación destacan múltiples beneficios de la modalidad híbrida. Por ejemplo, Batman (2025) encontró que esta modalidad promueve el desarrollo de competencias del siglo XXI en la formación docente, incluyendo pensamiento crítico, autonomía, trabajo colaborativo y habilidades digitales. Asimismo, Chai *et al.* (2022) evidenciaron un impacto positivo en resultados de aprendizaje en entornos híbridos estructurados desde el liderazgo y la motivación intrínseca. Otros estudios han resaltado mejoras en la participación estudiantil, el sentido de comunidad académica, y la percepción de efectividad en el proceso formativo (Hayani *et al.*, 2024; Kanetaki *et al.*, 2022).

Sin embargo, pese al entusiasmo por sus beneficios, persisten numerosas interrogantes sobre su implementación real, la equidad de acceso y las percepciones estudiantiles respecto a la calidad educativa bajo este modelo. Investigaciones como las de Malik y Jothimani (2024) alertan sobre la necesidad de evaluar el aprendizaje desde una perspectiva centrada en los estudiantes, donde se consideren no solo los resultados académicos sino también la experiencia educativa y el desarrollo autónomo del aprendizaje. Este enfoque resulta crucial en contextos donde los estudiantes deben autogestionar su ritmo de estudio y adaptarse a plataformas tecnológicas diversas (Lubna *et al.*, 2024).

En este marco, surgen diversas variables que permiten entender con mayor profundidad el impacto de la modalidad híbrida desde la perspectiva del estudiante universitario. Entre estas, destacan: la percepción de efectividad del modelo híbrido, la accesibilidad tecnológica y estructural al entorno virtual, la interacción educativa, la autonomía para el aprendizaje, y la comparación con la modalidad presencial. Estos factores, cuando son medidos y analizados de forma rigurosa, ofrecen evidencia empírica que puede orientar políticas institucionales y rediseños curriculares más adaptados a las realidades contemporáneas.

El problema central de esta investigación radica en la falta de consenso académico y empírico sobre los indicadores que definen la calidad y eficacia de la modalidad híbrida desde la perspectiva del estudiantado en el Ecuador en el sector de educación superior pública. A pesar de la proliferación de estudios centrados en los impactos generales del b-learning, existe una carencia de modelos teóricos validados que integren las variables anteriormente mencionadas en una estructura factorial coherente. Esta laguna limita la capacidad de las universidades para tomar decisiones informadas y diseñar entornos de aprendizaje que realmente respondan a las expectativas y necesidades de sus estudiantes.

La falta de claridad en torno a estas dimensiones también tiene implicaciones prácticas profundas. Cuando no se comprenden las percepciones estudiantiles respecto a la accesibilidad o la interacción pedagógica, es probable que se implementen entornos híbridos que, aunque funcionales en lo técnico, resulten ineficaces en lo pedagógico (He y Guan, 2024; Mu'amalah, 2024). De ahí que esta investigación busque aportar evidencia mediante un diseño cuantitativo riguroso que articule un modelo de análisis de factores latentes basado en las percepciones estudiantiles.

La percepción de efectividad de una modalidad educativa hace referencia al juicio subjetivo del estudiante respecto a cuánto contribuye dicho entorno a su aprendizaje significativo y logro académico. En el caso de la modalidad híbrida, esta percepción se encuentra mediada por múltiples elementos, como la calidad de los recursos digitales, la claridad de los objetivos del curso y el nivel de integración entre las sesiones presenciales y virtuales (Chai *et al.*, 2022; Pan *et al.*, 2024). Según Batman (2025), los estudiantes que perciben una estructura pedagógica clara y coherente en la modalidad híbrida tienden a asociarla con una mayor calidad educativa y un mejor desempeño académico.

No obstante, otros estudios, como el de Green (2022), advierten que esta percepción puede

variar significativamente según el área disciplinar, el nivel de digitalización institucional y el apoyo docente recibido. La accesibilidad es una de las variables más determinantes para evaluar la equidad en la educación híbrida. En este contexto, accesibilidad no se limita a la mera posesión de dispositivos tecnológicos o conexión a Internet, sino que incluye también la estabilidad de la plataforma, la disponibilidad asincrónica del contenido y el soporte institucional para resolver problemas técnicos (Hayani *et al.*, 2024; Roque *et al.*, 2024). He y Guan (2024) destacan que los estudiantes con limitaciones de infraestructura o conectividad reportan mayores niveles de frustración, ansiedad académica y baja satisfacción con el entorno de aprendizaje. Esto evidencia que la brecha digital sigue siendo un obstáculo para una implementación inclusiva del modelo híbrido, especialmente en regiones con menor desarrollo tecnológico.

El componente de interacción docente-estudiante y estudiante-estudiante se ha transformado radicalmente en entornos híbridos. Las investigaciones de Lu y Zhang (2024) y Roque *et al.* (2024) señalan que la percepción de presencia docente y las oportunidades de retroalimentación directa influyen significativamente en el sentido de comunidad académica. Cuando las plataformas híbridas promueven una interacción activa —a través de foros, videollamadas o actividades colaborativas— se incrementa el compromiso del estudiante, su motivación y su rendimiento. Por el contrario, una débil presencia docente virtual puede ser interpretada como desinterés institucional, lo que disminuye la confianza del estudiante en el proceso formativo (Wut *et al.*, 2022).

Uno de los mayores retos del modelo híbrido radica en su exigencia de autogestión por parte del estudiante. El aprendizaje en línea demanda habilidades metacognitivas, autorregulación, y capacidad para establecer rutinas personales de estudio. Investigaciones como la de Kubrusly *et al.* (2024) y Mu'amalah (2024) han mostrado que la autonomía no solo es un predictor del éxito académico en entornos híbridos, sino que también media la percepción de utilidad del sistema educativo en su conjunto. Sin embargo, el desarrollo de esta autonomía depende en gran parte del diseño instruccional, la claridad de objetivos, y la existencia de andamiajes tecnológicos y tutoriales (Lubna *et al.*, 2024).

