

DISEÑO Y VALIDACIÓN DE UNA ESCALA DE COMPETENCIAS PARA EL DESARROLLO SOSTENIBLE EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS

LESLIE SORAYA AGUILAR-AGUILAR

RESUMEN

Esta investigación tuvo como objetivo diseñar y validar una escala para medir la percepción de los estudiantes sobre la adquisición de competencias para el desarrollo sostenible a lo largo de su formación académica. El estudio fue de corte transversal y contó con la participación de 445 estudiantes de licenciatura en Tegucigalpa, Honduras. A partir de la revisión bibliográfica, se estructuró una propuesta inicial que fue sometida a evaluación de la validez de contenido, la fiabilidad y la validez de constructo. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) se realizó mediante el método de Mínimos Cuadrados No Ponderados (ULS) y rotación Promax, mientras que el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se estimó mediante el método de Mínimos Cuadrados Ponderados ajustados por Me-

dia y Varianza (WLSMV). Debido a la alta interrelación entre los factores, se validó un modelo jerárquico de segundo orden de Competencias para el Desarrollo Sostenible (CDS) que evidenció un ajuste óptimo ($\chi^2/gl = 3,61$, RMSEA = 0,077, SRMR = 0,054, TLI = 0,995 y CFI = 0,995) y una alta fiabilidad ($\omega = 0,95$). Este modelo explicó el 78,9% de la varianza de las cinco dimensiones de primer orden, las cuales corresponden a las competencias de colaboración, anticipación, pensamiento crítico, pensamiento estratégico y pensamiento sistémico. En conclusión, los 30 ítems de la escala constituyen resultados de aprendizaje clave, cuya inclusión en los planes de estudio podría favorecer una formación holística e interdisciplinaria en sostenibilidad.

Introducción

Frente a la complejidad de las crisis globales contemporáneas, las Instituciones de Educación Superior (IES) desempeñan un papel estratégico en la formación de profesionales con las Competencias para el Desarrollo Sostenible (CDS). Por ello, resulta fundamental contar con escalas validadas que permitan su

medición y aporten evidencia para la toma de decisiones.

En la presente investigación se asume el concepto de desarrollo sostenible introducido por la Comisión Mundial sobre Medio Ambiente y Desarrollo, el cual consiste en satisfacer las necesidades de las generaciones actuales sin afectar la capacidad de las generaciones futuras para satisfacer las suyas (Naciones Unidas, 1987). Este enfoque se fundamenta en la interdependencia entre

la sociedad, el ambiente y la economía (Aguilar-Aguilar, 2026; Tafese y Kopp, 2025) y se ha consolidado a partir de iniciativas internacionales, entre ellas, la Agenda 2030 con los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) (Díaz *et al.*, 2022; Naciones Unidas, 2018).

Particularmente, el ODS 4, relativo a la educación de calidad, se considera un eje articulador para el logro de los demás ODS (Aguilar-Aguilar, 2026; Shulla *et al.*, 2020). En una de sus

PALABRAS CLAVE / Competencia de Anticipación / Competencia de Colaboración / Competencia Estratégica / Competencia de Pensamiento Crítico / Competencia de Pensamiento Sistémico /

Recibido: 08/05/2026. Modificado: 13/07/2026. Aceptado: 17/07/2026.

Leslie Soraya Aguilar-Aguilar. Licenciada en Administración de Empresas, Máster en Economía y Desarrollo, Doctora en Dirección Empresarial. Profesora titular, Universidad Nacional Autónoma de Honduras, Honduras. Dirección: Ciudad Universitaria, Bulevar Suyapa, Tegucigalpa, Honduras. e-mail: leslie.aguilar@unah.edu.hn. ORCID: 0000-0003-1964-7149.

metas, se destaca la Educación para el Desarrollo Sostenible (EDS) como el medio mediante el cual los estudiantes adquieren las CDS a través de su vinculación con experiencias de la vida real (Muhonen *et al.*, 2024; Naciones Unidas, 2018).

Competencias para el Desarrollo Sostenible

Las CDS son capacidades transversales e interdisciplinarias (Bezzina *et al.*, 2025; Dias *et al.*, 2022; UNESCO, 2017) que integran saberes, habilidades y actitudes para resolver problemas y tomar decisiones que equilibran las dimensiones ambiental, social y económica (Dias *et al.*, 2023; Wiek *et al.*, 2011).

Una de las investigaciones más influyentes sobre las CDS es la de Wiek *et al.* (2011), quienes propusieron un marco de cinco competencias clave para la sostenibilidad: pensamiento sistémico, anticipatorio, estratégico, normativo e interpersonal. Por su parte, Rieckmann (2012), tras un estudio Delphi con educadores de Europa (Alemania y Gran Bretaña) y América Latina (Chile, Ecuador y México), identificó 12 competencias clave para el desarrollo sostenible, priorizando el pensamiento sistémico, el anticipatorio y el pensamiento crítico, aunque este último figuraba en la propuesta inicial de Wiek *et al.* (2011) únicamente como una competencia genérica.

Posteriormente, el marco de Wiek *et al.* (2011) fue reformulado por Wiek *et al.* (2016) hacia un enfoque sistémico y orientado a la acción. Bajo esta nueva estructura, la resolución de problemas se posicionó como una metacompetencia integradora encargada de articular las demás dimensiones de la sostenibilidad. Asimismo, esta revisión redefinió las competencias en resultados de aprendizaje operativos y en actividades pedagógicas concretas, facilitando el diseño de futuros instrumentos y escalas de medición. En esta misma línea, el informe de la UNESCO (2017) consolidó un marco de ocho competencias clave para la sostenibilidad. Este marco retoma las cinco dimensiones definidas por Wiek *et al.* (2011) e incorpora el pensamiento crítico, la autoconciencia y la competencia de resolución integral de problemas.

Paralelamente, Lozano *et al.* (2017) identificaron 12 CDS, que abarcan desde el pensamiento crítico hasta la empatía y la tolerancia a la incertidumbre. Adicionalmente, Lozano *et al.* (2019) aportaron un avance analítico al demostrar que estas competencias se organizan de forma sistémica en tres grupos

interconectados: extrospectivo-social (empatía y cambio de perspectiva, relaciones interpersonales y colaboración, comunicación y uso de los medios, y justicia, responsabilidad y ética), introspectivo-personal (pensamiento sistémico, pensamiento anticipatorio, evaluación y valoración, participación personal, trabajo interdisciplinario, y tolerancia a la ambigüedad y la incertidumbre) y cognitivo-procesual (pensamiento crítico y análisis, junto con acción estratégica).

Avanzando hacia el desarrollo de escalas validadas, Ploum *et al.* (2018) operacionalizaron el modelo de emprendimiento sostenible de Lans *et al.* (2014) mediante la validación estadística de un instrumento en estudiantes universitarios europeos del área de negocios. Los análisis mostraron la solidez de una estructura de seis factores: competencia estratégica de gestión y acción, competencia en diversidad, competencia en pensamiento sistémico, competencia normativa, competencia en pensamiento prospectivo y competencia interpersonal.

