

Conocimiento y valoración de las microcredenciales en el alumnado universitario en línea: evidencia predictiva desde Ecuador

Conhecimento e valorização das microcredenciais em estudantes universitários on-line: evidência preditiva a partir do Equador

Knowledge and valuation of micro-credentials among online university students: predictive evidence from Ecuador

Elían Jamil Hernández Cueva ¹  <https://orcid.org/0009-0000-1007-9929>

Carlos Eduardo Rojas Pérez ¹  <https://orcid.org/0009-0007-3452-1807>

¹ Secretaría de Educación Superior, Ciencia, Tecnología e Innovación, Ecuador.

Resumen. La expansión de las microcredenciales avanza más rápido que la evidencia sobre los factores que explican su valoración en la educación superior. Este estudio analizó, en 129 estudiantes del noveno ciclo de Educación Básica en Línea de la UNEMI (Ecuador), si el conocimiento conceptual y la empleabilidad percibida predicen la valoración de estas certificaciones. Se empleó un diseño cuantitativo, no experimental y transversal, con un instrumento propio (ECVM-26) validado mediante juicio de expertos (V de Aiken = .926) y consistencia interna alta (α = .990). La valoración global fue favorable (M = 3.93 sobre 5) y la utilidad académica obtuvo la puntuación más alta (M = 4.04). La empleabilidad percibida resultó el único predictor significativo y explicó el 89.2 % de la varianza (β = 1.429, p < .001). El análisis de mediación mostró que el conocimiento influye en la valoración solo a través de la empleabilidad percibida, sin efecto directo. El género y la situación laboral no incidieron en los resultados. Los hallazgos apoyan la teoría de la señalización educativa: adoptar microcredenciales exige vincularlas de forma explícita con competencias laborales reconocibles.

Palabras clave: microcredenciales; empleabilidad; enseñanza superior; educación a distancia; rendimiento del estudiante.

Resumo. A expansão das microcredenciais avança mais rápido do que a evidência sobre os fatores que explicam a sua valorização no ensino superior. Este estudo analisou, em 129 estudantes do nono ciclo de Educação Básica on-line da UNEMI (Equador), se o conhecimento conceptual e a empregabilidade percebida predizem a valorização destas certificações. Utilizou-se um desenho quantitativo, não experimental e transversal, com um instrumento próprio (ECVM-26) validado por juízo de peritos (V de Aiken = .926) e consistência interna elevada (α = .990). A valorização global foi favorável (M = 3,93 em 5) e a utilidade académica obteve a pontuação mais alta (M = 4,04). A empregabilidade percebida foi o único preditor significativo e explicou 89,2 % da variância (β = 1,429, p < .001). A análise de mediação mostrou que o conhecimento influencia a valorização apenas através da empregabilidade percebida, sem efeito direto. O género e a situação laboral não influenciaram nos resultados. Os achados apoiam a teoria da sinalização educativa: adotar microcredenciais exige vinculá-las de forma explícita a competências laborais reconhecíveis.

Palavras-chave: microcredenciais; empregabilidade; ensino superior; educação a distância; desempenho do estudante.

Abstract. The expansion of micro-credentials is outpacing the evidence on the factors that explain their valuation in higher education. This study examined, among 129 ninth-cycle students of the Online Basic Education program at UNEMI (Ecuador), whether conceptual knowledge and perceived employability predict the valuation of these certifications. A quantitative, non-experimental and cross-sectional design was used, with a purpose-built instrument (ECVM-26) validated through expert judgment (Aiken's V = .926) and high internal consistency (α = .990). Overall valuation was favorable (M = 3.93 out of 5), and academic utility received the highest score (M = 4.04). Perceived employability was the only significant predictor and accounted for 89.2 % of the variance (β = 1.429, p < .001). The mediation analysis showed that knowledge influences valuation only through perceived employability, with no direct effect. Gender and employment status had no bearing on the results. The findings support educational signaling theory: adopting micro-credentials requires linking them explicitly to recognizable labor-market competencies.

Keywords: microcredentials; employability; higher education; distance education; student achievement.

1. Introducción

El cambio tecnológico ha acortado la vida útil de las competencias laborales. En los sectores de mayor demanda digital, ese ciclo se ha reducido a tres o cinco años, lo que deja a la educación superior tradicional ante un problema que los títulos

de larga duración no logran resolver por sí solos (Cedefop, 2020; World Economic Forum, 2023). Las microcredenciales surgen como respuesta. Se trata de certificaciones cortas, centradas en competencias específicas y verificables, que pueden apilarse sobre trayectorias formativas previas. En pocos años dejaron de ser una innovación marginal para situarse en el centro de las agendas de la UNESCO, la OCDE y el Banco Interamericano de Desarrollo (Comisión Europea, 2022; McGreal y Olcott, 2022; UNESCO-IESALC, 2025). El mercado global de estas certificaciones alcanzó los 6.6 mil millones de dólares en 2023 y se proyecta un crecimiento anual superior al 19 % durante la próxima década (Rullyana et al., 2025). La demanda, por tanto, ya no se limita al ámbito académico: penetra en las estrategias de formación continua de empleadores e individuos.

América Latina es quizá el escenario más urgente para este análisis y, a la vez, el menos documentado. La región arrastra una doble brecha que se retroalimenta. Por el lado de la oferta, apenas el 46 % del estudiantado culmina la educación superior y la participación de los grupos más vulnerables no llega al 10 % (Mateo-Berganza Díaz et al., 2022). Por el lado de la demanda, seis de cada diez empleadores reportan dificultades persistentes para cubrir vacantes con las competencias que necesitan (Hermida y Petrovic, 2023). En ese cruce, las microcredenciales aparecen como un instrumento con potencial articulador: accesible, modular y orientado a la demanda. De hecho, uno de cada tres estudiantes latinoamericanos ya obtuvo al menos una, sobre todo para mejorar su empleabilidad (Coursera, 2025). Ahora bien, su rápida proliferación sin marcos regulatorios consolidados también plantea riesgos de fragmentación y de depreciación credencial (Ralston, 2021; Wheelahan y Moodie, 2021). En este contexto, lo que el alumnado sabe sobre el ecosistema de microcredenciales, es decir, su definición, sus emisores legítimos y su lógica de apilamiento y reconocimiento, deja de ser un dato menor y pasa a influir de forma directa en cómo valora y, finalmente, adopta estas certificaciones.

La producción académica sobre microcredenciales creció con rapidez desde 2020, pero su distribución temática revela un sesgo claro. La mayoría de los trabajos indexados en Scopus y Web of Science adopta una mirada institucional, centrada en el diseño curricular, los marcos de reconocimiento, el aseguramiento de la calidad o los modelos de financiamiento. El estudiantado como sujeto de estudio sistemático queda en segundo plano (Yavas y Toprak, 2026). Más escasa todavía es la investigación que conecta el nivel de conocimiento conceptual sobre microcredenciales con la valoración que el alumnado les asigna, sobre todo en programas en línea. Esta omisión tiene consecuencias. El estudiantado virtual presenta un perfil propio: mayor diversidad de edades, alta proporción de personas que trabajan mientras estudian y una orientación marcadamente instrumental hacia la formación. Esas condiciones afectan tanto su acceso a información sobre innovaciones educativas como su disposición a valorarlas (Cabero-Almenara et al., 2023; Zawacki-Richter et al., 2019). Ignorar sus percepciones equivale a diseñar políticas de integración sobre supuestos no verificados, con el riesgo de invertir recursos institucionales de forma ineficiente.