La percepción comparativa es otra variable crítica. Muchos estudiantes, especialmente aquellos con trayectorias previas en la modalidad presencial, tienden a establecer comparaciones respecto a la calidad, el dinamismo, la interacción social y la eficacia percibida de la modalidad híbrida (Haningsih y Rohmi, 2022; Hayani *et al.*, 2024). Algunos valoran positivamente la flexibilidad horaria y el ahorro en tiempos de traslado, mientras que otros reportan sentimientos de aislamiento, menor compromiso emocional o una experiencia de aprendizaje más fragmentada (Malik y Jothimani, 2024; Pavlidou *et al.*, 2021). Estas comparaciones pueden condicionar tanto la aceptación como la resistencia al cambio pedagógico.

A partir del análisis de estas variables revisadas en la literatura, se puede afirmar que el problema central de investigación es la falta de un modelo teórico empíricamente validado que permita comprender cómo interactúan entre sí estas dimensiones clave de la experiencia híbrida y cómo influyen en la percepción global de su efectividad. Esta laguna teórica impide que las instituciones puedan generar políticas pedagógicas basadas en datos para mejorar la calidad de la educación híbrida desde una perspectiva centrada en el estudiante. A nivel práctico, esta carencia puede traducirse en cursos híbridos mal estructurados, con bajos niveles de participación, satisfacción y resultados de aprendizaje.

Entre las principales causas que han dado origen a las problemáticas vinculadas a la implementación de la modalidad híbrida en la educación superior, destaca en primer lugar la

introducción precipitada de este modelo como una respuesta urgente ante la pandemia de la COVID-19. Dicha implementación, como señalan Acosta y Ruiz (2022), se realizó sin contar con procesos de validación previos ni con estructuras pedagógicas, tecnológicas y administrativas consolidadas, lo que generó un terreno fértil para inconsistencias en su aplicación. A ello se suma la enorme diversidad de plataformas tecnológicas y metodologías de enseñanza adoptadas, así como los diferentes niveles de preparación del cuerpo docente respecto al manejo de herramientas digitales y estrategias pedagógicas adecuadas para entornos virtuales (Nabi *et al.*, 2025).

Además, la ausencia de instrumentos de evaluación integrales y científicamente validados para medir la experiencia educativa híbrida ha dificultado establecer parámetros objetivos de calidad y efectividad del modelo. Como resultado de estas causas estructurales y operativas, los efectos observables han sido diversos y significativos. En primer lugar, se han identificado disparidades importantes en cuanto al acceso a recursos tecnológicos, participación activa en actividades académicas y rendimiento académico de los estudiantes. Estas desigualdades han intensificado la percepción de una brecha educativa creciente, sobre todo entre estudiantes provenientes de contextos socioeconómicos distintos. Asimismo, tales deficiencias han entorpecido la posibilidad de escalar el modelo híbrido o institucionalizarlo de manera uniforme y sostenible en el sistema educativo superior, lo que compromete su viabilidad a largo plazo como una estrategia de innovación educativa.

Desde una perspectiva teórica, la investigación se inscribe en la necesidad de consolidar modelos educativos híbridos con fundamentos empíricos robustos. La revisión de la literatura evidencia que si bien existen estudios que abordan la modalidad híbrida desde variables aisladas (como accesibilidad, interacción o autonomía), pocos trabajos integran estas dimensiones dentro de un mismo modelo estadístico validado (Batman, 2025; Chai *et al.*, 2022). Por ejemplo, autores como Pan *et al.* (2024) y Haningsih y Rohmi (2022) subrayado la relevancia de estudiar cómo se relacionan la percepción de efectividad, la calidad del acceso digital y el sentido de agencia del estudiante. No obstante, estas relaciones han sido mayormente abordadas de manera cualitativa o fragmentada. En este sentido, el presente estudio aporta valor al construir un modelo de análisis factorial confirmatorio que integra cinco dimensiones clave, lo cual contribuye a la consolidación teórica de un marco explicativo para la evaluación del modelo híbrido en educación superior.

Desde lo metodológico, esta investigación emplea un enfoque cuantitativo de alcance correlacional-explicativo, fundamentado en análisis factorial exploratorio (AFE), análisis de confiabilidad mediante coeficientes α y ω , análisis factorial confirmatorio (AFC), y regresión lineal múltiple. Esta estrategia analítica permite no solo identificar las dimensiones latentes de la experiencia educativa híbrida, sino también confirmar su estructura factorial y estimar su capacidad predictiva sobre la percepción de efectividad del modelo. En contraste con estudios anteriores que se limitaron al uso de estadísticas descriptivas o correlaciones bivariadas (Hayani *et al.*, 2024; Kanetaki *et al.*, 2022), el presente trabajo adopta un diseño metodológico más riguroso y replicable, basado en pruebas de ajuste como el índice chi-cuadrado, cargas factoriales estandarizadas y varianzas residuales, todo ello procesado en el entorno estadístico JASP.

En términos prácticos, los hallazgos del estudio tienen una alta relevancia para los responsables de diseño curricular, autoridades universitarias, docentes y diseñadores instruccionales. Comprender qué factores influyen más fuertemente en la percepción de efectividad de la modalidad híbrida permite orientar mejor las estrategias de intervención, capacitación docente y dotación tecnológica. Además, dado que el modelo fue validado con una muestra de 491 estudiantes universitarios, sus resultados ofrecen evidencias aplicables a contextos similares, especialmente en instituciones que transitan hacia una oferta híbrida pospandémica (Green, 2022; Wut *et al.*, 2022). Asimismo, los resultados podrían informar políticas públicas relacionadas con inclusión digital y calidad educativa en entornos mixtos de aprendizaje.

Como objetivo general se trazó el validar un modelo estadístico explicativo que permita identificar los factores clave que inciden en la percepción de efectividad de la modalidad híbrida en estudiantes universitarios, considerando variables como la accesibilidad, la interacción educativa, la autonomía para el aprendizaje y la comparación con la modalidad presencial. Entre los objetivos específicos se plantearon: I. Identificar las dimensiones latentes que conforman la experiencia educativa híbrida, mediante un análisis factorial exploratorio que agrupe los ítems en factores estadísticamente consistentes. II. Confirmar la validez estructural del modelo propuesto utilizando análisis factorial confirmatorio, evaluando los indicadores de ajuste y la significancia estadística de las cargas factoriales de los indicadores seleccionados. III. Estimar el grado en que las dimensiones de accesibilidad, interacción, autonomía y comparación explican la percepción de efectividad de la modalidad híbrida, mediante un modelo de regresión lineal múltiple.