Asimismo, Lozano *et al.* (2023) robustecieron la evidencia empírica al analizar los datos de 668 profesores de 15 universidades, comprobando que las macrodimensiones teóricas previas (extrospectiva, introspectiva y cognitiva) operan con correlaciones muy altas como un sistema integrado. Finalmente, Bezzina *et al.* (2025) evaluaron la validez de constructo de un instrumento derivado de Wiek *et al.* (2011) en una muestra de 721 estudiantes de negocios y economía de siete universidades europeas. El estudio demostró estadísticamente que las dimensiones evaluadas (pensamiento sistémico, anticipatorio, estratégico, normativo y colaboración) funcionan como factores de primer orden subordinados a una metacompetencia de segundo orden: la Competencia Integrada en Resolución de Problemas (IPSC).

A pesar de estos avances en la evaluación psicométrica de las CDS, se observa que este tipo de herramientas presenta limitaciones importantes al excluir el pensamiento crítico, concentrar sus validaciones en Europa y limitarse a las áreas de negocios, evidenciando la falta de instrumentos para distintos campos del conocimiento adaptados al contexto universitario latinoamericano.

En consecuencia, la presente investigación delimita el constructo CDS hacia competencias de naturaleza cognitiva, estratégica y colaborativa, directamente vinculadas a la resolución de problemas complejos y susceptibles de ser observadas y evaluadas mediante resultados de aprendizaje en estudiantes de distintas disciplinas. Estas son:

Competencia de pensamiento sistémico: Esencial para comprender la complejidad y las interdependencias del entorno (Lozano *et al.*, 2017, 2019, 2023; Ploum *et al.*, 2018; UNESCO, 2017; Wiek *et al.*, 2016).

Competencia de anticipación: Clave para evaluar escenarios futuros, prever consecuencias y mitigar riesgos (Lozano *et al.*, 2017, 2019, 2023; Ploum *et al.*, 2018; UNESCO, 2017; Wiek *et al.*, 2011).

Competencia de pensamiento crítico: Necesaria para cuestionar paradigmas, normas y prácticas, así como para analizar de forma reflexiva las problemáticas de sostenibilidad (Lozano *et al.*, 2017, 2019, 2023; UNESCO, 2017).

Competencia estratégica: Permite diseñar, implementar y ejecutar soluciones innovadoras ante desafíos reales (Lozano *et al.*, 2017, 2019, 2023; Ploum *et al.*, 2018; UNESCO, 2017; Wiek *et al.*, 2011).

Competencia de colaboración: Indispensable para facilitar el trabajo conjunto, empático y multidisciplinario en contextos colectivos (Dias *et al.*, 2023; Lozano *et al.*, 2017, 2019, 2023; UNESCO, 2017, 2019; Wiek *et al.*, 2011).

A partir de lo expuesto, el objetivo de este estudio es diseñar y validar psicométricamente una escala orientada a medir la autopercepción sobre la adquisición de CDS en estudiantes de licenciatura de la principal universidad en Honduras.

Metodología

Este estudio se efectuó en el marco del paradigma postpositivista, utilizando un enfoque cuantitativo. El diseño fue no experimental, transversal e instrumental, orientado a la validación de la Escala de Competencias para el Desarrollo Sostenible (ECDS). Para la sistematización y el análisis descriptivo de los datos se utilizó el paquete estadístico SPSS v.26. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) fueron realizados mediante el lenguaje de programación R.

Participantes

Se consideró una población de 33101 estudiantes de reingreso de nivel de licenciatura en la Universidad Nacional Autónoma de Honduras (UNAH), ubicada en Tegucigalpa, Honduras. Se aplicó un muestreo probabilístico para población finita, con un nivel de confianza del 95%, un valor Z de 1,96, una probabilidad de ocurrencia de $p = 0,5$ y un

margen de error de 0,05, obteniéndose una muestra de 379 estudiantes.

Los datos se recopilaron en línea mediante Formularios de Google y se distribuyeron a todos los estudiantes a través de WhatsApp. Para tal fin, se identificaron en los planes de estudio de las distintas licenciaturas las asignaturas correspondientes al último año. Luego se contactó a los profesores responsables de impartirlas y, por medio de ellos, se compartió el enlace del cuestionario con los estudiantes. Se obtuvieron las respuestas de 445 estudiantes, superando la muestra mínima requerida ($n = 379$).

Procedimiento y estrategia de análisis

Con base en los criterios metodológicos de DeVellis (2016) y el procedimiento empleado por Severino-González *et al.* (2025), el análisis se estructuró en tres fases: diseño de la escala, evaluación de contenido y evaluación de constructo.

Fase 1. Diseño de la escala: Se llevó a cabo una revisión teórica basada en el objeto de estudio. En primer lugar, se revisó el constructo “competencias for sustainable development”, seguido de una exploración sobre el marco referencial, los modelos, las escalas e instrumentos. Con base en ello, se establecieron las dimensiones con sus respectivos ítems.

Fase 2. Evaluación de la validez de contenido: En esta etapa, el instrumento fue evaluado por tres expertos con formación doctoral vinculada al desarrollo sostenible y con experiencia profesional en docencia, investigación y gestión académica en IES. La validación consistió en evaluar la pertinencia, claridad y relevancia de los ítems. A partir de las evaluaciones realizadas por los expertos, se aplicó el Coeficiente de Validez de Contenido del instrumento en su conjunto (CVCT) y el Coeficiente de Validez de Contenido por cada ítem (CVCc). Para ello, se mantuvieron los ítems con un CVCc superior a 0,80 (Pedrosa *et al.*, 2013).

Fase 3. Evaluación de la validez de constructo: Esta fase incluyó el análisis descriptivo, el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Previo al análisis descriptivo, se aplicó el cuestionario a seis estudiantes, con el fin de identificar ambigüedades en los ítems y realizar los ajustes necesarios. Luego, se aplicó el mismo cuestionario a 68 estudiantes y, con los datos obtenidos, se evaluó la confiabilidad preliminar de la escala. Para este propósito, se utilizó el coeficiente alfa de Cronbach y la correlación ítem-total, o Índice de Homogeneidad Corregido. Con

la base de datos obtenida de la aplicación del instrumento a toda la muestra, se procedió a realizar el análisis descriptivo, en el que se aplicaron pruebas estadísticas como la media, la desviación estándar, la asimetría y el coeficiente de curtosis.

En el AFE, en primer lugar, se verificó la idoneidad de realizarlo. Para ello, se aplicó la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Posteriormente, se identificó la estructura subyacente del instrumento. Para esto, se utilizó el método de extracción de Mínimos Cuadrados no Ponderados (Unweighted Least Squares, ULS), que no requiere que las variables observadas tengan una distribución normal y minimiza los residuos entre la matriz observada y la reproducida (Morata-Ramírez *et al.*, 2015).