El estudio se apoya en dos marcos teóricos complementarios. El primero es la teoría de expectativa-valor, formulada por Eccles et al. (1989) y desarrollada después por Wigfield y Eccles (2000). Según este enfoque, la motivación hacia una tarea for-

mativa depende de las expectativas de éxito y del valor subjetivo que la persona le atribuye, valor que combina utilidad, interés, importancia identitaria y costo percibido. Aplicada a las microcredenciales, la teoría anticipa que quien espera un mayor retorno laboral, esto es, quien percibe mayor empleabilidad, asignará más valor a estas certificaciones, porque las verá como un medio eficaz para alcanzar metas ocupacionales. Un metaanálisis reciente, que integra más de tres décadas de investigación, respalda la solidez de este mecanismo en entornos en línea y en contextos culturales diversos (Guo et al., 2018). El segundo marco es la teoría de la señalización educativa de Spence (1973). Esta sostiene que las personas no evalúan las credenciales por su contenido formativo en sí, sino por su legibilidad ante el mercado laboral: cuanto más clara y reconocible sea la señal que una certificación emite hacia los empleadores, mayor será la disposición a valorarla. Ambos marcos coinciden en una predicción central, la empleabilidad percibida debería ser el predictor dominante, y abren a la vez una pregunta sobre el papel mediador del conocimiento conceptual.

Los antecedentes empíricos, aunque dispersos, apuntan en la misma dirección. Brown et al. (2021) hallaron que, en universitarios norteamericanos, el conocimiento previo sobre credenciales alternativas predice la intención de obtenerlas, y que ese efecto se intensifica cuando la persona percibe incertidumbre en su futuro laboral. Orr et al. (2019), en un estudio europeo con más de 2000 participantes, documentaron diferencias significativas en la valoración según el campo de estudio y el perfil de empleabilidad, especialmente marcadas en educación y ciencias sociales. González-Pérez y Ramírez-Montoya (2022), con una muestra iberoamericana, señalaron la empleabilidad percibida como el predictor más robusto de la intención de uso de credenciales digitales en universidades con alto desempleo estudiantil. En todos estos casos, el conocimiento conceptual funciona como condición necesaria pero no suficiente: parte de su efecto sobre la valoración pasa por las expectativas laborales de la persona. Esa es, precisamente, la hipótesis que este trabajo somete a prueba en un contexto aún inexplorado. La evidencia directamente comparable en América Latina es casi inexistente, lo que convierte a la región, y a Ecuador en particular, en un terreno prioritario para la investigación original. Wheelahan y Moodie (2021) lo expresan con claridad: el valor real de las microcredenciales solo se materializa cuando convergen la comprensión del estudiantado, el reconocimiento de los empleadores y la integración institucional.

El caso ecuatoriano aporta una especificidad que justifica estudiarlo. La educación superior en línea creció de forma sostenida en la última década y se aceleró tras la pandemia de COVID-19, hasta representar cerca del 18 % de la matrícula total en 2022 (SENESCYT, 2022). La Universidad Estatal de Milagro (UNEMI) ocupa un lugar relevante en ese panorama como institución pública de acceso ampliado, con una oferta en línea dirigida a poblaciones que combinan trabajo remunerado, responsabilidades de cuidado y trayectorias educativas no lineales. En la muestra de este estudio, el 46.5 % del alumnado realizaba alguna actividad laboral mientras estudiaba (24.8 % a tiempo parcial y 21.7 % a tiempo completo). Con una tasa de empleo adecuado inferior al 42 % a escala nacional (INEC, 2025) y sin marcos específicos para el reconocimiento de microcredenciales, Ecuador resulta un caso valioso para examinar cómo la precariedad laboral estructural condiciona la relación entre conocimiento y

valoración de credenciales alternativas. Hasta hoy no existe evidencia publicada sobre estas variables en el estudiantado de la UNEMI ni, de forma sistemática, en el conjunto de la educación superior en línea del país. Ese es el vacío que el estudio busca cubrir.

A partir de este marco, el estudio persigue tres objetivos encadenados: caracterizar el nivel de conocimiento conceptual sobre microcredenciales del alumnado del noveno ciclo de Educación Básica en Línea de la UNEMI; evaluar la valoración que le asigna, desagregada en utilidad académica, proyección laboral y disposición a adoptarlas; y determinar en qué medida el conocimiento y la empleabilidad percibida predicen esa valoración, una vez controladas las variables sociodemográficas. Sobre esa base se plantean dos hipótesis. La primera (H_1) sostiene que la empleabilidad percibida será el predictor de mayor peso. La segunda (H_2) propone que el conocimiento conceptual influirá en la valoración de manera mediada por la empleabilidad percibida, más que por una vía directa. El diseño es cuantitativo, no experimental, de corte transversal y alcance correlacional-predictivo, lo que permite describir el fenómeno y, además, modelar las relaciones entre sus componentes con la precisión necesaria para orientar decisiones institucionales. Los resultados ofrecen evidencia primaria desde un contexto que la literatura iberoamericana sobre microcredenciales no había abordado.

2. Método y materiales

2.1 Diseño

Se adoptó un enfoque cuantitativo, con diseño no experimental, transversal y alcance correlacional-predictivo (Creswell y Creswell, 2018; Hernández-Sampieri et al., 2014). No se manipuló ninguna variable y todas las mediciones se realizaron en un solo momento, con el fin de examinar las relaciones entre variables y estimar el peso predictivo de cada una sobre la valoración de microcredenciales. La técnica principal fue la regresión lineal múltiple jerárquica, que permite introducir los predictores por bloques sucesivos y evaluar cuánta varianza adicional explica cada bloque (ΔR^2) tras controlar las covariables sociodemográficas.

2.2 Participantes

La población accesible estuvo formada por 168 estudiantes del noveno ciclo, el último antes del proceso de titulación, de la carrera de Educación Básica en Línea de la UNEMI, repartidos en cuatro grupos paralelos (A–D). Se eligió este ciclo por dos motivos. Primero, su formación disciplinar está prácticamente concluida, lo que favorece valoraciones reflexivas sobre credenciales complementarias. Segundo, la cercanía del egreso activa con fuerza la percepción de empleabilidad futura. Respondieron de forma válida 129 estudiantes (tasa de respuesta del 76.8 %), que conformaron la muestra final mediante censo intencional sobre la población accesible. Ese tamaño supera el mínimo de $n \geq 85$ que exige una regresión múltiple con cuatro predictores, efecto mediano ($f^2 = 0.15$), potencia de .80 y $\alpha = .05$ (Cohen, 1992). La Tabla 1 resume las características sociodemográficas de la muestra.

Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra (N = 129)

Variable / Categoría	n	%
Género		
Femenino	78	60.5
Masculino	51	39.5
Edad		
20–24 años	65	50.4
25–29 años	47	36.4
30–34 años	11	8.5
35 años o más	6	4.7
Situación laboral		
No trabaja	69	53.5
Trabajo a tiempo parcial	32	24.8
Trabajo a tiempo completo	28	21.7
Total	129	100.0

Nota. Elaboración propia a partir de los datos del cuestionario (2025).

2.3 Instrumento

Los datos se recogieron con la Escala de Conocimiento y Valoración de Micro-credenciales (ECVM-26), un cuestionario de 26 ítems organizado en cuatro secciones. Se construyó ad hoc, ya que no existían instrumentos validados en español con las características conceptuales requeridas (DeVellis y Thorpe, 2022). La Sección I reúne cinco variables sociodemográficas (P1–P5). La Sección II mide el conocimiento conceptual (X_1) con cinco ítems de opción múltiple y verdadero/falso; la puntuación bruta va de 0 a 7 y se recodifica en tres niveles: bajo (0–3), medio (4–5) y alto (6–7). La Sección III funciona como escala de valoración (Y), con 12 ítems Likert de cinco puntos (1 = totalmente en desacuerdo; 5 = totalmente de acuerdo) en tres dimensiones: utilidad académica (Y_1 , P11–P14), proyección laboral (Y_2 , P15–P18) y disposición a adoptar (Y_3 , P19–P22). La Sección IV mide la empleabilidad percibida (X_3) con cuatro ítems Likert del mismo formato (P23–P26). La Tabla 2 sintetiza la estructura del instrumento.

Tabla 2. Estructura del instrumento ECVM-26

Sección	Dimensión/Variable	Ítems	N.º ítems	Formato
I	Datos sociodemográficos	P1–P5	5	Politémica
II	Conocimiento (X_1)	P6–P10	5*	Op. múlt. / V-F
III	Utilidad académica (Y_1)	P11–P14	4	Likert 1–5
	Proyección laboral (Y_2)	P15–P18	4	Likert 1–5
	Disposición a adoptar (Y_3)	P19–P22	4	Likert 1–5
IV	Empleabilidad percibida (X_3)	P23–P26	4	Likert 1–5
Total		P1–P26	26	

Nota. *P10 integra cuatro afirmaciones verdadero/falso que aportan cuatro de los siete puntos de la escala de conocimiento.

2.4 Validez y confiabilidad

La validez de contenido se estableció mediante el juicio de tres expertos en investigación educativa e innovación curricular, que evaluaron los 24 ítems de las escalas en cuatro criterios (claridad, coherencia, relevancia y suficiencia) con una escala de 1 a 4 puntos. El coeficiente V de Aiken (Aiken, 1985), calculado como $V = S/[n(c-1)]$, arrojó valores entre .889 y 1.000 por criterio ($V = .926$) y superó en todos los casos el umbral de $V \geq .80$ (Aiken, 1985; Ecurra, 1988); todos los ítems se aceptaron sin cambios. La consistencia interna se estimó con el alfa de Cronbach (Cronbach, 1951). La escala de valoración Y (12 ítems) alcanzó $\alpha = .990$; las subescalas Y_1 , Y_2 e Y_3 obtuvieron $\alpha = .968$, $.968$ y $.970$, respectivamente. La escala de empleabilidad percibida X_3 registró $\alpha = .624$, un valor situado en el umbral de aceptabilidad (Nunnally, 1978). Ese coeficiente resulta esperable, pues X_3 es un constructo multidimensional que integra expectativas de inserción, percepción de demanda del mercado y valoración de certificaciones complementarias; con solo cuatro ítems heterogéneos, un alfa moderado refleja esa amplitud conceptual más que una debilidad de la medida.

2.5 Procedimiento de recogida de datos

El cuestionario se administró en formato digital, mediante Google Forms, entre el 10 y el 16 de febrero de 2025. El enlace se distribuyó por los canales institucionales de cada grupo paralelo, junto con un texto que explicaba el propósito académico del estudio, el carácter voluntario y anónimo de la participación y la ausencia de consecuencias sobre la trayectoria académica. El formulario no permitía editar las respuestas tras el envío. Se descartaron los registros con más del 10 % de ítems omitidos, aunque en la práctica todos los cuestionarios recibidos estaban completos. El tiempo medio de respuesta fue de diez minutos. Los datos se exportaron en formato .csv y se procesaron con Python 3.11 (bibliotecas pandas, NumPy y SciPy).

2.6 Consideraciones éticas

El estudio siguió los principios de la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013) y las directrices éticas de la American Psychological Association (APA, 2020). Antes de acceder al cuestionario, cada participante recibió información clara sobre los objetivos, la entidad responsable, las condiciones de anonimato y el derecho a retirarse en cualquier momento sin consecuencias académicas. Completar y enviar el formulario constituyó el consentimiento informado, un procedimiento aceptado en investigación en línea de riesgo mínimo (Eysenbach y Till, 2001). El instrumento no recogió datos de identificación personal. Los registros se almacenaron en servidores protegidos y se eliminarán tras la publicación, conforme al GDPR (2016) y a la Ley Orgánica de Protección de Datos Personales del Ecuador (LOPD, 2021). La participación estuvo abierta a todo el alumnado de los cuatro paralelos, sin criterios de exclusión ni incentivos. Los autores declaran no tener conflictos de interés.

2.7 Plan de análisis estadístico

El análisis se desarrolló en cinco fases. En la primera se calcularon estadísticos descriptivos (medias, desviaciones típicas, mínimos, máximos y medianas para las variables continuas; frecuencias y porcentajes para las categóricas). En la segunda se

verificaron los supuestos de la regresión: la normalidad con la prueba de Kolmogorov-Smirnov y la colinealidad con el factor de inflación de la varianza (VIF). En la tercera se estimaron correlaciones de Pearson con intervalos de confianza al 95 %, obtenidos mediante la transformación z de Fisher. En la cuarta se aplicó una regresión lineal múltiple jerárquica en dos bloques: el primero incorporó las variables de control (género y situación laboral) y el segundo añadió los predictores teóricos (conocimiento, X_1 , y empleabilidad percibida, X_3). De cada bloque se reportan R^2 , R^2 ajustado, ΔR^2 , el estadístico F , los coeficientes β no estandarizados, los errores estándar y los valores p . En la quinta se realizó un análisis formal de mediación, según el modelo causal de [Baron y Kenny \(1986\)](#) y el enfoque actualizado de [Hayes \(2018\)](#): se estimaron los caminos a ($X_1 \rightarrow X_3$), b ($X_3 \rightarrow Y$, controlando X_1), c (efecto total de X_1 sobre Y) y c' (efecto directo de X_1 sobre Y , controlando X_3). La significación del efecto indirecto ($a \times b$) se evaluó con un bootstrap de Monte Carlo de 50 000 iteraciones y su intervalo de confianza percentil al 95 %, complementado con la prueba de Sobel. Para todas las pruebas se fijó un nivel de significación de $\alpha = .05$.

