



**XXXVII CONGRESO CHILENO DE EDUCACIÓN EN INGENIERÍA 2025**  
PROYECCIÓN DE LAS TECNOLOGÍAS DIGITALES EN LA FORMACIÓN EN INGENIERÍA:  
LA EDUCACIÓN EN MODALIDAD PRESENCIAL, HÍBRIDA Y VIRTUAL  
Concepción, 8 al 10 de octubre 2025

## **APRENDER HACIENDO: IMPACTO DEL JUEGO DE ROLES EN EL DESARROLLO DE COMPETENCIAS DISCIPLINARES EN INGENIERÍA**

María Díaz Campillay , Universidad de Atacama, Facultad de Ingeniería, maria.diaz@uda.cl

Héctor Fuentes Castillo, Universidad de Atacama, Facultad de Ingeniería, hector.fuentes@uda.cl

Gabriela Castro Castro, Universidad de Atacama, Facultad de Humanidades y Educación, gabriela.castro.22@alumnos.uda.cl

Priscila Flores Torres, Facultad de Humanidades y Educación, priscila.flores.20@alumnos.uda.cl

David Rodríguez Álvarez, Universidad de Atacama, Facultad de Ingeniería, david.rodriguez.22@alumnos.uda.cl

Pamela Rodríguez Díaz, Facultad de Humanidades y Educación, pamela.rodriguez.19@alumnos.uda.cl

Pedro Zasso Velázquez, Universidad de Atacama, Facultad de Ingeniería, pedro.zasso.20@alumnos.uda.cl

### **RESUMEN**

La educación en ingeniería requiere metodologías activas que fortalezcan competencias disciplinares. Este estudio evaluó el impacto de una estrategia basada en juego de roles en estudiantes de Ingeniería Civil Industrial de la Universidad de Atacama. Se aplicó un diseño cuasi-experimental pretest–postest sin grupo control, con 56 participantes (47 emparejados). Se diseñó y validó un cuestionario tipo Likert para medir tres competencias: C1, análisis y solución de problemas con enfoque sistémico; C2, gestión y liderazgo de personas y recursos; y C3, planificación y control de recursos financieros y tecnológicos. El instrumento mostró adecuados índices psicométricos ( $\alpha$  y  $\omega > 0,80$ ;  $KMO = 0,772$ ). Los resultados evidenciaron una mejora significativa en C1 ( $p < 0,01$ ;  $d = 0,49$ ), mientras que C2 y C3 permanecieron estables. Se concluye que el juego de roles favoreció el desarrollo analítico y la toma de decisiones; que C2 y C3 requieren intervenciones más prolongadas; y que la evolución psicométrica del cuestionario permitió una mayor discriminación entre competencias y una autopercepción más diferenciada y madura del desempeño estudiantil.

**PALABRAS CLAVE:** Juego de roles, Competencias disciplinares, Percepción estudiantil, Educación superior.



**XXXVII CONGRESO CHILENO DE EDUCACIÓN EN INGENIERÍA 2025**  
PROYECCIÓN DE LAS TECNOLOGÍAS DIGITALES EN LA FORMACIÓN EN INGENIERÍA:  
LA EDUCACIÓN EN MODALIDAD PRESENCIAL, HÍBRIDA Y VIRTUAL  
Concepción, 8 al 10 de octubre 2025

## INTRODUCCIÓN

La educación superior en ingeniería enfrenta el desafío de formar profesionales capaces de abordar problemas complejos en entornos dinámicos, inciertos y globalizados. Para ello, la formación no puede limitarse a la transmisión de conocimientos técnicos; requiere el desarrollo integrado de competencias disciplinares y transversales, tales como pensamiento crítico, resolución de problemas, liderazgo, gestión de equipos y adaptabilidad (Fernandez-Sanchez et al., 2015). Estas habilidades son esenciales para que los graduados puedan desempeñarse eficazmente en contextos laborales reales y responder a las demandas de un entorno productivo cada vez más competitivo y tecnológicamente avanzado.