Debido a que los ítems son ordinales (escala Likert), el análisis se realizó usando la matriz de correlaciones policóricas (Morata-Ramírez *et al.*, 2015). Para la rotación factorial se empleó el método oblicuo Promax con normalización Kaiser. La asignación de los ítems a cada dimensión se realizó considerando la mayor carga factorial observada en la matriz patrón, verificando que cada ítem presentara una carga factorial dominante $\geq 0,40$ (Hair *et al.*, 2014). Tras determinar la estructura de los factores y la varianza explicada por cada uno, se evaluaron las communalidades y, siguiendo el criterio de Hair *et al.* (2014), se estableció un umbral deseable de 0,50 para retener los ítems en el modelo.

Para evaluar la consistencia interna de primer orden se utilizaron los coeficientes alfa de Cronbach y Omega de McDonald. Se consideró adecuado calcular el coeficiente Omega, ya que proporciona una estimación precisa de la fiabilidad sin asumir el supuesto de tau-equivalencia, permitiendo además cargas factoriales heterogéneas entre los ítems (Hair *et al.*, 2014; Kline, 2023).

El AFC se realizó utilizando el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ponderados con ajuste de Media y Varianza (WLSMV), el cual es robusto para variables ordinales y no normales, ya que se basa en correlaciones policóricas (Li, 2016). Se evaluó la estructura factorial utilizando los siguientes índices de bondad de ajuste: chi-cuadrado relativo (χ^2/gf), el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA), el Residuo Cuadrático Medio Estandarizado (SRMR), el Índice de Ajuste Comparativo (CFI) y el Índice de Tucker-Lewis (TLI) (Xia y Yang, 2019).

Posteriormente, se evaluó la validez convergente. En primer lugar, se analizaron las cargas factoriales

estandarizadas (λ), considerando un límite mínimo de 0,40 para la validez de los ítems (DeVellis, 2016) y un nivel óptimo de 0,70 (Hair *et al.*, 2014). Luego, se calculó la Varianza Media Extraída (AVE), tomando como adecuados los valores iguales o superiores a 0,50 (Hair *et al.*, 2014). Por último, se determinaron los índices de fiabilidad compuesta (CR), considerando un mínimo requerido de 0,70 (Hair *et al.*, 2014). Por otra parte, la validez discriminante se evaluó mediante el criterio de Fornell-Larcker, según el cual la raíz cuadrada del AVE de cada constructo debe ser mayor que sus correlaciones con los demás constructos (Hair *et al.*, 2014). Como análisis complementario se calculó el Factor de Inflación de la Varianza (VIF).

El análisis concluyó con la estimación y confirmación del modelo de medición de segundo orden. De acuerdo con Kline (2023), esta estructura resulta adecuada para explicar el comportamiento de los datos cuando las dimensiones de primer orden presentan altas correlaciones entre sí. La evaluación de este modelo se realizó a partir de los índices de bondad de ajuste, las cargas factoriales estandarizadas, la AVE y el coeficiente de fiabilidad omega (ω).

Resultados

El cuestionario fue completado por 445 estudiantes de licenciatura, de los cuales 258 (58%) eran hombres y 187 (42%) eran mujeres. El porcentaje de estudiantes participantes por cada facultad fue: Humanidades y Artes 9%, Ciencias Sociales 11,9%, Ciencias 7,4%, Ciencias Económicas, Administrativas y Contables 45,8%, Ciencias Jurídicas 7,2%, Ciencias Médicas 3,6%, Químicas y Farmacia 2,0%, Ingeniería 10,2%, Odontología 1,8% y Ciencias Espaciales 1,1%.

Diseño de la escala

Con base en la revisión de la literatura, en particular los trabajos de Lozano *et al.* (2017, 2019, 2023), Ploum *et al.* (2018), UNESCO (2017) y Wiek *et al.* (2011, 2016), se diseñó una propuesta preliminar de la ECDS, estructurada en cinco dimensiones. Estas incluyen la competencia de pensamiento sistémico (1, 2, 3, 4, 5, 6), la competencia de anticipación (7, 8, 9, 10, 11, 12), la competencia de pensamiento crítico (13, 14, 15, 16, 17, 18), la competencia estratégica (19, 20, 21, 22, 23, 24) y la competencia de colaboración (25, 26, 27, 28, 29, 30).

En total se redactaron 30 ítems, precedidos de la afirmación: Como

resultado de su proceso formativo, usted ha adquirido las siguientes competencias. Para las respuestas se estableció una escala Likert de cinco puntos: 1 = totalmente en desacuerdo, 2 = en desacuerdo, 3 = ni en desacuerdo ni de acuerdo, 4 = de acuerdo y 5 = totalmente de acuerdo.

Evaluación de la validez de contenido

La evaluación de contenido realizada por juicio de expertos arrojó resultados positivos. El CVCt fue de 0,9505 (>0,80). Veintinueve ítems recibieron una valoración de CVCi >0,80, superando el criterio de Pedrosa *et al.* (2013). El ítem 1 obtuvo un CVCi de 0,7963. Aunque este valor es cercano a 0,80, siguiendo las recomendaciones de los expertos, el ítem fue sustituido. Asimismo, los ítems 7 y 30, con CVCi mayor que 0,90, fueron mejorados en su redacción.

Evaluación de la validez de constructo

Análisis preliminar

Prueba piloto: El instrumento mejorado a partir del juicio de expertos se aplicó a un grupo de seis estudiantes. Los participantes no manifestaron inconvenientes al momento de responder las preguntas, por lo que el cuestionario no requirió modificaciones.

Confiabilidad preliminar: En el estudio de la confiabilidad del instrumento, aplicado a un grupo de 68 estudiantes, las cinco dimensiones mostraron coeficientes alfa de Cronbach mayores que 0,90. Esto evidenció un nivel excelente de consistencia interna, superando holgadamente el umbral recomendado para escalas consolidadas (DeVellis, 2016). De igual manera, el coeficiente de fiabilidad de toda la ECDS fue $\alpha = 0,96$, lo que se considera un valor óptimo y altamente confiable, de acuerdo con los criterios de Hair *et al.* (2014).

Asimismo, el índice de homogeneidad corregido (correlación ítem-total corregida) para cada uno de los ítems superó el valor mínimo requerido de 0,30 (DeVellis, 2016; Hair *et al.*, 2014). No se eliminó ningún ítem, puesto que en ningún caso el alfa de Cronbach aumentó al suprimir un elemento. De esta manera, con base en los resultados de la prueba de alfa de Cronbach y del índice de homogeneidad corregido, se dedujo que la ECDS cumple con los criterios de confiabilidad, por lo que se procedió a la aplicación del instrumento a toda la muestra.

Análisis descriptivo: Las medias de los ítems de la ECDS oscilaron entre 3,58 y 4,23, con desviaciones estándar entre 0,92 y 1,05. Esto indica que, en

general, los 445 estudiantes participantes otorgaron una valoración positiva, observándose una moderada dispersión en las respuestas. Asimismo, los ítems mostraron asimetría negativa significativa ($|Z| > 1,96$), en concordancia con los resultados de la prueba de Kolmogorov-Smirnov ($D = 0,092$, $p < 0,001$).