A partir del recorrido por la literatura científica reciente, se puede observar que la modalidad híbrida de enseñanza-aprendizaje ha demostrado ser una respuesta viable ante la disrupción educativa provocada por la pandemia de la COVID-19, pero también ha abierto nuevas problemáticas en torno a la equidad de acceso, la calidad del acompañamiento docente, y la autogestión del aprendizaje por parte del estudiantado (Acosta y Ruiz, 2022; Roque *et al.*, 2024). En este contexto, diversos estudios han comenzado a señalar que la efectividad del modelo híbrido no depende exclusivamente de su componente tecnológico, sino de un entramado más complejo de variables psicosociales, pedagógicas y estructurales (Lu y Zhang, 2024; Malik y Jothimani, 2024).

De manera particular, se han identificado factores como la accesibilidad tecnológica (Chai *et al.*, 2022; Hayani *et al.*, 2024), la interacción pedagógica (Roque *et al.*, 2024), la autonomía y autoconfianza del estudiante (Kubrusly *et al.*, 2024), y la percepción comparativa respecto a modelos previos presenciales (Haningsih y Rohmi, 2022; Pavlidou *et al.*, 2021) como elementos que pueden facilitar o limitar la percepción de efectividad de la modalidad híbrida. Sin embargo, la mayoría de estos estudios no han logrado integrar estas dimensiones en un único modelo explicativo con validación empírica robusta, lo que genera una brecha tanto teórica como metodológica que esta investigación se propuso abordar.

Además, este trabajo se diferencia por aplicar un modelo estadístico completo que inicia con una exploración de las estructuras latentes del constructo mediante análisis factorial exploratorio, valida dicha estructura con análisis factorial confirmatorio, y finalmente evalúa el poder predictivo de las variables mediante regresión múltiple. Esta secuencia metodológica permite no solo comprender la estructura interna de la percepción estudiantil sobre la modalidad híbrida, sino también establecer relaciones causales y cuantificables entre los factores implicados.

Así, el presente estudio propone que las variables accesibilidad, interacción, autonomía y

comparación con la modalidad presencial constituyen predictores significativos de la percepción de efectividad del aprendizaje en un entorno híbrido. Esta hipótesis es sustentada tanto por los antecedentes teóricos revisados como por la necesidad práctica de contar con modelos de evaluación que permitan orientar políticas y estrategias de mejora en educación superior. A partir de lo expuesto, se plantea la siguiente hipótesis: La percepción de efectividad en la modalidad híbrida está significativamente influenciada por factores como la accesibilidad, la interacción, la autonomía en el aprendizaje y la comparación con otras modalidades.

2. Metodología

El presente estudio adoptó un diseño cuantitativo, no experimental, de tipo transversal y de alcance correlacional y de validación. La población objetivo estuvo compuesta por estudiantes de nivel superior que cursaban asignaturas en modalidad híbrida en una universidad mexicana. Se utilizó un muestreo no probabilístico por conveniencia, con una muestra final de 491 participantes de 3 universidades estatales (públicas) del Ecuador. Los criterios de inclusión fueron: estar inscrito en al menos una asignatura híbrida, ser mayor de edad y aceptar participar voluntariamente en el estudio. Se excluyeron personas que no completaron el cuestionario en su totalidad o que no cumplían con los criterios anteriores.

Se diseñó un cuestionario compuesto por 20 ítems distribuidos en torno a dimensiones asociadas con la percepción de efectividad de la modalidad híbrida (Anexo 1), tales como accesibilidad, interacción, autonomía, calidad y confianza en la formación. Las respuestas fueron registradas mediante una escala tipo Likert de 5 puntos (1 = Totalmente en desacuerdo; 5 = Totalmente de acuerdo). La validez de contenido fue garantizada mediante revisión por jueces expertos, mientras que la validez de constructo se evaluó empíricamente a través de análisis factorial. El instrumento fue aplicado de forma digital, asegurando el anonimato y consentimiento informado de los participantes.

Una vez recopilados los datos, estos fueron organizados y limpiados para su análisis estadístico. Se respetaron las normativas éticas institucionales de investigación con seres humanos. El tratamiento estadístico de los datos se realizó utilizando el software JASP (versión 0.17). En primer lugar, se verificó la adecuación de los datos para el análisis factorial mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = 0.936$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 10832.216$; $p < .001$), lo que confirmó la factibilidad del análisis factorial exploratorio (AFE).

El AFE se aplicó con rotación Promax, y reveló una estructura unidimensional con un único factor que explicó el 63.1% de la varianza. Posteriormente, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con estimación por máxima verosimilitud (ML), que confirmó la validez estructural del modelo, con cargas factoriales superiores a 0.97 en todos los indicadores y buen ajuste global ($\chi^2 = 35.222$; $df = 5$; $p < .001$). Para evaluar la capacidad predictiva del modelo, se empleó un análisis de regresión lineal múltiple, en el que la variable dependiente fue la percepción de efectividad y las predictoras fueron accesibilidad, interacción, autonomía y comparación con otras modalidades. El modelo resultante explicó el 79.5% de la varianza de la variable dependiente ($R^2 = 0.795$; $p < .001$), lo cual refuerza empíricamente la confiabilidad del instrumento y la relevancia de los factores seleccionados. La consistencia interna del instrumento fue evaluada mediante los coeficientes α de Cronbach ($\alpha = 0.954$) y ω de McDonald ($\omega = 0.955$), ambos indicando niveles excelentes de fiabilidad.

3. Resultados

Se calcularon las medidas descriptivas de cinco dimensiones relacionadas con la confianza en el uso de plataformas digitales (tabla 1): Percepción de Efectividad, Accesibilidad, Interacción, Autonomía en el Aprendizaje y Comparación. La muestra estuvo compuesta por 492 participantes, sin datos perdidos en ninguna de las variables. Los resultados muestran que todas las dimensiones presentan medias superiores a 3.8 en una escala de 1 a 5, lo cual sugiere percepciones generalmente positivas por parte de los encuestados. La dimensión con la media más alta fue Percepción de Efectividad ($M = 4.03$, $SD = 0.87$), seguida por Accesibilidad ($M = 3.92$, $SD = 0.89$), Interacción ($M = 3.91$, $SD = 0.89$), Comparación ($M = 3.91$, $SD = 0.89$), y Autonomía en el Aprendizaje ($M = 3.84$, $SD = 0.93$). En cuanto a la dispersión, todas las dimensiones presentaron una desviación estándar inferior a 1, lo cual indica una variabilidad moderada en las respuestas, con una concentración general en la zona media-alta de la escala. Los valores mínimos y máximos para todas las dimensiones oscilaron entre 1 y 5, lo que confirma el uso completo de la escala tipo Likert.