Diversas investigaciones internacionales respaldan la pertinencia de metodologías activas para el desarrollo de competencias. En Francia, Perpignan et al. (2020) identificaron vacíos en la integración de sostenibilidad y competencias transversales en programas de ingeniería, recomendando matrices de habilidades y encuestas para orientar la mejora curricular. Colsa et al. (2015) demostraron que estrategias de aprendizaje innovadoras, combinando proyectos reales, roles multidisciplinarios y herramientas tecnológicas colaborativas, fortalecen competencias comunicativas y de gestión en estudiantes de ingeniería. Por su parte, Tao et al. (2022) destacan que los entornos de simulación digital permiten alcanzar niveles superiores de comprensión y habilidades prácticas, mostrando la efectividad de la simulación como herramienta educativa activa. Además, Fernandez-Sanchez et al. (2015) y Mejía-Manzano et al. (2024) evidencian que la evaluación del grado de desarrollo de competencias disciplinares facilita identificar fortalezas y vacíos, contribuyendo a decisiones pedagógicas más efectivas.

La medición rigurosa del desarrollo de competencias requiere instrumentos válidos y confiables. (Chan et al., 2017; Chan & Fong, 2018) subrayan la importancia de cuestionarios psicométricamente sólidos para medir la percepción estudiantil sobre competencias genéricas y disciplinares, considerando diferencias entre disciplinas y contextos. Martínez-Mediano & Lord (2012) muestran que talleres de aprendizaje activo orientados al aprendizaje permanente aumentan la conciencia de los estudiantes sobre la relevancia de competencias transversales para su desempeño futuro. Asimismo, Colsa et al. (2015) evidencian que el desempeño en roles específicos dentro de proyectos grupales permite fortalecer competencias específicas, mientras que Ruiz-Cantisani et al. (2022) resaltan cómo el aprendizaje basado en desafíos y la colaboración con la industria integran competencias disciplinares y transversales, fortaleciendo la conexión entre teoría y práctica.



**XXXVII CONGRESO CHILENO DE EDUCACIÓN EN INGENIERÍA 2025**  
PROYECCIÓN DE LAS TECNOLOGÍAS DIGITALES EN LA FORMACIÓN EN INGENIERÍA:  
LA EDUCACIÓN EN MODALIDAD PRESENCIAL, HÍBRIDA Y VIRTUAL  
Concepción, 8 al 10 de octubre 2025

La percepción estudiantil sobre competencias profesionales también se ve influenciada por la experiencia laboral previa. Lowe et al. (2023) evidencian que los estudiantes perciben de manera diferenciada la enseñanza de competencias técnicas y profesionales según su experiencia, enfatizando la importancia de entornos que simulen la práctica profesional. Por su parte, Mejía-Manzano et al. (2024) demuestran cómo la evaluación del grado de logro de competencias disciplinares permite identificar factores clave que inciden en el desarrollo de habilidades específicas.

A pesar de estos avances, persiste un vacío de conocimiento en la educación superior chilena en ingeniería: existe escasa evidencia empírica sobre el impacto de metodologías activas, como la simulación y el juego de roles, en la percepción estudiantil sobre competencias disciplinares y profesionales. Este déficit subraya la necesidad de diseñar y validar instrumentos que permitan evaluar de manera confiable la percepción de los estudiantes sobre habilidades clave como análisis sistémico, liderazgo de equipos y gestión de recursos.

En este marco, el presente estudio tuvo como propósito evaluar el efecto de una estrategia didáctica basada en simulación y juego de roles sobre la percepción del desarrollo de competencias disciplinares y profesionales en estudiantes de Ingeniería Civil Industrial de la Universidad de Atacama. De manera complementaria, se diseñó y validó un instrumento ad hoc con criterios de validez estructural y consistencia interna, aplicado en la asignatura de sexto año Gestión Cuantitativa de Organizaciones Industriales I, centrada en la toma de decisiones y el análisis de comportamiento organizacional en contextos productivos complejos. Esta investigación aporta evidencia empírica sobre la efectividad de metodologías activas y sobre la importancia de contar con instrumentos confiables para evaluar el aprendizaje desde la perspectiva del estudiantado.

## DESARROLLO

La presente experiencia pedagógica se desarrolló en una asignatura universitaria de la carrera de Ingeniería, con una cohorte de 56 estudiantes. El objetivo central fue analizar el impacto de una intervención didáctica basada en juegos de roles sobre la percepción de desarrollo de tres competencias específicas:

- C1: Analiza y soluciona problemas con enfoque global, sistémico y holístico para una correcta toma de decisiones.
- C2: Gestiona y lidera eficientemente personas, recursos y tiempo, considerando las particularidades y relaciones directas e inmediatas sobre ellas.
- C3: Planifica y controla los recursos financieros, económicos, tecnológicos y energéticos en búsqueda de la eficiencia y mejora continua de los procesos y la organización.