Análisis factorial exploratorio

El valor de KMO fue de 0,97, lo que indicó una adecuación muestral excelente, confirmando que las variables comparten una alta proporción de varianza común, siendo muy apropiado llevar a cabo un análisis factorial (Kline, 2023). Con el propósito de evaluar la idoneidad de los datos para el AFE, se aplicó la prueba de esfericidad de Bartlett. El resultado fue estadísticamente significativo, con un chi-cuadrado $\chi^2 = 11338,006$, $gl = 435$, valor $p = 0,000$ ($< 0,05$), corroborando la existencia de correlaciones lineales suficientes entre las variables estudiadas (Kline, 2023). Este hallazgo justifica técnicamente la pertinencia de proceder con el análisis factorial (Hair *et al.*, 2014).

Durante el AFE, todos los ítems presentaron una carga factorial principal en un único factor, con valores que oscilaron entre 0,41 y 0,91, cumpliendo así el umbral de 0,40 recomendado por Hair *et al.* (2014). Si bien tres ítems mostraron cargas cruzadas moderadas, estas fueron inferiores a la carga principal y su permanencia quedó respaldada posteriormente por los resultados del AFC.

A partir de estos criterios, la estructura interna del cuestionario se evaluó mediante el método ULS. Antes de la rotación, el análisis inicial arrojó una varianza explicada acumulada del 74,2%. Al aplicar la rotación oblicua Promax con normalización Kaiser para limpiar la estructura de las dimensiones, la varianza final acumulada se ajustó al 58,3%. Este resultado supera el umbral mínimo del 50% sugerido por Hair *et al.* (2014) para las ciencias sociales.

Debido al reajuste de la varianza que provocó la rotación, las dimensiones se organizaron y renumeraron en orden descendente según su capacidad explicativa final. La competencia de colaboración (Factor 1) presentó la mayor fuerza individual al aportar un 13,9% de la varianza, agrupando los ítems 25, 26, 27, 28, 29 y 30. Le sigue en orden de importancia la competencia de anticipación (Factor 2), la cual explicó el 13,0% e integró los ítems 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11 y 12.

Por su parte, la competencia de pensamiento crítico (Factor 3) y la competencia estratégica (Factor 4) mostraron aportes similares con un 12,2%

(ítems 13, 14, 15, 16, 17, 18 y 19) y un 11,3% (ítems 20, 21, 22, 23 y 24) respectivamente. Finalmente, la competencia de pensamiento sistémico (Factor 5) registró el aporte más bajo con un 7,9% de la varianza, abarcando los ítems 1, 2, 3 y 4. Las cinco dimensiones superan el límite del 5% de significación práctica planteado por Hair *et al.* (2014), lo que justifica su retención en la escala (Tabla I).

En cuanto a las communalidades, los valores se situaron entre 0,61 y 0,85; específicamente, 25 ítems mostraron índices iguales o superiores a 0,70, mientras que los 5 restantes se mantuvieron en el rango de 0,61 a 0,69. En general, todos los ítems superaron el criterio de Hair *et al.* (2014), quienes señalan que los valores cercanos o superiores a 0,50 son adecuados para garantizar una representación sólida en la solución factorial.

La Escala de Competencias para el Desarrollo Sostenible (ECDS) demostró una excelente consistencia interna. Los coeficientes de fiabilidad alfa de Cronbach y Omega de McDonald (ω) coincidieron en cada una de las dimensiones analizadas, distribuyéndose de la siguiente manera: competencia de colaboración 0,91, competencia de anticipación 0,93, competencia de pensamiento crítico 0,92, competencia estratégica 0,90 y competencia de pensamiento sistémico 0,88. A nivel global, la ECDS alcanzó un coeficiente de consistencia interna de 0,97. Estos elevados valores demuestran que los ítems de cada factor se correlacionan de manera altamente coherente, confirmando la solidez psicométrica del instrumento.

Análisis factorial confirmatorio

Los índices de bondad de ajuste arrojaron los siguientes resultados: $\chi^2/gl=3,45$ (1362,091/395), RMSEA=0,074, SRMR=0,052, TLI=0,995 y CFI=0,996. Al evaluar estos datos de acuerdo con los criterios de Hu y Bentler (1999) y Hair *et al.* (2014), los índices de CFI, TLI y SRMR reflejaron un ajuste óptimo, mientras que el RMSEA se situó en un nivel aceptable. Por otra parte, χ^2/gl se ubicó dentro del rango de 1 a 5 considerado permisible por Kline (2023) para modelos con estructuras complejas, lo que constata la validez general del modelo propuesto.

En la confirmación de la validez convergente, en primer lugar, las cargas factoriales estandarizadas de los 30 ítems oscilaron entre 0,79 y 0,90 (ver Tabla I), siendo estadísticamente significativas en todos los casos ($p < ,001$). De esta manera, los coeficientes superaron ampliamente el límite mínimo de 0,40 (DeVellis, 2016) y se situaron por encima