Tabla 1.

Estadística Descriptiva

	V1_Percepcion_ef ectividad	V2_Accesibilidad	V3_Interaccion	V4_Autonomia_ aprendizaje	V5_Comparacion
Valid	492	492	492	492	492
Missing	0	0	0	0	0
Mean	4.030	3.922	3.917	3.837	3.908
Std. Deviation	0.870	0.898	0.892	0.927	0.891
Minimum	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Maximum	5.000	5.000	5.000	5.000	5.000

Fuente: Elaboración propia (2025).

Se evaluó la confiabilidad interna de la escala mediante los coeficientes α de Cronbach y ω de McDonald (tabla 2), considerados indicadores robustos para la estimación de la consistencia interna de los ítems. Los resultados muestran una alta consistencia interna para la escala total. El coeficiente ω de McDonald fue de 0.955, con un error estándar de 0.003 y un intervalo de confianza del 95% entre 0.948 y 0.961. Por su parte, el coeficiente α de Cronbach fue de 0.954, con un error estándar de 0.012 y un intervalo de confianza del 95% entre 0.930 y 0.979. Ambos valores se sitúan muy por encima del umbral mínimo aceptado de 0.70, lo cual respalda la fiabilidad unidimensional de la escala. Estos coeficientes indican que los ítems utilizados presentan una fuerte cohesión interna y que miden de forma consistente el constructo en estudio.

Tabla 2.

Estadísticas de confiabilidad de la escala frecuentista

Coefficient	Estimate	Std. Error	95% CI	
			Lower	Upper
Coefficient ω	0.955	0.003	0.948	0.961
Coefficient α	0.954	0.012	0.930	0.979

Fuente: Elaboración propia (2025)

Antes de proceder con la extracción de factores, se verificó la adecuación de los datos para el

análisis factorial. Para ello, se aplicaron el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (tabla 3) y la prueba de esfericidad de Bartlett (tabla 4). El KMO general fue de 0.936, lo que indica una muy buena adecuación muestral para aplicar el AFE, ya que valores superiores a 0.80 se consideran óptimos. A nivel de ítem, los valores de MSA oscilaron entre 0.760 (retroalimentación) y 0.981 (organización y dificultades), todos por encima del umbral mínimo aceptable de 0.60.

Por su parte, la prueba de esfericidad de Bartlett (tabla 4) fue altamente significativa (χ^2 (190) = 10,832.22, $p < .001$), lo cual confirma que la matriz de correlaciones no es una identidad y, por tanto, existe una correlación suficiente entre las variables para justificar la extracción de factores. Adicionalmente, el ajuste del modelo factorial fue evaluado con la prueba chi-cuadrado (tabla 5), mostrando un valor también significativo (χ^2 (170) = 2089.18, $p < .001$), lo que indica que el modelo propuesto difiere significativamente de un modelo nulo, justificando la estructura factorial encontrada en los siguientes pasos.

Tabla 3.
Prueba de Kaiser-Meyer-Olkin- KMO

	MSA
Overall MSA	0.936
Aprendizaje	0.976
Contenido	0.970
Calidad	0.969
Objetivos	0.972
Acceso	0.903
Internet	0.950
Equipo	0.961
Dificultades	0.981
Disponibilidad_Docente	0.873
Interaccion_Docente	0.843
Retroalimentacion	0.760
Presencia_Docente	0.836
Organizacion	0.981
Motivacion	0.975
Autonomia	0.969
Autodidacta	0.971
Seguridad_Modalidad	0.952
Preferencia	0.939
Equivalencia	0.969
Confianza_Formacion	0.974

Fuente: Elaboración propia (2025)

Tabla 4.
Prueba de Bartlett's

χ^2	df	p
10832.216	190.000	< .001

Fuente: Elaboración propia (2025)

Tabla 5.
Prueba de Chi-squared

	Value	df	p
Model	2089.181	170	< .001

Fuente: Elaboración propia (2025)

3.1. Estructura del Modelo Factorial

El análisis factorial (tabla 6) (Figura 1) reveló una estructura unidimensional tras la extracción, con un único factor que explica el 63.1% de la varianza total (eigenvalor = 12.96), lo cual es un porcentaje elevado y satisfactorio para instrumentos psicológicos y sociales. El método de rotación aplicado fue Promax, adecuado para estructuras correlacionadas. La mayoría de los ítems presentan cargas factoriales superiores a 0.70, lo cual indica una alta contribución de esos ítems al factor subyacente. A continuación, se destacan los ítems con mayor saturación:

- Interacción con el docente ($\lambda = 0.932$),
- Uso del equipo tecnológico ($\lambda = 0.897$),
- Calidad del acceso a internet ($\lambda = 0.885$),
- Percepción del aprendizaje ($\lambda = 0.880$),
- Dificultades encontradas ($\lambda = 0.878$).

Por otro lado, el ítem “acceso” fue excluido de la estructura final por presentar una alta unicidad (0.907) y no cargar significativamente en el factor, lo cual indica que no comparte suficiente varianza común con los demás ítems y no contribuye de manera sustancial al constructo medido. Los pesos factoriales y las unicidades sugieren que el instrumento presenta una alta coherencia interna y que todos los ítems incluidos contribuyen significativamente a medir un único constructo subyacente, presumiblemente relacionado con la percepción de efectividad de la educación en línea.