3. Resultados

Los resultados se presentan en el orden previsto en el plan de análisis: estadística descriptiva, verificación de supuestos, análisis correlacional, modelo de regresión jerárquica y análisis complementarios.

3.1 Estadística descriptiva

La Tabla 3 reúne los estadísticos descriptivos de las variables continuas ($N = 129$). El conocimiento conceptual (X_1) alcanzó $M = 6.52$ ($SD = 1.63$; $Md = 7.00$) sobre un máximo de 7 puntos, con una distribución muy concentrada en el extremo superior: el 91.5 % del alumnado se situó en el nivel alto (6–7 puntos) y el 8.5 % en el nivel bajo (0–3); ningún participante quedó en el nivel medio (4–5). Esta concentración refleja el perfil de un alumnado de último ciclo en modalidad en línea, con acceso activo a información sobre innovaciones educativas. La valoración global de las microcredenciales (Y) registró $M = 3.93$ ($SD = 0.85$; $Md = 3.83$), dentro de la franja positiva de la escala. Por dimensiones, la utilidad académica (Y_1) obtuvo la puntuación más alta ($M = 4.04$; $SD = 0.85$) y fue la única que superó el umbral de valoración favorable de 4.0. Le siguieron la disposición a adoptar (Y_3 : $M = 3.92$; $SD = 0.92$) y la proyección laboral (Y_2 : $M = 3.84$; $SD = 0.79$). La empleabilidad percibida (X_3) presentó $M = 3.89$ ($SD = 0.57$) y mostró la distribución más homogénea del conjunto, con la menor desviación típica y el rango más estrecho (2.5–5.0), lo que anticipaba una relación lineal robusta con la variable dependiente.

La Figura 1 representa estas medias con sus intervalos de confianza al 95 % y permite ver con claridad el patrón descrito: solo la utilidad académica cruza el umbral favorable, mientras que la disposición a adoptar, la valoración global y la proyección laboral se mantienen apenas por debajo, con intervalos de confianza que se solapan entre sí. La figura confirma, por tanto, que la valoración es positiva pero todavía no consolidada.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos de las variables continuas principales (N = 129)

Variable	M	SD	Mín.	Máx.	Md
Conocimiento (X_1 , 0–7)	6.52	1.63	0.0	7.0	7.00
Valoración total (Y, 1–5)	3.93	0.85	2.2	4.9	3.83
Utilidad académica (Y_1)	4.04	0.85	2.2	5.0	4.00
Proyección laboral (Y_2)	3.84	0.79	2.2	4.8	3.75
Disposición a adoptar (Y_3)	3.92	0.92	2.2	5.0	3.75
Empleabilidad percibida (X_3 , 1–5)	3.89	0.57	2.5	5.0	3.75

Nota. M = media aritmética; SD = desviación típica; Md = mediana; Mín. = mínimo; Máx. = máximo. Las subescalas Y_1 , Y_2 e Y_3 integran la escala de valoración ECV-26. X_1 se puntúa en escala 0–7; X_3 e Y en escala Likert 1–5.

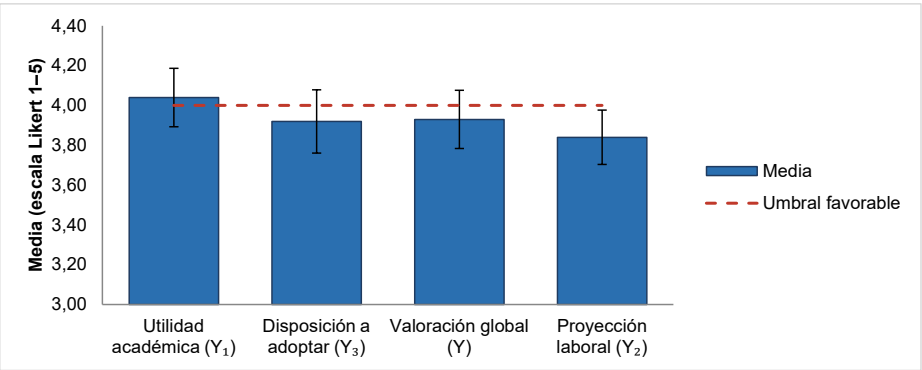


Figura 1. Medias e intervalos de confianza al 95 % de la valoración de microcredenciales por dimensión (N = 129)

Nota. IC = intervalo de confianza. Escala Likert 1–5. La línea roja discontinua marca el umbral de valoración favorable (≥ 4.0). Las barras de error representan $\pm 1.96 \times (SD/\sqrt{n})$.

3.2 Verificación de supuestos

La prueba de Kolmogorov-Smirnov mostró desviaciones de la normalidad en las tres variables continuas principales: X_1 ($D = 0.531$, $p < .001$), Y ($D = 0.160$, $p = .002$) y X_3 ($D = 0.181$, $p < .001$). Esto no compromete la validez de la regresión lineal múltiple con $n = 129$, ya que el teorema central del límite garantiza una distribución aproximadamente normal de los estimadores por mínimos cuadrados ordinarios con muestras de ese tamaño (Field, 2018; Hair et al., 2019). La inspección de los residuos estandarizados del modelo completo confirmó simetría y ausencia de valores atípicos influyentes (distancia de Cook menor que 1 en todos los casos). El análisis de colinealidad arrojó factores de inflación de la varianza inferiores a 2.0 para todos los predictores, muy por debajo del umbral de preocupación habitual ($VIF \geq 10$; Hair et al., 2019), lo que descarta distorsiones en la estimación de los coeficientes.

3.3 Análisis correlacional

La Tabla 4 presenta la matriz de correlaciones de Pearson entre todas las variables. La empleabilidad percibida mostró la asociación más fuerte con la valoración global ($r = .944$, $p < .001$; IC 95 % [.922, .960]), un efecto de tamaño muy grande según los criterios de Cohen (1992). El conocimiento conceptual también correlacionó de forma positiva y significativa con la valoración total ($r = .542$, $p < .001$; IC 95 %

[.407, .654]), patrón que se repitió en las tres dimensiones: utilidad académica ($r = .584, p < .001$), proyección laboral ($r = .534, p < .001$) y disposición a adoptar ($r = .505, p < .001$). Conviene destacar la correlación moderada-alta entre los dos predictores teóricos: conocimiento y empleabilidad percibida comparten el 33.9 % de varianza ($r = .582, p < .001$; IC 95 % [.455, .686]), lo que ya anticipaba una posible mediación entre ambos. Las variables de control no alcanzaron significación: ni el género ($r = -.131, p = .138$) ni la situación laboral ($r = .039, p = .665$).

La Figura 2 ilustra la relación entre la empleabilidad percibida y la valoración, diferenciada por nivel de conocimiento. Los puntos del grupo de conocimiento alto (en azul) se ubican en valores superiores de ambas variables, mientras que los del grupo de conocimiento bajo (en rojo) se concentran en el extremo inferior. Las dos rectas de regresión comparten una pendiente positiva similar, lo que sugiere que la asociación entre empleabilidad y valoración se mantiene dentro de cada grupo y que el conocimiento desplaza la nube de puntos hacia valores más altos sin alterar la forma de la relación. Esta lectura visual prepara el análisis de mediación que se presenta más adelante.