TABLA I
CARGA DE LOS FACTORES

IO	AFE		AFC	
	λ	λ	p	Ítems de la ECDS validada
Competencia de colaboración				
25	0,41	0,88	< 0,001	1. Capacidad para negociar y gestionar conflictos grupales.
26	0,65	0,89	< 0,001	2. Capacidad para trabajar colaborativamente con grupos y en contextos diversos.
27	0,83	0,88	< 0,001	3. Capacidad para aprender de los demás y desde diversas perspectivas.
28	0,98	0,88	< 0,001	4. Capacidad para comprender y respetar las necesidades, puntos de vista y acciones de los demás (empatía).
29	0,91	0,90	< 0,001	5. Capacidad para identificarse y ser sensible ante las realidades de los demás (liderazgo empático).
30	0,91	0,86	< 0,001	6. Capacidad para reconocer el derecho de las personas a participar en todas las decisiones que les afectan.
Competencia de anticipación				
5	0,48	0,80	< 0,001	7. Capacidad para analizar las fortalezas y debilidades de los procesos clave de su campo laboral.
6	0,68	0,83	< 0,001	8. Capacidad para integrar armónicamente cuestiones ambientales, sociales y económicas en los planes futuros de su área de desempeño.
7	0,68	0,82	< 0,001	9. Capacidad para comprender y evaluar múltiples escenarios futuros: el posible, el probable y el deseable.
8	0,78	0,79	< 0,001	10. Capacidad para construir diferentes direcciones o estrategias para aportar al desarrollo sostenible.
9	0,76	0,88	< 0,001	11. Capacidad para analizar y evaluar los escenarios de acción, teniendo en cuenta el impacto ambiental, social y económico, tanto a corto como a largo plazo.
10	0,72	0,87	< 0,001	12. Capacidad para analizar y evaluar los escenarios de acción, teniendo en cuenta el impacto ambiental, social y económico, tanto a escala local como global.
11	0,61	0,85	< 0,001	13. Capacidad para actuar con cautela y prevenir los posibles daños al ambiente, la sociedad y la economía.
12	0,52	0,86	< 0,001	14. Capacidad para identificar riesgos ambientales, sociales y económicos y para diseñar acciones para mitigarlos.
Competencia de pensamiento crítico				
13	0,52	0,85	< 0,001	15. Capacidad para analizar y evaluar las normas, prácticas y opiniones existentes con relación al desarrollo sostenible.
14	0,73	0,84	< 0,001	16. Capacidad para valorar y analizar las consecuencias que su actuación personal y profesional puede tener en las dimensiones ambiental, social y económica del desarrollo sostenible.
15	0,84	0,85	< 0,001	17. Capacidad para comprender y considerar otras perspectivas en su campo laboral.
16	0,48	0,83	< 0,001	18. Capacidad para adoptar una posición y participar de manera informada en el debate sobre el desarrollo sostenible.
17	0,77	0,86	< 0,001	19. Capacidad para comprender que todo paradigma, enfoque o punto de vista está sujeto a cuestiones temporales, culturales, económicas y contextuales.
18	0,77	0,86	< 0,001	20. Capacidad para comprender que todo sistema (conceptual, socioeconómico, ambiental) presenta disfunciones que pueden ser identificadas y corregidas.
19	0,53	0,82	< 0,001	21. Capacidad para evaluar críticamente cómo las acciones de otros contribuyen o no al desarrollo sostenible.
Competencia estratégica				
20	0,47	0,90	< 0,001	22. Capacidad para identificar ámbitos de creatividad y de innovación en su campo laboral que puedan contribuir al desarrollo sostenible.
21	0,77	0,86	< 0,001	23. Capacidad para diseñar intervenciones innovadoras que promuevan el desarrollo sostenible a nivel local, regional y/o global.
22	0,89	0,83	< 0,001	24. Capacidad para monitorear las prácticas que coadyuvan al desarrollo sostenible.
23	0,90	0,84	< 0,001	25. Capacidad para liderar colectivamente procesos, proyectos e intervenciones que contribuyan al desarrollo sostenible.
24	0,71	0,85	< 0,001	26. Capacidad para identificar los colaboradores idóneos que contribuyan a alcanzar los objetivos relacionados con el desarrollo sostenible.
Competencia de pensamiento sistémico				
1	0,71	0,83	< 0,001	27. Capacidad para reconocer y comprender las interdependencias entre el ambiente, la sociedad y la economía.
2	0,72	0,85	< 0,001	28. Capacidad para comprender las relaciones causa-efecto en los sistemas ambientales, sociales y económicos.
3	0,76	0,90	< 0,001	29. Capacidad para determinar cómo están integrados los sistemas ambientales, sociales y económicos.
4	0,63	0,85	< 0,001	30. Capacidad para identificar operaciones clave de su campo laboral que impactan negativamente en el ambiente, la sociedad y/o la economía.

Elaboración propia a través del lenguaje de programación R. IO: ítems originales. λ = carga factorial del AFE; λ = carga factorial estandarizada del AFC; p = nivel de significancia.

del nivel óptimo de 0,70 sugerido por Hair et al. (2014), lo que evidencia una fuerte relación entre los ítems y sus respectivas dimensiones.

En segundo lugar, los valores del AVE excedieron en todas las dimensiones el criterio mínimo de 0,50 propuesto por Hair et al. (2014), situándose en un rango de 0,71 a 0,78. De manera específica, los resultados fueron de 0,78 en colaboración, 0,71 en anticipación, 0,72 en pensamiento crítico, 0,74 en competencia estratégica y 0,74 en pensamiento sistémico. Esto evidencia que cada factor explica más del 70 % de la varianza de sus indicadores. En tercer lugar, los valores de CR oscilaron entre 0,92 y 0,96, rebasando el umbral de 0,70 (Hair et al., 2014) y ratificando una alta consistencia interna en el modelo.

En la evaluación de la validez discriminante de la escala CDS mediante el criterio de Fornell-Larcker, los resultados de las raíces cuadradas del AVE fueron las siguientes: 0,89 (competencia de colaboración), 0,84 (competencia de anticipación), 0,85 (competencia de pensamiento crítico), 0,85 (competencia estratégica) y 0,86 (competencia de pensamiento sistémico). Al contrastarlas con las correlaciones interconstructo, la escala no alcanzó el criterio de Fornell-Larcker debido a la alta interrelación entre dimensiones. Específicamente, la competencia de anticipación registró correlaciones de 0,91 con pensamiento crítico y de 0,88 con pensamiento sistémico, superando en ambos casos el valor de su propia raíz de AVE (0,84).

Debido a la alta correlación detectada entre los factores, se procedió a estimar un modelo con una estructura jerárquica de segundo orden, que, según Hair et al. (2014), ofrece una representación más parsimoniosa de la variable latente. En este caso, el modelo supone la presencia de un constructo general subyacente denominado CDS, que explica significativamente las dimensiones de primer orden.

Así, el modelo de segundo orden mostró un ajuste global adecuado: $\chi^2/\text{gl} = 3,61$ (1345,12/372), RMSEA = 0,07, SRMR = 0,05, TLI = 0,99 y CFI=0,99.. Estos índices demostraron una excelente correspondencia con los datos empíricos. Siguiendo la estrategia de evaluación combinada recomendada por Hu y Bentler (1999), los índices incrementales exhibieron valores sobresalientes, situándose tanto el CFI = 0,99 como el TLI = 0,99 notablemente por encima del umbral riguroso de 0,95. En cuanto a los índices de ajuste absoluto, el SRMR = 0,05 se mantuvo por debajo del límite crítico de 0,08. Por su parte, el RMSEA = 0,07 se

ubicó dentro del rango considerado aceptable por la literatura metodológica (Kline, 2023). Finalmente, el valor de χ^2/gl se situó por debajo del límite de 5,0, confirmando el soporte empírico de un modelo factorial de orden superior de CDS.

Las cargas factoriales estandarizadas fueron altas y estadísticamente significativas ($p < 0,001$): 0,74 para la competencia de colaboración, 0,95 para la competencia de anticipación, 0,96 para la competencia de pensamiento crítico, 0,87 para la competencia estratégica y 0,90 para la competencia de pensamiento sistémico. Estos coeficientes demuestran la fuerte influencia del constructo global sobre cada dimensión, destacando especialmente su impacto en la competencia de pensamiento crítico y en la competencia de anticipación.

Para consolidar la validez del modelo de segundo orden, se calculó el AVE, que alcanzó un valor de 0,79. Esto indica que el factor general CDS logra explicar el 79% de la varianza de las cinco dimensiones, superando holgadamente el límite recomendado de 0,50 (Hair et al., 2014).

El análisis también arrojó un coeficiente de fiabilidad $\omega = 0,95$, valor que supera ampliamente el umbral crítico de 0,70 (Hair et al., 2014), confirmando la sólida consistencia interna y la adecuada estructura jerárquica de este modelo.