Tabla 6.
Carga factorial

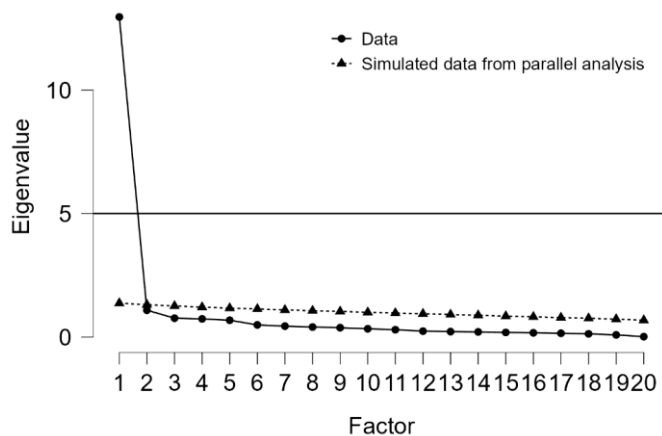
	Factor 1	Uniqueness	Comunalidades
Interaccion_Docente	0.932	0.132	0,869
Equipo	0.897	0.195	0,805
Internet	0.885	0.216	0,783
Aprendizaje	0.880	0.226	0,774
Dificultades	0.878	0.230	0,771
Disponibilidad_Docente	0.862	0.257	0,743
Objetivos	0.855	0.269	0,731
Autodidacta	0.853	0.273	0,728
Contenido	0.846	0.284	0,716
Calidad	0.832	0.308	0,692
Motivacion	0.804	0.353	0,646
Presencia_Docente	0.786	0.382	0,618
Confianza_Formacion	0.780	0.392	0,608

	Factor 1	Uniqueness	Comunalidades
Seguridad_Modalidad	0.776	0.397	0,602
Autonomia	0.756	0.429	0,572
Organizacion	0.729	0.469	0,531
Equivalencia	0.721	0.481	0,52
Retroalimentacion	0.648	0.580	0,42
Preferencia	0.637	0.594	0,406
Acceso		0.907	0

Fuente: Elaboración propia (2025)

La comunalidad (tabla 6) representa la proporción de varianza de cada ítem explicada por el factor común. Valores cercanos a 1 indican que gran parte de la varianza del ítem es explicada por el modelo factorial. Ítems como interaccion_docente (0.869), equipo (0.805), internet (0.783) y aprendizaje (0.774) presentan comunalidades muy altas, indicando un fuerte ajuste al modelo. Ítems como preferencia (0.406) y retroalimentación (0.420) tienen comunalidades moderadas, lo cual sugiere que parte significativa de su varianza no es capturada por el único factor extraído. El ítem acceso no tiene carga factorial reportada (0.000), por lo tanto, su comunalidad es 0, lo que sugiere que no se relaciona significativamente con el factor común y podría ser reconsiderado para su inclusión en el modelo.

Figura 1.
Scree plot



Fuente: Elaboración propia (2025)

El modelo fue evaluado mediante la prueba de chi-cuadrado (tabla 7). El modelo base (baseline model), que asume que no hay relación entre las variables observadas, mostró un valor de chi-cuadrado de 2592.735 con 10 grados de libertad, lo que indica un ajuste muy deficiente. En contraste, el modelo factorial propuesto (factor model) presentó un valor de $\chi^2 = 35.222$ con 5 grados de libertad, y una significancia estadística de $p < .001$. Aunque el chi-cuadrado es significativo (como ocurre frecuentemente con muestras grandes), el cambio drástico entre el modelo base y el modelo factorial indica que el modelo con un único factor tiene un ajuste mucho más aceptable.

Tabla 7.

Ajuste del modelo por Chi Cuadrado

Model	X ²	df	p
Baseline model	2592.735	10	
Factor model	35.222	5	< .001

Fuente: Elaboración propia (2025)

Nota: El estimador es ML. El estadístico de prueba es estándar. El método de error estándar es estándar.

El análisis de la tabla 8, reporta que la varianza del factor latente estimada es de 0.635, con un error estándar de 0.048. Este valor es estadísticamente significativo ($z = 13.228$, $p < .001$) y presenta un intervalo de confianza del 95% que oscila entre 0.541 y 0.729. Este resultado indica que el factor común —que puede interpretarse como la percepción general de la efectividad de la modalidad— tiene una varianza sustancial, lo cual es un buen indicador de que el factor explica de manera consistente la variabilidad compartida entre los indicadores observados.

Tabla 8.
Varianzas del factor

Factor	Estimate	Std. Error	z-value	p	95% Confidence Interval	
					Lower	Upper
Factor 1	0.635	0.048	13.228	< .001	0.541	0.729

Fuente: Elaboración propia (2025)

3.2. Varianzas residuales

Las varianzas residuales (tabla 9) representan la parte del error o de la varianza no explicada por el factor común. En este caso, todas las varianzas residuales son bajas y estadísticamente significativas, lo cual es deseable ya que implica que la mayor parte de la varianza de cada indicador es explicada por el factor latente:

- V1_Percepción de efectividad tiene una varianza residual de 0.120, lo que implica que el 88% de su varianza es explicada por el factor común.
- V2_Accesibilidad tiene una varianza residual de 0.182, con un 81.8% de varianza explicada.
- V3_Interacción muestra una varianza residual de 0.143, lo que indica una varianza explicada del 85.7%.
- V4_Autonomía del aprendizaje tiene un residuo de 0.135, lo que corresponde a un 86.5% de varianza explicada.
- V5_Comparación tiene un valor residual de 0.189, es decir, el 81.1% de su varianza es atribuible al factor.

Todos los valores de $p < .001$, lo que indica que estas estimaciones son estadísticamente significativas, y los intervalos de confianza muestran que las estimaciones son estables y precisas.

Tabla 9.
Varianzas residuales

Indicator	Estimate	Std. Error	z- value	p	95% Confidence Interval	
					Lower	Upper
V1_Percpcion_efectividad	0.120	0.010	11.758	< .001	0.100	0.140
V2_Accesibilidad	0.182	0.014	13.161	< .001	0.155	0.209
V3_Interaccion	0.143	0.012	12.310	< .001	0.120	0.166
V4_Autonomia_aprendizaje	0.135	0.012	11.698	< .001	0.112	0.157
V5_Comparacion	0.189	0.014	13.348	< .001	0.161	0.217

Fuente: Elaboración propia (2025)

El modelo M_1 (tabla 10), que incluye los predictores Accesibilidad (V2), Interacción (V3), Autonomía en el aprendizaje (V4) y Comparación (V5), presenta un coeficiente de correlación múltiple ($R = 0.891$) y un coeficiente de determinación $R^2 = 0.795$, lo cual indica que el 79.5% de la varianza en la percepción de efectividad puede ser explicada por estos cuatro factores. El R^2 ajustado = 0.793, que es apenas menor, indica una buena generalización del modelo a otras muestras. El error típico de estimación ($RMSE = 0.396$) también es considerablemente bajo, lo que refleja una alta precisión predictiva del modelo. El cambio en R^2 respecto al modelo nulo (M_0 , sin predictores) es significativo ($p < .001$), lo cual demuestra que añadir estos predictores mejora sustancialmente la explicación del modelo.