Tabla 4. Matriz de correlaciones de Pearson entre las variables del estudio (N = 129)

Variable	1	2	3	4	5	α
1. Conocimiento (X_1)	—					—
2. Empleabilidad (X_3)	.582***	—				.624
3. Valoración total (Y)	.542***	.944***	—			.990
4. Utilidad académica (Y_1)	.584***	.950***	.981***	—		.968
5. Proyección laboral (Y_2)	.534***	.937***	.984***	.991***	—	.968
6. Disposición a adoptar (Y_3)	.505***	.932***	.983***	.982***	.990***	.970

Nota. *** $p < .001$ (bilateral). IC 95 % estimados mediante transformación z de Fisher: $r(X_3, Y) = .944$ [.922, .960]; $r(X_1, Y) = .542$ [.407, .654]; $r(X_1, X_3) = .582$ [.455, .686]. La columna α recoge el coeficiente alfa de Cronbach de cada escala (—: variable de conocimiento, no aplicable por tratarse de una suma de aciertos).

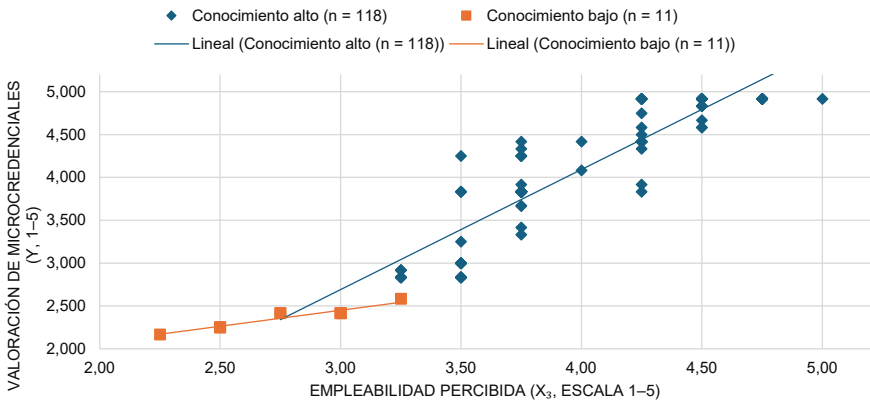


Figura 2. Diagrama de dispersión entre empleabilidad percibida (X_3) y valoración de microcredenciales (Y), diferenciado por nivel de conocimiento (N = 129)
Nota. Rojo: conocimiento bajo ($n = 11, X_1 \leq 3$). Azul: conocimiento alto ($n = 118, X_1 \geq 6$). Las líneas discontinuas representan las rectas de regresión por grupo. $r(X_3, Y) = .944, p < .001$.

3.4 Regresión lineal múltiple jerárquica

La Tabla 5 muestra los resultados completos del modelo. El Bloque 1 introdujo las variables de control (género y situación laboral), que en conjunto no fueron significativas [$R^2 = .018$; $F(2, 126) = 1.15$; $p = .319$] y explicaron apenas el 1.8 % de la varianza. Ningún predictor individual resultó significativo: ni la situación laboral ($\beta = 0.047$; $SE = 0.151$; $t = 0.31$; $p = .758$) ni el género ($\beta = -0.224$; $SE = 0.154$; $t = -1.45$; $p = .149$). La valoración de las microcredenciales, por tanto, no varía según la condición laboral ni el género.

La incorporación de los predictores teóricos en el Bloque 2 produjo un aumento notable de la varianza explicada [$\Delta R^2 = .874$; $\Delta F(2, 124) = 501.74$; $p < .001$]. El modelo completo fue altamente significativo [$R^2 = .892$; $R^2_{aj} = .888$; $F(4, 124) = 256.04$; $p < .001$] y explicó el 89.2 % de la varianza en la valoración. La empleabilidad percibida (X_3) fue el único predictor con efecto directo significativo ($\beta = 1.429$; $SE = 0.055$; $t = 25.98$; $p < .001$): cada punto adicional en empleabilidad percibida eleva la valoración en 1.43 puntos, manteniendo constantes las demás variables. El conocimiento (X_1), que en el análisis bivariado correlacionaba $r = .542$ con Y , perdió su efecto directo al entrar X_3 en el modelo ($\beta = -0.003$; $SE = 0.019$; $t = -0.17$; $p = .866$). Esta caída del coeficiente directo de X_1 al controlar X_3 apunta a una mediación total de la empleabilidad percibida sobre la relación entre conocimiento y valoración, algo que se examina en la discusión.

Tabla 5. Regresión lineal múltiple jerárquica sobre la valoración de microcredenciales ($N = 129$)

Predictor	β	SE	t	p / R^2 / R^2_{aj}
Bloque 1				$F(2,126)=1.15$, $p=.319$; $R^2=.018$; $R^2_{aj}=.002$
Constante	3.997	0.122	32.66	< .001***
Situación laboral	0.047	0.151	0.31	.758 ns
Género ($M = 1$)	-0.224	0.154	-1.45	.149 ns
Bloque 2				$\Delta R^2=.874$, $\Delta F(2,124)=501.74$, $p<.001$; $R^2=.892$; $R^2_{aj}=.888$
Constante	-1.577	0.181	-8.72	< .001***
Situación laboral	-0.057	0.051	-1.13	.262 ns
Género ($M = 1$)	-0.015	0.052	-0.30	.768 ns
Conocimiento (X_1)	-0.003	0.019	-0.17	.866 ns
Empleabilidad (X_3)	1.429	0.055	25.98	< .001***

Nota. β = coeficiente no estandarizado; SE = error estándar; ns = no significativo ($p \geq .05$); *** $p < .001$. Modelo completo: $R^2 = .892$, $R^2_{aj} = .888$, $F(4, 124) = 256.04$, $p < .001$. El $\Delta F(2, 124) = 501.74$ corresponde al cambio producido al incorporar X_1 y X_3 sobre el Bloque 1. VIF < 2.0 para todos los predictores.

3.5 Análisis complementario por grupos de conocimiento

La comparación de medias entre el grupo de conocimiento bajo ($n = 11$; $M = 2.39$; $SD = 0.10$) y el de conocimiento alto ($n = 118$; $M = 4.07$; $SD = 0.74$) resultó significativa [$t(127) = -7.50$; $p < .001$]. El tamaño del efecto, estimado con la d de Cohen y varianza combinada, fue $d = 2.36$, clasificable como muy grande (Cohen, 1992). Conviene, sin embargo, interpretarlo con cautela, porque los subgrupos están muy desequilibrados y la dispersión del grupo de conocimiento bajo es mínima ($SD =$

0.10), factores que tienden a inflar el estadístico. Aun así, la diferencia confirma que el conocimiento conceptual discrimina con claridad los niveles de valoración, un efecto que en el modelo multivariado se canaliza por completo a través de la empleabilidad percibida. En cambio, la comparación entre quienes trabajan ($n = 60$; $M = 3.97$; $SD = 0.82$) y quienes no trabajan ($n = 69$; $M = 3.90$; $SD = 0.89$) no fue significativa [$t(127) = -0.43$; $p = .665$; $d = 0.08$], un efecto prácticamente nulo que refuerza la irrelevancia de la situación laboral.