La ECDS validada quedó compuesta por cinco dimensiones y un total de 30 ítems, distribuidos de la siguiente manera: colaboración (6 ítems), anticipación (8 ítems), pensamiento crítico (7 ítems), competencia estratégica (5 ítems) y pensamiento sistémico (4 ítems). Con base en la reorganización de los ítems resultante del AFE y el AFC, la definición de cada dimensión es la siguiente:

Competencia de colaboración: Capacidad para negociar y gestionar conflictos grupales; para trabajar colaborativamente con grupos y en contextos diversos; para aprender de los demás y a partir de diversas perspectivas; para comprender y respetar las necesidades, los puntos de vista y las acciones de los demás (empatía); para identificarse con y ser sensible ante las realidades de los demás (liderazgo empático); y para reconocer el derecho de las personas a participar en todas las decisiones que les afectan.

Competencia de anticipación: Capacidad para analizar las fortalezas y debilidades de los procesos clave de su campo laboral; para integrar armónicamente cuestiones ambientales, sociales y económicas en los planes futuros de su área de desempeño; para comprender y

evaluar múltiples escenarios futuros: posibles, probables y deseables; para construir diferentes direcciones o estrategias que aporten al desarrollo sostenible; para evaluar escenarios de acción, teniendo en cuenta el impacto a corto y largo plazo, tanto a escala local como global; para actuar con cautela y prevenir posibles daños; para identificar riesgos ambientales, sociales y económicos; y para diseñar acciones orientadas a mitigarlos.

Competencia de pensamiento crítico: Capacidad para analizar y evaluar las normas, prácticas y opiniones existentes con relación al desarrollo sostenible; para valorar y analizar las consecuencias que su actuación personal y profesional puede tener sobre el ambiente, la sociedad y la economía; para comprender y considerar otras perspectivas en su campo laboral; para adoptar una posición y participar de manera informada en el debate sobre el desarrollo sostenible; para comprender que todo paradigma, enfoque o punto de vista está sujeto a cuestiones temporales, culturales, económicas y contextuales; para comprender que todo sistema (social, ambiental y económico) presenta disfunciones que pueden ser identificadas y corregidas; y para evaluar críticamente cómo las acciones de otros contribuyen o no al desarrollo sostenible.

Competencia estratégica: Capacidad para identificar ámbitos de creatividad e innovación en su campo laboral que puedan contribuir al desarrollo sostenible; para diseñar, monitorear y liderar colectivamente procesos, proyectos e intervenciones; y para identificar los colaboradores idóneos que contribuyan a alcanzar los objetivos.

Competencia de pensamiento sistémico: Capacidad para reconocer y comprender las interdependencias entre el ambiente, la sociedad y la economía; para comprender las relaciones causa-efecto que se producen entre ellas; para determinar cómo están integradas; y para identificar los procesos clave de su campo laboral que impactan negativamente sobre el ambiente, la sociedad y la economía.

Discusión

El objetivo de este estudio consistió en diseñar y validar psicométricamente una escala orientada a medir la autopercepción sobre la adquisición de CDS en estudiantes de nivel de licenciatura de la principal universidad de Honduras. Al contrastar las diferentes fases del análisis, los resultados mostraron una sólida coherencia en la capacidad explicativa del instrumento. En la etapa exploratoria (AFE), la estructura de cinco factores logró retener

el 58,4% de la varianza total de los ítems, un valor aceptable para fenómenos sociales y educativos.

Al analizar el comportamiento individual de las cinco dimensiones del modelo de primer orden, se observan dinámicas teóricas de gran relevancia para el contexto universitario.

La competencia de colaboración se consolidó como el motor principal de la escala. Este resultado coincide con los hallazgos de Molderez y Fonseca (2018), quienes argumentan que el desarrollo de la capacidad colaborativa en los estudiantes potencia y cataliza las demás CDS. De este modo, se sugiere que la colaboración constituye una condición previa para lograr la acción colectiva. Esta competencia destaca la importancia de interactuar eficazmente en entornos heterogéneos (Díaz *et al.*, 2022). La sobresaliente carga del ítem 29 aporta un hallazgo cualitativo clave para esta población: la cooperación efectiva en sostenibilidad está supeditada a un liderazgo empático y sensible.

La competencia de anticipación se ubicó en el segundo lugar en cuanto a la varianza explicada de la escala. Este hallazgo coincide con Rieckmann (2012), quien la sitúa en igual posición dentro del listado de competencias priorizadas. Esta competencia destaca que la capacidad prospectiva es indispensable para que los futuros profesionales diseñen estrategias de transición y redirijan trayectorias hacia la sostenibilidad (Wiek *et al.*, 2011).

La competencia de pensamiento crítico ocupó el tercer lugar en cuanto a la varianza explicada, lo que está en sintonía con el modelo de Rieckmann (2012), que la incluyó en esta misma posición de su jerarquía. Esta dimensión trasciende la mera adopción de posturas (Díaz *et al.*, 2022). Las altas cargas factoriales de los ítems 17 y 18 evidencian el desarrollo de habilidades avanzadas de juicio fundamentado para cuestionar paradigmas contextuales y detectar disfunciones sistémicas.

La competencia estratégica comprende la facultad para dirigir proyectos innovadores bajo criterios de viabilidad y eficiencia (Wiek *et al.*, 2011). La excelente carga factorial del ítem 20 evidenció que el núcleo de esta competencia radica en la creatividad y la innovación aplicadas al diseño de soluciones profesionales. En los estudios de Bezzina *et al.* (2025), esta dimensión emergió como la competencia principal.

Finalmente, la competencia de pensamiento sistémico obtuvo el menor porcentaje de varianza explicada, en contraste con Rieckmann (2012), quien la incluyó en el primer lugar de las competencias priorizadas. Esta competencia

explora con éxito la interdependencia indisoluble de los ámbitos ambiental, social y económico (Lozano *et al.*, 2019). En los resultados destaca el ítem 3, que se refiere a la capacidad de los estudiantes para determinar cómo están integrados y cómo operan estos sistemas complejos.

Transición hacia el modelo jerárquico de segundo orden

Un hallazgo metodológico y teórico crucial de esta investigación fue la transición de un modelo de primer orden a un modelo jerárquico multidimensional. Aunque el modelo inicial de primer orden de dimensiones independientes presentó índices aceptables en el AFC, la falta de validez discriminante advirtió sobre una alta interrelación conceptual entre ellas. Lejos de representar una redundancia métrica o un defecto del instrumento, esta alta covarianza constituyó la evidencia empírica necesaria para justificar la modelación de un constructo de segundo orden. Según Lans *et al.* (2014), el solapamiento estadístico constituye la confirmación empírica de la interrelación e interdependencia propia de las dimensiones evaluadas.

La idoneidad de un modelo de segundo orden se alinea con estudios previos como el de Bezzina *et al.* (2025), quienes concluyeron que las competencias clave en sostenibilidad generan fuertes asociaciones entre los factores de primer orden. Asimismo, concuerda con el marco fundamental de la educación para la sostenibilidad (Lans *et al.*, 2014; Lozano *et al.*, 2017, 2019, 2023; Wiek *et al.*, 2011), el cual señala que estas facultades cognitivas y procedimentales no operan de forma aislada, sino como capacidades integradas y coactivadas en la práctica, que permiten una acción transformadora, responsable y eficaz.