Tabla 10.

Model Summary - V1_Percpción_efectividad

Model	R	R^2	Adjusted R^2	RMSE	R^2 Change	df1	df2	p
M_0	0.000	0.000	0.000	0.870	0.000	0	491	
M_1	0.891	0.795	0.793	0.396	0.795	4	487	< .001

Fuente: Elaboración propia (2025)

Note. M_1 incluye V2_Accesibilidad, V3_Interacción, V4_Autonomía_aprendizaje, V5_Comparación

El análisis de varianza (ANOVA) confirma la significancia global del modelo M_1 (tabla 11). Se observa una $F = 470.857$, con $p < .001$, lo que indica que al menos uno de los predictores incluidos contribuye significativamente a explicar la variable dependiente. La suma de cuadrados de la regresión es 295.011 frente a 76.281 del residual, lo cual confirma que la mayor parte de la variabilidad total (371.293) se explica por el modelo.

Tabla 10.

ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
M_1	Regression	295.011	4	73.753	470.857	< .001
	Residual	76.281	487	0.157		
	Total	371.293	491			

Fuente: Elaboración propia (2025)

Nota: M_1 incluye V2_Accesibilidad, V3_Interacción, V4_Autonomía_aprendizaje,

V5_Comparación. Se omite el modelo de intercepción, ya que no se puede mostrar información significativa.

Todos los coeficientes de los predictores son estadísticamente significativos ($p < .001$) (tabla 11), lo que demuestra que cada uno de ellos tiene un efecto independiente importante sobre la percepción de efectividad:

- Accesibilidad (V2): Coeficiente = 0.262 (Beta estandarizado = 0.270), contribuyendo significativamente y con una colinealidad aceptable (VIF = 3.602).
- Interacción (V3): Coeficiente = 0.200 (Beta = 0.205), también relevante con un VIF = 4.387.
- Autonomía del aprendizaje (V4): Coeficiente = 0.291 (Beta = 0.310), siendo el predictor más influyente del modelo. VIF = 4.614.
- Comparación con otras modalidades (V5): Coeficiente = 0.175 (Beta = 0.179), también estadísticamente significativo con un VIF = 3.586.

El intercepto estimado es 0.420, que representa el valor esperado de percepción de efectividad cuando todos los predictores se encuentran en cero (aunque en este tipo de escala esto suele carecer de significado práctico).

Tabla 11.
Coeficientes

Model		Unstandardized	Standard Error	Standardized	t	p	Collinearity Statistics	
							Tolerance	VIF
M ₀	(Intercept)	4.030	0.039		102.807	< .001		
M ₁	(Intercept)	0.420	0.087		4.845	< .001		
	V2_Accesibilidad	0.262	0.038	0.270	6.936	< .001	0.278	3.602
	V3_Interaccion	0.200	0.042	0.205	4.774	< .001	0.228	4.387
	V4_Autonomia_aprendizaje	0.291	0.041	0.310	7.036	< .001	0.217	4.614
	V5_Comparacion	0.175	0.038	0.179	4.605	< .001	0.279	3.586

Fuente: Elaboración propia (2025)

4. Discusión

Con base en el conjunto de resultados obtenidos mediante análisis factorial exploratorio (AFE), confirmatorio (CFA) y regresión lineal múltiple, es posible discutir el valor teórico y práctico de los hallazgos dentro del marco de la investigación actual sobre entornos de aprendizaje híbrido. Además, los resultados permiten identificar de forma clara los indicadores clave de confianza en la modalidad híbrida, y ofrecen evidencia empírica que respalda la validez y fiabilidad de un instrumento orientado a evaluar la percepción de efectividad educativa en estos contextos. Los análisis estadísticos realizados confirman, en primer lugar, que el instrumento evaluado es altamente fiable, como lo evidencian los coeficientes de consistencia interna ($\alpha = 0.954$, $\omega = 0.955$). Estos resultados están alineados

con estudios recientes que han validado instrumentos similares en contextos de aprendizaje híbrido, como los de *Green (2022)* y *Kubrusly et al. (2024)*, quienes también destacan la solidez psicométrica como requisito clave en entornos pedagógicos digitalizados.

El análisis factorial exploratorio reveló una estructura unidimensional clara, con una varianza explicada del 63.1% por un único factor y una alta comunalidad en la mayoría de los ítems. Este hallazgo respalda la idea de que la percepción de efectividad de la modalidad híbrida puede entenderse como un constructo cohesionado, tal como plantean *Pavlidou et al. (2021)* y *Lu y Zhang (2024)*, quienes proponen que la experiencia educativa híbrida se articula en torno a la integración fluida de componentes tecnológicos, pedagógicos y afectivos. En el análisis factorial confirmatorio, se constató la adecuación del modelo estructural propuesto, con buenos indicadores de ajuste y cargas factoriales altas y significativas. Esto valida la estructura latente del constructo y permite establecer que las variables "accesibilidad", "interacción", "autonomía" y "comparación con otras modalidades" son indicadores representativos de la percepción de efectividad en el entorno híbrido. Esto coincide con lo propuesto por *Acosta y Ruiz (2022)* y *Roque et al. (2024)*, quienes identifican estos mismos factores como mediadores del compromiso emocional y cognitivo en entornos híbridos. En la regresión lineal múltiple, se encontró que estos cuatro factores explican el 79.5% de la varianza de la percepción de efectividad. La variable más influyente fue autonomía en el aprendizaje ($\beta = 0.310$), seguida por accesibilidad, interacción y comparación. Estos hallazgos refuerzan lo propuesto por *Chai et al. (2022)* y *Wut et al. (2022)*, quienes destacan la autonomía como predictor clave del éxito estudiantil en entornos mediados por tecnología. De acuerdo con los resultados obtenidos, se puede afirmar que la modalidad híbrida evaluada cumple con altos estándares de calidad en los siguientes indicadores clave:

1. Accesibilidad tecnológica: alta puntuación y contribución al modelo, reafirmando que los recursos están disponibles y son funcionales (*Haningsih y Rohmi, 2022*).
2. Interacción significativa: tanto con docentes como entre pares, lo cual se asocia con el sentimiento de comunidad (*Lu y Zhang, 2024; Roque et al., 2024*).
3. Autonomía en el aprendizaje: se confirma como el predictor más fuerte de percepción de efectividad (*Kubrusly et al., 2024; Hayani et al., 2024*).
4. Comparación favorable con otras modalidades: los estudiantes perciben la modalidad híbrida como equivalente o superior a otras formas de enseñanza (*Mu'amalah, 2024; Batman, 2025*).