3.6 Análisis formal de mediación

Para contrastar H_2 , según la cual el conocimiento (X_1) afecta a la valoración (Y) por medio de la empleabilidad percibida (X_3) y no de forma directa, se estimó un modelo de mediación simple siguiendo el marco de [Hayes \(2018\)](#). Los resultados, recogidos en la Tabla 6, muestran una mediación total estadísticamente robusta. El camino a ($X_1 \rightarrow X_3$) fue significativo ($\beta = 0.204$; $SE = 0.025$; $t(127) = 8.07$; $p < .001$): cada punto adicional de conocimiento conceptual eleva la empleabilidad percibida en 0.20 puntos. El camino b ($X_3 \rightarrow Y$, controlando X_1) también fue significativo y de gran magnitud ($\beta = 1.417$; $SE = 0.054$; $t(126) = 26.31$; $p < .001$). El efecto total de X_1 sobre Y fue significativo (c : $\beta = 0.283$; $SE = 0.039$; $t(127) = 7.27$; $p < .001$), mientras que el efecto directo c' se redujo a cero al controlar X_3 ($\beta = -0.006$; $SE = 0.019$; $t(126) = -0.31$; $p = .757$). El efecto indirecto ($a \times b = 0.289$) fue significativo, con un intervalo de confianza bootstrap al 95 % que excluye el cero $[0.215, 0.363]$ y 50 000 iteraciones de Monte Carlo; la prueba de Sobel lo confirmó ($z = 7.71$; $p < .001$). La proporción de varianza mediada fue del 102.1 %. Ese valor por encima del 100 % indica una supresión leve, ya que el efecto directo de X_1 se vuelve ligeramente negativo una vez controlado X_3 , lo que concuerda con los coeficientes del modelo de regresión jerárquica (apartado 3.4). En conjunto, los resultados confirman H_2 : el conocimiento conceptual no influye directamente en la valoración, sino a través de su efecto sobre la empleabilidad percibida, que actúa como mediador total.

Tabla 6. Análisis de mediación: $X_1 \rightarrow X_3 \rightarrow Y$ ($N = 129$)

Path / Efecto	β	SE	t	p	IC 95 %
a: $X_1 \rightarrow X_3$ (mediador)	0.204	0.025	8.07	< .001***	—
b: $X_3 \rightarrow Y \mid X_1$	1.417	0.054	26.31	< .001***	—
c: $X_1 \rightarrow Y$ (efecto total)	0.283	0.039	7.27	< .001***	—
c': $X_1 \rightarrow Y \mid X_3$ (efecto directo)	-0.006	0.019	-0.31	.757 ns	—
Efecto indirecto ($a \times b$)	0.289	—	—	< .001***	[0.215, 0.363]

Nota. β = coeficiente no estandarizado; SE = error estándar; ns = no significativo ($p \geq .05$); *** $p < .001$. El efecto indirecto ($a \times b$) se estimó mediante bootstrap de Monte Carlo con 50 000 iteraciones; el IC 95 % es de tipo percentil. Prueba de Sobel: $z = 7.71$, $p < .001$. La proporción mediada > 100 % indica supresión leve del efecto directo.

4. Discusión

La valoración global de las microcredenciales ($M = 3.93$; $SD = 0.85$) es positiva, aunque no consolidada: supera el punto medio de la escala, pero no llega al umbral favorable de 4.0. Este resultado coincide con lo observado por [Ehlers y Kellermann \(2019\)](#) y [Oliver \(2019\)](#) en cohortes latinoamericanas en línea. La única dimensión que cruza ese umbral es la utilidad académica ($M = 4.04$); la disposición a adoptar ($M = 3.92$) y la proyección laboral ($M = 3.84$) se quedan por debajo. Ese ordenamiento

es coherente con los modelos de [Davis \(1989\)](#) y [Venkatesh et al. \(2003\)](#): la utilidad percibida precede a la intención de adopción, que solo se afianza cuando la traducción laboral de la credencial resulta visible para el estudiante.

El hallazgo central es el peso de la empleabilidad percibida: $r = .944$ (IC 95 % [.922, .960]; $p < .001$), $\beta = 1.429$ (SE = 0.055; $p < .001$) y $R^2 = .892$. Esta magnitud supera los efectos medianos que documentan metaanálisis comparables ([Gasskov, 2021](#); [Richardson et al., 2012](#)). En términos de la teoría de la señalización educativa de [Spence \(1973\)](#), el resultado indica que el estudiantado no evalúa las microcredenciales como dispositivos pedagógicos autónomos, sino como señales cuyo valor se calibra por su legibilidad ante el mercado de trabajo. En un país con una tasa de empleo adecuado inferior al 42 % en 2025 ([INEC, 2025](#)), alta informalidad y brechas estructurales de cualificación, la empleabilidad percibida amplifica la valoración de cualquier credencial vinculada al mercado formal ([Acemoglu y Restrepo, 2022](#); [Banco Mundial, 2022](#)). Los VIF se mantuvieron por debajo de 2.0, lo que descarta distorsiones por colinealidad ([Hair et al., 2019](#); [Rama, 2021](#)), y [González-Pérez y Ramírez-Montoya \(2022\)](#) reportan el mismo patrón en una muestra iberoamericana independiente.

El segundo hallazgo relevante es la mediación total, confirmada formalmente. El efecto total del conocimiento sobre la valoración ($c: \beta = 0.283$; $p < .001$) desapareció al controlar la empleabilidad percibida ($c': \beta = -0.006$; $p = .757$). El efecto indirecto ($a \times b = 0.289$) fue significativo, con un IC bootstrap de [0.215, 0.363] y una prueba de Sobel de $z = 7.71$ ($p < .001$), lo que confirma H_2 . El conocimiento influye en la valoración únicamente a través de X_3 , sin una vía directa detectable. Este resultado obliga a revisar los modelos que postulan vínculos directos entre conocimiento y actitud ([Hockings et al., 2018](#); [Wheelahan y Moodie, 2021](#)): las estrategias basadas solo en información conceptual no generarán un cambio de actitud si no conectan con oportunidades laborales concretas, una premisa que la [OEI \(2022\)](#) ya recoge en sus marcos de reconocimiento. La proporción mediada por encima del 100 % refleja una supresión leve, es decir, un efecto directo ligeramente negativo una vez controlado X_3 . [Aguinis et al. \(2005\)](#) asocian ese patrón con la restricción de rango en el predictor, que aquí se confirma, pues el 91.5 % de la muestra se ubica en el nivel alto de conocimiento.