Al evaluar el modelo jerárquico de segundo orden, se observó que las propiedades psicométricas se mantuvieron prácticamente invariantes y con un ajuste global adecuado ($\chi^2/gl = 3,61$ (1345,12/372), RMSEA = 0,07, SRMR = 0,05, TLI = 0,99 y CFI = 0,99). Según Kline (2023), en la práctica psicométrica, la introducción de un factor de orden superior añade restricciones al modelo subyacente, lo que habitualmente reduce de forma marginal sus índices de ajuste; sin embargo, en este estudio la variación fue prácticamente nula ($\Delta CFI = 0,001$).

De esta manera, el factor general CDS demostró una alta capacidad explicativa, destacando principalmente el peso de las dimensiones de competencia de pensamiento crítico (0,96) y competencia de anticipación (0,95). Las elevadas

cargas factoriales obtenidas por estas dos dimensiones en el modelo jerárquico de segundo orden no anulan ni restan validez al análisis de primer orden. Por el contrario, este comportamiento clarifica la estructura interna del constructo, demostrando que, si bien las cinco dimensiones poseen una identidad conceptual y descriptiva propia, en la práctica el pensamiento crítico y la capacidad prospectiva actúan como los núcleos o catalizadores principales que articulan y dinamizan el entramado de las CDS.

Así, la estructura jerárquica de segundo orden alcanzó un AVE de 0,79 sobre las cinco dimensiones, con una óptima fiabilidad ($\omega = 0,95$), valor que superó el umbral mínimo de 0,70 establecido por Kline (2023) para confirmar la consistencia y la robustez de un constructo jerárquico. Este comportamiento aporta un sólido respaldo psicométrico para justificar el uso de un factor general denominado CDS. Desde una perspectiva pedagógica, estos resultados cuestionan las visiones atomizadas del aprendizaje, demostrando que las CDS operan como un entramado holístico e interdependiente. Así, la ECDS se consolida como una herramienta de alta potencia métrica y de diagnóstico estratégico, orientada a la acción, ideal para monitorear, mejorar y orientar el diseño curricular en la educación superior.

Conclusión

Este estudio consolida la ECDS como un instrumento robusto, fiable y válido para evaluar integralmente la percepción de los estudiantes de licenciatura de la principal universidad de Honduras sobre la adquisición de capacidades para influir de manera favorable en el logro del desarrollo sostenible. Desde la perspectiva teórica, los resultados confirman la validez de un modelo basado en un constructo jerárquico de segundo orden reflectivo. Se ha demostrado que las cinco dimensiones: competencia de colaboración, competencia de anticipación, competencia de pensamiento crítico, competencia estratégica y competencia de pensamiento sistémico actúan como componentes complementarios e interdependientes de una misma competencia global, denominada competencias para el desarrollo sostenible.

La ECDS tiene potencial para diversas aplicaciones prácticas. Podría utilizarse como referente en estudios futuros que analicen la percepción de estudiantes de carreras de licenciatura de distintos campos del conocimiento sobre la adquisición de competencias para el desarrollo sostenible. Asimismo, los

profesores universitarios pueden emplearla como herramienta diagnóstica para evaluar la adquisición de dichas competencias en el estudiantado. Los resultados de estas evaluaciones podrían servir de base para diseñar y rediseñar los planes de estudio, particularmente en lo que respecta a la definición de los perfiles de egreso, de los resultados de aprendizaje y a la inclusión de estrategias activas de enseñanza-aprendizaje que promuevan la educación para el desarrollo sostenible.

Se reconocen limitaciones derivadas del diseño transversal y del uso exclusivo de la autopercepción por parte de los estudiantes. Futuras investigaciones podrían incluir otras dimensiones, adoptar diseños longitudinales e incorporar metodologías mixtas que contrasten la autopercepción con evaluaciones de desempeño.