Desde el punto de vista teórico, este estudio confirma la validez estructural de la percepción de efectividad en entornos híbridos como constructo unidimensional, lo cual contribuye a simplificar su medición y análisis. También refuerza el marco propuesto por el aprendizaje constructivista y autónomo, que ha sido central en el diseño de ambientes híbridos post-pandemia (*Pan et al., 2024*).

En términos prácticos, los hallazgos orientan la toma de decisiones institucionales para el diseño y mejora de programas híbridos. Asegurar accesibilidad tecnológica, promover la interacción y fomentar la autonomía son estrategias fundamentales que emergen del análisis. Además, contar con instrumentos válidos y confiables como el aplicado aquí permite a las instituciones evaluar y ajustar continuamente la calidad de sus propuestas híbridas.

Una limitación del estudio es su enfoque unifactorial, que, aunque estadísticamente válido, puede subestimar la multidimensionalidad de la experiencia híbrida. Además, el diseño transversal impide establecer relaciones causales. Se sugiere en futuras investigaciones realizar estudios longitudinales y evaluar contextos culturales diversos, así como incorporar variables externas como el perfil socio digital de los estudiantes o el tipo de contenido impartido (*Malik y Jothimani, 2024*).

Los resultados obtenidos proporcionan una base empírica robusta para validar la percepción positiva hacia la modalidad híbrida, así como para identificar los indicadores que generan confianza en esta forma de enseñanza. La evidencia apunta a que el modelo híbrido, bien estructurado, potencia la efectividad educativa, particularmente cuando se garantiza accesibilidad, se promueve la autonomía y se facilita una interacción significativa. En este sentido, se confirma la hipótesis central del estudio: la modalidad híbrida puede ser altamente efectiva si cumple con condiciones pedagógicas, tecnológicas y relacionales adecuadas.

5. Conclusiones

Los resultados obtenidos en este estudio confirman la validez y fiabilidad de un instrumento unidimensional diseñado para evaluar la percepción de efectividad de la modalidad híbrida en educación superior. La evidencia empírica obtenida mediante análisis factorial exploratorio, confirmatorio y regresión lineal permite concluir que dimensiones como la accesibilidad, la interacción docente, la autonomía en el aprendizaje y la percepción de equivalencia con modalidades tradicionales son factores determinantes en la percepción estudiantil. Estos hallazgos aportan de manera significativa al conocimiento existente al proporcionar una herramienta empírica que permite evaluar con precisión un entorno de enseñanza que, hasta ahora, carecía de métricas consolidadas en contextos hispanohablantes. Desde una perspectiva práctica, los resultados orientan a las instituciones educativas hacia el fortalecimiento de los aspectos pedagógicos que influyen directamente en la experiencia estudiantil, lo cual resulta crucial en escenarios de virtualización parcial o total. A nivel de política educativa, se recomienda diseñar marcos normativos que aseguren el acceso equitativo a recursos tecnológicos, capacitación docente específica y estrategias didácticas interactivas. Finalmente, se sugiere que futuras investigaciones amplíen la validación del instrumento en otras poblaciones y contextos culturales, e incorporen variables de carácter emocional o motivacional que puedan enriquecer la comprensión integral del aprendizaje híbrido.

6. Referencias

- Acosta, E. y Ruiz, E. (2022). Students' emotions and engagement in the emerging hybrid learning environment during the COVID-19 pandemic. *Sustainability*, 14(16), 10236. <https://doi.org/10.3390/su141610236>
- Batman, K. A. (2025). The effect of hybrid learning on academic achievement and 21st Century Skills in teacher education. *Revista Romaneasca Pentru Educatie Multidimensionala*, 17(1). <https://doi.org/10.18662/rrem/17.1/941>
- Chai, W., Li, X. y Shek, D. (2022). The effectiveness of a leadership subject using a hybrid teaching mode during the pandemic: Objective outcome and subjective outcome evaluation. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(16), 9809. <https://doi.org/10.3390/ijerph19169809>
- Green, J. K. (2022). Designing hybrid spaces for learning in higher education health contexts. *Postdigital Science and Education*, 4(1), 93-115. <https://doi.org/10.1007/s42438-021-00268-y>
- Haningsih, S. y Rohmi, P. (2022). The pattern of hybrid learning to maintain learning