El género y la situación laboral explicaron apenas el 1.8 % de la varianza [$F(2, 126) = 1.15$; $p = .319$] y ninguno alcanzó significación, ni en el modelo completo ni en la comparación directa de medias [$t(127) = -0.43$; $p = .665$; $d = 0.08$]. Esta invarianza difiere de lo reportado por [Castaño-Muñoz et al. \(2017\)](#) y [Johan et al. \(2024\)](#), que sí encuentran diferencias demográficas en muestras más heterogéneas. La discrepancia puede explicarse por la homogeneidad etaria de la muestra (el 86.8 % tiene entre 20 y 29 años) y por el mecanismo de expectativa-valencia de [Vroom \(1964\)](#): una vez controlada la empleabilidad percibida, trabajar o no trabajar deja de importar, porque ambos grupos convergen en sus expectativas de retorno futuro.

Tres limitaciones acotan estas conclusiones. La primera es el diseño transversal, que no permite descartar una dirección causal inversa, ya que una valoración previa también podría alimentar la percepción de empleabilidad; solo diseños longitudinales o experimentales resolverían esa ambigüedad ([Maxwell y Cole, 2007](#)). La segunda es el muestreo censal sobre una única cohorte de la UNEMI, que restringe la transferibilidad a poblaciones con otro perfil formativo o económico. La tercera es

la concentración del conocimiento en el nivel alto, que introduce una restricción de rango y pudo atenuar el efecto directo de X_1 ; muestras más heterogéneas permitirán comprobar si la mediación total se sostiene (Aguinis et al., 2005).

5. Conclusiones

La empleabilidad percibida explicó el 89.2 % de la varianza en la valoración de microcredenciales ($\beta = 1.429$; $p < .001$), lo que confirma H_1 . El análisis de mediación con bootstrap confirmó H_2 : el efecto total del conocimiento sobre la valoración ($\beta = 0.283$; $p < .001$) se transmite por completo a través de la empleabilidad percibida (efecto indirecto = 0.289; IC 95 % [0.215, 0.363]; Sobel $z = 7.71$; $p < .001$), sin una vía directa significativa ($\beta = -0.006$; $p = .757$). Las variables sociodemográficas no tuvieron efecto en ninguno de los dos bloques del modelo ($R^2 = .018$; $p = .319$).

En el plano teórico, la mediación total obliga a repensar los modelos que atribuyen al conocimiento un efecto directo sobre las actitudes educativas. El conocimiento sobre microcredenciales moviliza la valoración solo en la medida en que reconfigura la expectativa de inserción laboral, no de manera autónoma. Así, la empleabilidad percibida se perfila como una variable mediadora estructural en contextos de alta precariedad laboral, y no como una moderadora periférica.

En el plano metodológico, el ECVM-26 demostró validez de contenido (V de Aiken = .926) y una consistencia interna alta ($\alpha = .990$ global; α entre .968 y .970 por subescala), lo que lo convierte en un instrumento transferible a otras poblaciones universitarias hispanohablantes, previa validación transcultural.

En el plano práctico, la recomendación es directa: la adopción de microcredenciales no se consigue solo con alfabetización conceptual si esta no se acompaña de una articulación verificable con competencias laborales concretas. Que la utilidad académica sea la dimensión mejor valorada ($M = 4.04$) indica que la ventana institucional existe; convertirla en proyección ocupacional percibida es el paso que queda pendiente.

De las limitaciones se derivan tres líneas de trabajo futuro: estudios longitudinales que contrasten las expectativas de empleabilidad con el reconocimiento laboral efectivo tras el egreso; la ampliación de la muestra a carreras técnicas y programas de posgrado, donde el perfil de conocimiento y las expectativas laborales difieren; y la incorporación de dimensiones procedimentales y metacognitivas del conocimiento en versiones ampliadas del ECVM-26, para determinar si formas más profundas del dominio conceptual ejercen algún efecto directo sobre la valoración.

Referencias

- Acemoglu, D., y Restrepo, P. (2022). Tasks, automation, and the rise in US wage inequality. *Econometrica*, 90(5), 1973–2016. <https://doi.org/10.3982/ECTA19815>
- Aguinis, H., Beaty, J. C., Boik, R. J., y Pierce, C. A. (2005). Effect size and power in assessing moderating effects of categorical variables using multiple regression: A 30-year review. *Journal of Applied Psychology*, 90(1), 94–107. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.90.1.94>

- Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45(1), 131–142. <https://doi.org/10.1177/0013164485451012>
- American Psychological Association [APA]. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7.ª ed.). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/0000165-000>
- Banco Mundial. (2022). *Closing the skills gap: New options for higher education in Latin America and the Caribbean*. World Bank Group. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/37617>
- Baron, R. M., y Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
- Brown, M., Nic Giolla Mhichíl, M., Beirne, E., y Mac Lochlainn, C. (2021). The global micro-credential landscape: Charting a new credential ecology for lifelong learning. *Journal of Learning for Development*, 8(2), 228–254. <https://doi.org/10.56059/jl4d.v8i2.525>
- Cabero-Almenara, J., Gutiérrez-Castillo, J. J., Guillén-Gámez, F. D., y Gaete-Bravo, A. F. (2023). Digital competence of higher education students as a predictor of academic success. *Technology, Knowledge and Learning*, 28(2), 683–702. <https://doi.org/10.1007/s10758-022-09624-8>
- Castañó-Muñoz, J., Kreijns, K., Kalz, M., y Punie, Y. (2017). Does digital competence and occupational setting influence MOOC participation? Evidence from a cross-course survey. *Journal of Computing in Higher Education*, 29(1), 28–46. <https://doi.org/10.1007/s12528-016-9123-z>
- Centro Europeo para el Desarrollo de la Formación Profesional [Cedefop]. (2020). *Briefing note: Skills forecast 2020—Key trends to 2030*. Publications Office of the European Union. <https://go.oei.int/jp9luxwq>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155–159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Comisión Europea. (2022). *A European approach to micro-credentials for lifelong learning and employability*. Publications Office of the European Union. <https://education.ec.europa.eu/education-levels/higher-education/micro-credentials>
- Coursera. (2025). *Micro-credentials impact report 2025* [Informe técnico]. Coursera Inc. <https://go.oei.int/8y6f1tmm>
- Creswell, J. W., y Creswell, J. D. (2018). *Research design: Qualitative, quantitative, and mixed methods approaches* (5.ª ed.). SAGE Publications.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Davis, F. D. (1989). Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. *MIS Quarterly*, 13(3), 319–340. <https://doi.org/10.2307/249008>
- DeVellis, R. F., y Thorpe, C. T. (2022). *Scale development: Theory and applications* (5.ª ed.). SAGE Publications.
- Eccles, J. S., Wigfield, A., Flanagan, C. A., Miller, C., Reuman, D. A., y Yee, D. (1989). Self-concepts, domain values, and self-esteem: Relations and changes at early adolescence. *Journal of Personality*, 57(2), 283–310. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1989.tb00484.x>
- Ehlers, U. D., y Kellermann, S. A. (2019). *Future skills: The future of learning and higher education*. Steinbeis-Edition.
- Escurra, L. M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Perú*, 6(1–2), 103–111.
- Eysenbach, G., y Till, J. E. (2001). Ethical issues in qualitative research on internet communities. *British Medical Journal*, 323(7321), 1103–1105. <https://doi.org/10.1136/bmj.323.7321.1103>
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (5.ª ed.). SAGE Publications.
- Gasskov, V. (2021). Bridging the skills gap with micro-credentials: An international comparative study. *International Journal of Training and Development*, 25(4), 342–361. <https://doi.org/10.1111/ijttd.12227>