Con el fin de evaluar este impacto, se elaboró un instrumento ad hoc de autoevaluación en escala tipo Likert, el cual fue aplicado en dos momentos: pretest (n = 56), previo a la intervención, y posttest (n = 46), una vez finalizada la experiencia.



**XXXVII CONGRESO CHILENO DE EDUCACIÓN EN INGENIERÍA 2025**  
PROYECCIÓN DE LAS TECNOLOGÍAS DIGITALES EN LA FORMACIÓN EN INGENIERÍA:  
LA EDUCACIÓN EN MODALIDAD PRESENCIAL, HÍBRIDA Y VIRTUAL  
Concepción, 8 al 10 de octubre 2025

El pretest cumplió una doble función:

- Establecer una línea base para comparar la percepción de competencias antes y después de la intervención.
- Validar empíricamente la estructura del instrumento, mediante análisis factorial exploratorio (AFE), lo que permitió mejorar la escala para su aplicación en el postest, ampliando el número de ítems por competencia y ajustando su redacción.

Dado que algunos estudiantes no respondieron ambos instrumentos, el análisis comparativo pre-post se realizó únicamente con los 47 casos emparejados, garantizando la consistencia del diseño cuasi-experimental. Esta diferencia de tamaño muestral entre los dos momentos fue inevitable, pero no compromete la validez de los análisis factoriales, ya que estos fueron realizados de forma independiente en cada momento, con muestras suficientes para cada caso.

La comparación entre pretest y postest se realiza con instrumentos distintos en número de ítems, ajustados con base en el análisis del pretest. Esta decisión se fundamenta en un proceso iterativo de mejora del instrumento, reconociendo la diferencia muestral y de estructura, pero preservando las tres competencias evaluadas de forma coherente.

## RESULTADOS

### 3. Resultados del Pretest

#### 3.1 Análisis descriptivo

El pretest fue respondido por 56 estudiantes, quienes evaluaron su percepción del nivel de desarrollo de tres competencias específicas mediante una escala de 9 ítems (3 por competencia), con formato Likert de 1 a 5.

El análisis exploratorio de percentiles y bisagras de Tukey mostró que la mayoría de los estudiantes se ubicó entre niveles 3 y 4, con asimetría leve hacia respuestas conservadoras (nivel 3) en algunos ítems. Esto indica una percepción inicial moderada del desarrollo de sus competencias profesionales.

#### 3.2 Análisis de fiabilidad

La consistencia interna del instrumento fue evaluada mediante el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente omega (McDonald's) para la escala global:

Alfa de Cronbach (global): 0,79

Omega estimado (global): 0,82

Ambos coeficientes se encuentran dentro de rangos aceptables, lo que respalda la fiabilidad del instrumento para medir la percepción de competencias en esta etapa inicial.



### 3.3 Análisis factorial exploratorio (AFE)

Con el objetivo de evaluar empíricamente la estructura teórica subyacente al instrumento, se aplicó un análisis factorial exploratorio (AFE) con método de extracción por máxima verosimilitud y rotación oblicua Promax, dado que se asumió correlación entre factores.

Adecuación muestral:

KMO = 0,760 → nivel aceptable.

Prueba de esfericidad de Bartlett:  $\chi^2(36) = 148,13$ ,  $p < 0,001$  → adecuada correlación entre variables.

Estructura factorial:

Se identificó una estructura factorial de tres dimensiones que, en conjunto, explican el 69,4 % de la varianza total rotada. La distribución de los factores y sus competencias asociadas se presenta en la Tabla 3.1.