- effectiveness at the higher education level post-COVID-19 pandemic. *European Journal of Educational Research*, 11(1), 243-257. <https://doi.org/10.12973/eu-er.11.1.243>
- Hayani, A., Aji, B. P., y Khabibulloh, A. Z. (2024). Comparison of hybrid learning in Islamic education at middle school. *Attarbiyah: journal of Islamic Culture and Education*, 9(1), 15-28. <https://doi.org/10.18326/attarbiyah.v9i1.15-28>
- He, B. y Guan, Q. (2024). Investigating the effects of spatial scales on social vulnerability index: A hybrid uncertainty and sensitivity analysis approach combined with remote sensing land cover data. *Risk Analysis*, 44(11), 2723-2739. <https://doi.org/10.1111/risa.14342>
- Kanetaki, Z., Stergiou, C., Bekas, G., Jacques, S., Troussas, C., Sgouropoulou, C. y Ouahabi, A. (2022). Grade prediction modeling in hybrid learning environments for sustainable engineering education. *Sustainability*, 14(9), 5205. <https://doi.org/10.3390/su14095205>
- Kubrusly, M., de Aquino, B. O. A., Simonian, T. S., do Nascimento Oliveira, M. y Rocha, H. A. L. (2024). Self-efficacy of medical students in a hybrid curriculum course (traditional and problem-based learning) and associated factors. *BMC Medical Education*, 24(1), 9. <https://doi.org/10.1186/s12909-023-05016-3>
- Lu, H. y Zhang, X. (2024). Multi-level students' sense of community development in hybrid and online learning environments at higher educational institutions: A systematic literature review. *Interactive Learning Environments*, 32(9), 5397-5420. <https://doi.org/10.1080/10494820.2023.2214803>
- Lubna, L., Suhirman, S. y Prayogi, S. (2024). Hybrid Information Technology Learning Based on Project Work to Enhance Students' Design Thinking in Creating Digital Innovations. *International Journal of Learning, Teaching and Educational Research*, 23(8), 447-467. <https://doi.org/10.26803/ijlter.23.8.23>
- Malik, S., y Jothimani, K. (2024). Enhancing student success prediction with featurex: A fusion voting classifier algorithm with hybrid feature selection. *Education and Information Technologies*, 29(7), 8741-8791. <https://doi.org/10.1007/s10639-023-12139-z>
- Mu'amalah, H. (2024). Transforming student satisfaction in the digital era: A study of the effects of hybrid learning and digital literacy in islamic religious education. *AL-ISHLAH: Journal Pendidikan*, 16(4), 4728-4736. <https://doi.org/10.35445/alishlah.v16i4.6143>
- Nabi, G., Walmsley, A., Mir, M. y Osman, S. (2025). The impact of mentoring in higher education on student career development: A systematic review and research agenda. *Studies in Higher Education*, 50(4), 739-755. <https://doi.org/10.1080/03075079.2024.2354894>
- Pan, S., Hafez, B., Iskandar, A. y Ming, Z. (2024). Integrating constructivist principles in an adaptive hybrid learning system for developing social entrepreneurship education among college students. *Learning and Motivation*, 87, 102023. <https://doi.org/10.1016/j.lmot.2024.102023>

- Pavlidou, I., Dragicevic, N. y Tsui, E. (2021). A multi-dimensional hybrid learning environment for business education: A knowledge dynamics perspective. *Sustainability*, 13(7), 3889. <https://doi.org/10.3390/su13073889>
- Roque, R., López, A. y Salazar, R. (2024). Perceived instructor presence, interactive tools, student engagement, and satisfaction in hybrid education post-COVID-19 lockdown in Mexico. *Heliyon*, 10(6). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2025.e43278>
- Wut, T. M., Xu, J. (Bill), Lee, S. W. y Lee, D. (2022). University Student Readiness and Its Effect on Intention to Participate in the Flipped Classroom Setting of Hybrid Learning. *Education Sciences*, 12(7). <https://doi.org/10.3390/educsci12070442>

1. Anexo 1

Instrumento en validación

Dimensión	Codificación	Pregunta del instrumento
V1: Percepción de efectividad pedagógica	Aprendizaje	Siento que aprendo de manera efectiva en la modalidad híbrida.
	Contenido	El contenido de las asignaturas se adapta adecuadamente a la modalidad híbrida.
	Calidad	La calidad del aprendizaje en modalidad híbrida es comparable al aprendizaje presencial.
	Objetivos	La modalidad híbrida me permite alcanzar los objetivos académicos propuestos.
V2: Accesibilidad tecnológica y conectividad	Acceso	Tengo fácil acceso a las plataformas virtuales utilizadas por mi universidad.
	Internet	Mi conexión a internet es suficiente para seguir sin problemas las clases híbridas.
	Equipo	Dispongo del equipo necesario para participar activamente en clases híbridas (computadora, cámara, micrófono, etc.).
	Dificultades	No tengo dificultades técnicas frecuentes que afecten mi participación en clases híbridas.
V3: Interacción y presencia docente	Disponibilidad_docente	El docente está disponible durante las clases híbridas para resolver dudas.
	Interaccion_docente	La interacción con el docente es efectiva en la modalidad híbrida.
	Retroalimentacion	Recibo retroalimentación oportuna por parte de los docentes en esta modalidad.
	Presencia_docente	El docente mantiene una presencia activa durante las clases híbridas.
V4: Autonomía y gestión del aprendizaje	Sé organizar mi tiempo de manera eficiente para cumplir con las exigencias académicas en modalidad híbrida.	
	Organizacion	
	Motivacion	Me siento motivado/a para aprender de forma autónoma en este formato.
	Autonomia	Puedo seguir el contenido académico sin necesidad de supervisión constante.
V5: Comparación con modalidad presencial	Autodidacta	Me considero capaz de aprender por mi cuenta en entornos híbridos.
	Seguridad_modalidad	Me siento igual de seguro/a aprendiendo en modalidad híbrida que en modalidad presencial.
	Preferencia	Prefiero la modalidad híbrida frente a la educación totalmente presencial.
	Equivalencia	Considero que la modalidad híbrida ofrece las mismas oportunidades de aprendizaje que la presencial.
	Confianza_formacion	Confío en que la modalidad híbrida es adecuada para mi formación profesional.

Nota: Se utilizó la escala de Likert en todas las preguntas en donde 1 era muy en desacuerdo y 5 fue muy de acuerdo.

CONTRIBUCIONES DE AUTORES/AS, FINANCIACIÓN Y AGRADECIMIENTOS

Contribuciones de los/as autores/as:

Conceptualización: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Software: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Validación: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Análisis formal: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Curación de datos: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Redacción-Preparación del borrador original: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Redacción-Revisión y Edición: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Visualización: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Supervisión: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Administración de proyectos: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala
Todos los/as autores/as han leído y aceptado la versión publicada del manuscrito: Rously Eedyah Atencio González y Julio Juvenal Aldana Zavala

Financiación: Esta investigación no recibió financiamiento externo.

AUTOR/ES:

Rously Eedyah Atencio González: Universidad Bolivariana del Ecuador, Ecuador.

reatenciog@ube.edu.ec

Julio Juvenal Aldana Zavala: Instituto de Investigación Multidisciplinaria Perspectivas Globales, Portoviejo, Manabí. Ecuador.

julioaldana@institutodeinvestigacionperspectivasglobales.org