REFERENCIAS

- Aguilar-Aguilar LS (2026) Producción Científica en Educación Superior y Desarrollo Sostenible: Un Análisis Bibliométrico y Cienciométrico. *Revista Conrado* 22: e4784. <https://conrado.ucf.edu.cu/index.php/conrado/article/view/4784>
- Bezzina F, Tracz-Krupa K, Zielińska A, Cassar V (2025) Scale validation of the "Key Competences in Sustainability" Indicator Tool (KCIS-IT) among business and economics students in seven European HEIs. *International Journal of Sustainability in Higher Education* 26: 335-352. <https://doi.org/10.1108/IJSHE-09-2024-0621>
- DeVellis RF (2016) *Scale Development: Theory and Applications*. SAGE Publications. CA EE.UU. 280 pp. <https://books.google.com.pe/books?id=48ACCwAAQBAJ&printsec=frontcover#v=onepage&q&f=false>
- Dias BG, da Silva Onevetch RT, dos Santos JAR, da Cunha Lopes G (2022) Competences for Sustainable Development Goals: The Challenge in Business Administration Education. *Journal of Teacher Education for Sustainability* 24: 73-86. <https://doi.org/10.2478/jtes-2022-0006>
- Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE (2014) *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson Education. NJ, EE.UU. 761 pp.
- Hu L, Bentler PM (1999) Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 6: 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kline RB (2023) *Principles and practice of structural equation modeling* (5.ª ed.). The Guilford Press. NY, EE.UU. 354 pp.
- Lans T, Blok V, Wesselink R (2014) Learning apart and together: Towards an integrated competence framework for sustainable entrepreneurship in higher education. *Journal of Cleaner Production* 62: 37-47. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2013.03.036>
- Li CH (2016) Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods* 48: 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Lozano R, Barreiro-Gen M, D'Amato D, Gago-Cortes C, Favi C, Martins R, Monus F, Caeiro S, Benayas J, Caldera S, Bostanci S, Djekic I, Moneva J M, Sáenz O, Awuzie B, Gladysz B (2023) Improving sustainability teaching by grouping and interrelating pedagogical approaches and sustainability competences: Evidence from 15 Worldwide Higher Education Institutions. *Sustainable Development* 31: 349-359. <https://doi.org/10.1002/sd.2396>
- Lozano R, Barreiro-Gen M, Lozano FJ, Sammalisto K (2019) Teaching Sustainability in European Higher Education Institutions: Assessing the Connections between Competences and Pedagogical Approaches. *Sustainability* 11: 1602. <https://doi.org/10.3390/su11061602>
- Lozano R, Merrill M Y, Sammalisto K, Ceulemans K, Lozano FJ (2017) Connecting Competences and Pedagogical Approaches for Sustainable Development in Higher Education: A Literature Review and Framework Proposal. *Sustainability* 9: 1889 <https://doi.org/10.3390/su9101889>
- Molderez I, Fonseca E (2018) The efficacy of real-world experiences and service learning for fostering competences for sustainable development in higher education. *Journal of Cleaner Production* 172: 4397-4410. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.04.062>
- Morata-Ramírez M, Holgado-Tello F, Barbero-García M, Méndez G (2015) Análisis factorial confirmatorio. Recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error Tipo I de Ji-Cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica* 12: 79-90. <https://doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>
- Muhonen T, Timonen L, Väänänen K (2024) Fostering Education for Sustainable Development in Higher Education: A Case Study on Sustainability Competences in Research, Development and Innovation (RDI). *Sustainability* 16: 11134. <https://doi.org/10.3390/su162411134>
- Naciones Unidas (1987) *Informe de la Comisión Mundial sobre el Medio Ambiente y el Desarrollo: Nuestro futuro común* (Documento A/42/427). Naciones Unidas. Nueva York, EE. UU. 374 pp. <https://digitallibrary.un.org/record/139811>
- Naciones Unidas (2018) *La Agenda 2030 y los Objetivos de Desarrollo Sostenible: una oportunidad para América Latina y el Caribe* (LC/G.2681 P/Rev. 3). Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). 93 pp. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/cb30a4de-7d87-4e79-8e7a-ad5279038718/content>
- Pedrosa I, Suárez-Álvarez J, García-Cueto E (2013) Evidencias sobre la validez de contenido: Avances teóricos y métodos para su estimación. *Acción Psicológica* 10: 3-18. <https://doi.org/10.5944/ap.10.2.11820>
- Ploum L, Blok V, Lans T, Omta O (2018) Toward a Validated Competence Framework for Sustainable Entrepreneurship. *Organization and Environment* 31: 113-132. <https://doi.org/10.1177/1086026617697039>
- Rieckmann M (2012) Future-oriented higher education: Which key competencies should be fostered through university teaching and learning? *Futures* 44: 127-135. <https://doi.org/10.1016/j.futures.2011.09.005>
- Severino-González P, Dote-Pardo J, Rojas-Bravo V, Calderón-Morales W, Arévalo-Arévalo C, Trigos-Tapia P, Sánchez-Rafael C, Antezana-Alzamora S, Rebollo-Aburto G (2025) Creative thinking and sustainable development: Design and validation of a scale for university students. *Interciencia* 50: 386-394. https://www.interciencia.net/wp-content/uploads/2026/07/03_7481_A_Severino_v51n6_9.pdf
- Shulla K, Filho W, Lardjane S, Sommer J, Borgemeister C (2020) Sustainable development education in the context of the 2030 Agenda for sustainable development. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology* 27: 1-11. <https://doi.org/10.1080/13504509.2020.1721378>
- Tafese MB, Kopp E (2025) Education for sustainable development: Analyzing research trends in higher education for sustainable development goals through bibliometric analysis. *Discover Sustainability* 6: 51. <https://doi.org/10.1007/s43621-024-00711-7>
- UNESCO (2017) *Education for Sustainable Development Goals: Learning Objectives*. UNESCO. Francia. 62 pp. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000247444>
- Wiek A, Withycombe L, Redman CL (2011) Key competencies in sustainability: A reference framework for academic program development. *Sustainability Science* 6: 203-218. <https://doi.org/10.1007/s11625-011-0132-6>
- Wiek A, Bernstein MJ, Foley RW, Cohen M, Forrest N, Kuzdas C, Kay B, Withycombe Keeler L (2016) Operationalizing competencies in higher education for sustainable development. En M Barth, G Michelsen, M Rieckmann, I Thomas (Eds.), *Routledge Handbook of Higher Education for Sustainable Development*. pp. 241-260. <https://asui.eelsevierpure.com/en/publications/operationalising-competencies-in-higher-education-for-sustainable/>
- Xia Y, Yang Y (2019) RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods* 51: 409-428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>

DESIGN AND VALIDATION OF A SCALE FOR SUSTAINABLE DEVELOPMENT COMPETENCIES IN UNIVERSITY STUDENTS

Leslie Soraya Aguilar-Aguilar

SUMMARY

This study aimed to design and validate a scale to assess students' perceptions of the acquisition of sustainable development competencies throughout their academic training. A cross-sectional study was conducted with 445 undergraduate students in Tegucigalpa, Honduras. Based on a literature review, an initial scale was developed and subsequently evaluated for content validity, reliability, and construct validity. Exploratory Factor Analysis (EFA) was performed using the Unweighted Least Squares (ULS) extraction method with Promax rotation, whereas Confirmatory Factor Analysis (CFA) was estimated using the Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted

(WLSMV) method. Owing to the high interrelationship among the factors, a second-order hierarchical model of Sustainable Development Competencies (SDCs) was validated, showing an excellent fit ($\chi^2/df = 3.61$, RMSEA = 0.077, SRMR = 0.054, TLI = 0.995, and CFI = 0.995) and high reliability ($\omega = 0.95$). This model explained 78.9% of the variance of the five first-order dimensions, corresponding to collaboration, anticipatory, critical thinking, strategic, and systems thinking competencies. In conclusion, the 30 items of the scale constitute key learning outcomes whose inclusion in university curricula could promote holistic and interdisciplinary education for sustainability.

DESENVOLVIMENTO E VALIDAÇÃO DE UMA ESCALA DE COMPETÊNCIAS PARA O DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL EM ESTUDANTES UNIVERSITÁRIOS

Leslie Soraya Aguilar-Aguilar

RESUMO

Esta pesquisa teve como objetivo desenvolver e validar uma escala para medir a percepção dos estudantes sobre a aquisição de competências para o desenvolvimento sustentável ao longo de sua formação acadêmica. O estudo foi de delineamento transversal e contou com a participação de 445 estudantes de graduação em Tegucigalpa, Honduras. Com base na revisão da literatura, foi elaborada uma proposta inicial da escala, posteriormente submetida à avaliação da validade de conteúdo, da confiabilidade e da validade de construto. A Análise Fatorial Exploratória (AFE) foi realizada pelo método dos Mínimos Quadrados Não Ponderados (ULS) com rotação Promax, enquanto a Análise Fatorial Confirmatória (AFC) foi estimada pelo método dos Mínimos Quadrados Ponderados ajustados

pela Média e Variância (WLSMV). Devido à elevada inter-relação entre os fatores, foi validado um modelo hierárquico de segunda ordem das Competências para o Desenvolvimento Sustentável (CDS), que apresentou excelente ajuste ($\chi^2/gl = 3,61$, RMSEA = 0,077, SRMR = 0,054, TLI = 0,995 e CFI = 0,995) e elevada confiabilidade ($\omega = 0,95$). Esse modelo explicou 78,9% da variância das cinco dimensões de primeira ordem, correspondentes às competências de colaboração, antecipação, pensamento crítico, competência estratégica e pensamento sistêmico. Em conclusão, os 30 itens da escala constituem resultados de aprendizagem fundamentais, cuja inclusão nos currículos universitários pode favorecer uma formação holística e interdisciplinar em sustentabilidade.

Licencia de uso



Esta obra está bajo una licencia internacional [Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).