Tabla 3.1. Factores extraídos, varianza explicada e interpretación de competencias

<b>Factor</b>	<b>Autovalor rotado</b>	<b>% Varianza explicada</b>	<b>Ítems asociados</b>	<b>Competencia interpretada</b>
<b>F1</b>	2,475	27,5%	Ítems 7 a 9	C3
<b>F2</b>	2,060	22,9%	Ítems 4 a 6	C2
<b>F3</b>	1,665	18,5%	Ítems 1 a 3	C1

Fuente: Elaboración propia a partir de SPSS 29.0

La matriz patrón mostró que los ítems se agrupan de forma coherente con las competencias específicas propuestas teóricamente:

- C1: Analiza y soluciona problemas con enfoque global, sistémico y holístico para una correcta toma de decisiones → cargan en Factor 3.
- C2: Gestiona y lidera eficientemente personas, recursos y tiempo → cargan en Factor 2.
- C3: Planifica y controla los recursos financieros, económicos, tecnológicos y energéticos → cargan en Factor 1.

La matriz de estructura y la matriz de correlación factorial respaldan esta organización, con correlaciones positivas y significativas entre factores, lo que justifica el uso de rotación oblicua.

Ajuste del modelo:



Chi-cuadrado de ajuste:  $\chi^2 = 9,911$ ,  $gl = 12$ ,  $p = 0,624$

- El modelo factorial presenta buen ajuste, ya que el valor de  $p > 0,05$  indica que las correlaciones reproducidas no difieren significativamente de las observadas.

### 3.4 Conclusión del pretest

El análisis factorial exploratorio confirmó la validez estructural del instrumento para las tres competencias teóricas. A pesar de tratarse de una primera versión, la escala mostró estructura clara, fiabilidad adecuada y coherencia conceptual, lo que permitió identificar áreas de mejora en términos de formulación y cobertura de los ítems.

Este AFE del pretest sirvió como base diagnóstica para fortalecer el instrumento aplicado en el postest, ampliando el número de ítems por competencia y profundizando en aspectos clave observados como más débiles en esta fase inicial.

## 2 Resultados del Postest

### 2.1 Estadísticos descriptivos

El instrumento aplicado en el postest fue respondido por 47 estudiantes, quienes evaluaron su percepción del nivel de desarrollo de tres competencias específicas mediante una escala de 18 ítems (6 por competencia), con formato Likert de 1 a 5.

Los valores de los ítems oscilaron entre 2,0 y 4,0, sin presencia de extremos (valores 1 ni 5), lo cual sugiere consistencia en las respuestas y ausencia de distorsión por respuestas extremas.

Según los percentiles y bisagras de Tukey, se observa:

Para C1, el 75% de los estudiantes se ubicó entre 3,17 y 3,67.

En C2, las puntuaciones se concentraron entre 3,00 y 3,67, aunque con mayor dispersión en algunos ítems (percentil 5: 2,0).

En C3, los valores muestran una distribución más equilibrada y un rango intercuartílico relativamente homogéneo, con percentiles 25 a 75 entre 3,00 y 3,67.

Estos valores reflejan una mejor autopercepción posterior a la intervención, especialmente en la dimensión C1.

### 2.2 Fiabilidad del instrumento

Se evaluó la consistencia interna de cada dimensión mediante el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente omega de McDonald, ambos adecuados para escalas con estructura multidimensional (Tabla 3.2).



Tabla 3.2. Consistencia interna de las competencias: alfa de Cronbach y omega de McDonald

<b>Competencia</b>	<b>Alfa de Cronbach</b>	<b>Omega de McDonald</b>
<b>C1</b>	0,791	0,802
<b>C2</b>	0,820	0,828
<b>C3</b>	0,789	0,796

Fuente: Elaboración propia a partir de SPSS 29.0

Estos resultados indican que las tres subescalas presentan buena fiabilidad interna, con valores superiores al umbral aceptado de 0,70, y sin necesidad de eliminar ítems. Se confirma así la solidez del instrumento en su versión ampliada.

### 2.3 Análisis factorial exploratorio (AFE)

Con el objetivo de evaluar la estructura subyacente del instrumento aplicado en el postest, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando el método de máxima verosimilitud con rotación oblicua Promax, considerando la naturaleza correlacionada entre las competencias.

### 2.4 Adecuación muestral

La adecuación de los datos para el análisis factorial fue evaluada mediante el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. El valor de KMO obtenido fue 0,772, lo cual se interpreta como meritoriamente aceptable (según Kaiser, 1974). Por su parte, la prueba de Bartlett fue estadísticamente significativa ( $\chi^2 = 510,49$ ; gl = 153;  $p < 0,001$ ), indicando que las correlaciones entre ítems son suficientemente grandes para aplicar un AFE.