- González-Pérez, L. I., y Ramírez-Montoya, M. S. (2022). Components of education 4.0 in 21st century skills frameworks: Systematic review. *Sustainability*, 14(3), 1493. <https://doi.org/10.3390/su14031493>
- Guo, J., Marsh, H. W., Parker, P. D., y Dicke, T. (2018). Cross-cultural generalizability of social and dimensional comparison effects on reading, math, and science self-concepts for primary school students using the combined PIRLS and TIMSS data. *Learning and Instruction*, 58, 210–219. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2018.07.007>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., y Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8.ª ed.). Cengage Learning.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (2.ª ed.). The Guilford Press.
- Hermida, P., y Petrovic, N. (2023). Brechas de habilidades en los trabajadores jóvenes en Ecuador. *Cuestiones Económicas*, 33(2). <https://doi.org/10.47550/RCE/33.2.1>
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., y Baptista-Lucio, P. (2014). *Metodología de la investigación* (6.ª ed.). McGraw-Hill.
- Hockings, C., Thomas, L., Ottaway, J., y Jones, R. (2018). Independent learning – what we do when you're not there. *Teaching in Higher Education*, 23(2), 145–161. <https://doi.org/10.1080/13562517.2017.1332031>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC]. (2025). *Encuesta nacional de empleo, desempleo y subempleo (ENEMDU): Resultados enero 2025*. INEC Ecuador. <https://go.oei.int/6h9hrfsh>
- Johan, R. C., Rullyana, G., Susilana, R., y Emilzoli, M. (2024). Micro-credentials in higher education: A review and bibliometric. *Journal of Education and Learning (EduLearn)*, 19(2), 1103–1116. <https://doi.org/10.11591/edulearn.v19i2.21281>
- Ley Orgánica de Protección de Datos Personales [LOPD]. (2021). *Ley Orgánica de Protección de Datos Personales del Ecuador*. Registro Oficial Suplemento 459, 26 de mayo de 2021. Asamblea Nacional del Ecuador. <https://go.oei.int/3f88socc>
- Mateo-Berganza Díaz, M. M., Lim, J. R., Cardenas Navia, I., y Elzey, K. (2022). *A world of transformation: Moving from degrees to skills-based alternative credentials*. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://doi.org/10.18235/0004299>
- Maxwell, S. E., y Cole, D. A. (2007). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation. *Psychological Methods*, 12(1), 23–44. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.1.23>
- McGreal, R., y Olcott, D. (2022). A strategic reset: Micro-credentials for higher education leaders. *Smart Learning Environments*, 9(1), 9. <https://doi.org/10.1186/s40561-022-00190-1>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2.ª ed.). McGraw-Hill.
- Oliver, B. (2019). *Making micro-credentials work for learners, employers and providers*. Deakin University. <https://go.oei.int/wruz6qgu>
- Organización de Estados Iberoamericanos [OEI]. (2022). *Panorama de las microcredenciales en educación superior de Iberoamérica*. OEI. <https://go.oei.int/u6gnip6e>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura [UNESCO-IESALC]. (2025). *Micro-credentials for lifelong learning and development*. UNESCO-IESALC. <https://go.oei.int/unsa5eem>
- Orr, D., Weller, M., y Farrow, R. (2019). How is digitalisation affecting the flexibility and openness of higher education provision? Results of a global survey using a new conceptual model. *Journal of Interactive Media in Education*, 2019(1). <https://doi.org/10.5334/jime.523>
- Ralston, S. J. (2021). Higher education's microcredentialing craze: A postdigital-Deweyan critique. *Postdigital Science and Education*, 3(1), 83–101. <https://doi.org/10.1007/s42438-020-00121-8>
- Rama, C. (2021). *La nueva educación híbrida*. Cuadernos de Universidades. Unión de Universidades de América Latina y el Caribe (UDUAL).

- Reglamento General de Protección de Datos [GDPR]. (2016). *Reglamento (UE) 2016/679 del Parlamento Europeo y del Consejo*. Diario Oficial de la Unión Europea, L 119, 1–88. <https://www.boe.es/doue/2016/119/L00001-00088.pdf>
- Richardson, M., Abraham, C., y Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353–387. <https://doi.org/10.1037/a0026838>
- Rullyana, G., Siregar, E., y Kustandi, C. (2025). Research trends on micro-credentials in higher education: A bibliometric analysis using Scopus and WoS databases. *Journal of Learning for Development*, 12(3), 484–500. <https://doi.org/10.56059/jl4d.v12i3.1950>
- Secretaría de Educación Superior, Ciencia, Tecnología e Innovación [SENESCYT]. (2022). *Estadísticas de educación superior, ciencia, tecnología e innovación*. SENESCYT. <https://www.senescyt.gob.ec/estadisticas>
- Spence, A. M. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374. <https://doi.org/10.2307/1882010>
- Venkatesh, V., Morris, M. G., Davis, G. B., y Davis, F. D. (2003). User acceptance of information technology: Toward a unified theory. *MIS Quarterly*, 27(3), 425–478. <https://doi.org/10.2307/30036540>
- Vroom, V. H. (1964). *Work and motivation*. Wiley.
- Wheelahan, L., y Moodie, G. (2021). Gig qualifications for the gig economy: Micro-credentials and the 'hungry mile.' *Higher Education*, 83(6), 1279–1295. <https://doi.org/10.1007/s10734-021-00742-3>
- Wigfield, A., y Eccles, J. S. (2000). Expectancy–value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 68–81. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1015>
- World Economic Forum. (2023). *Future of jobs report 2023*. World Economic Forum. <https://go.oei.int/eqI84osl>
- World Medical Association. (2013). Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA*, 310(20), 2191–2194. <https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053>
- Yavas Celik, G., y Toprak, E. (2026). Micro-credentials in higher education: A systematic review for quality aspects. *Turkish Online Journal of Distance Education*, 27(1), 103–134. <https://doi.org/10.17718/tojde.1651469>
- Zawacki-Richter, O., Marín, V. I., Bond, M., y Gouverneur, F. (2019). Systematic review of research on artificial intelligence applications in higher education – where are the educators? *International Journal of Educational Technology in Higher Education*, 16(1). <https://doi.org/10.1186/s41239-019-0171-0>

Cómo citar en APA:

Hernández Cueva, E. J., y Rojas Pérez, C. E. (2026). Conocimiento y valoración de las micro-credenciales en el alumnado universitario en línea: evidencia predictiva desde Ecuador. *Revista Iberoamericana de Educación*, 101(1), 169-184. <https://doi.org/10.35362/rie10117365>