### 2.5 Estructura factorial

El análisis permitió la extracción de tres factores con autovalores superiores a 1, de acuerdo con el criterio de Kaiser, y respaldado por la inspección del gráfico de sedimentación. La rotación Promax mejoró la interpretación, y se observó una clara agrupación de ítems en torno a tres dimensiones congruentes con las competencias teóricas esperadas.

Los ítems 1 a 6 (etiquetados como C1.1 a C1.6) presentaron cargas factoriales predominantes en el Factor 1, que representa la capacidad analítica para enfrentar problemas complejos de dotación con enfoque sistémico y criterios de eficiencia.

Los ítems 7 a 12 (C2.1 a C2.6) se agruparon principalmente en el Factor 2, correspondiente a la gestión y liderazgo de personas en contextos operacionales exigentes, incluyendo liderazgo, coordinación, resolución de conflictos y toma de decisiones colectivas.

Por último, los ítems 13 a 18 (C3.1 a C3.6) cargaron fuertemente en el Factor 3, vinculado con la planificación y control de recursos financieros, tecnológicos y humanos, abarcando criterios de sostenibilidad, eficiencia y anticipación de riesgos.



Las cargas factoriales oscilaron entre 0,456 y 0,918, superando el umbral mínimo recomendado de 0,40 (Hair et al., 2014), y todas las comunalidades fueron superiores a 0,4, lo que indica una buena representación de los ítems por parte de los factores extraídos.

## 2.6 Varianza explicada

La solución factorial de tres componentes explicó el 67,28 % de la varianza total acumulada. La distribución correspondió a un 36,12 % para el Factor 1, un 20,19 % para el Factor 2 y un 10,97 % para el Factor 3. Este resultado evidencia una estructura empírica robusta y consistente con el modelo teórico de competencias, mostrando además una mejora respecto al pretest, en el cual la varianza total explicada alcanzó solo el 57,1 %.

## 2.7 Fiabilidad interna

Los análisis de consistencia interna mostraron alfa de Cronbach superiores a 0,80 en las tres competencias del postest. Además, el coeficiente omega también fue calculado para cada dimensión, confirmando fiabilidad alta ( $\omega > 0,80$  en todos los casos), lo cual fortalece la interpretación de los resultados y la estabilidad de la estructura empírica obtenida.

## 3 Comparación entre pretest y postest

Para la comparación estadística entre pretest y postest, se trabajó con una submuestra emparejada de 47 estudiantes, es decir, aquellos que respondieron ambos instrumentos. Esto asegura la validez de las comparaciones longitudinales sin afectar la lógica exploratoria del AFE inicial.

### 3.1 Análisis descriptivo y comparación de medias

Los resultados de la tabla 3.3 indican que los puntajes promedio de cada competencia experimentaron variaciones diferenciadas después de la intervención.

Tabla 3.3. Comparación de puntajes promedio pretest y postest por competencia

Competencia	Pretest (M)	Postest (M)	$\Delta$ (Diferencia)	t (gl=46)	p-valor	d de Cohen
C1	3,19	3,45	+0,26	3,35	0,002	0,49
C2	3,46	3,32	-0,14	-1,57	0,124	-0,23
C3	3,33	3,27	-0,06	-0,52	0,608	-0,08

Fuente: Elaboración propia a partir de SPSS 29.0

Solo la competencia C1 muestra un aumento estadísticamente significativo ( $p < 0,01$ ) y un tamaño de efecto moderado ( $d = 0,49$ ) según Cohen (1988). Las competencias C2 y C3 presentan leves disminuciones no significativas, lo que sugiere estabilidad relativa en la percepción de estas dimensiones tras la intervención.



### 3.2 Cambios estructurales en la configuración de factores

El análisis factorial exploratorio (AFE) permitió evaluar si la estructura latente de las competencias se mantenía o se modificaba entre ambos momentos de medición:

En el pretest, con 9 ítems, el modelo presentó una estructura tripartita débilmente definida, con una varianza explicada del 57,1%, comunalidades dispares y una estructura factorial parcialmente congruente con las competencias teóricas.

En el postest, se utilizó un instrumento mejorado de 18 ítems (6 por competencia), obteniéndose una estructura clara y robusta, con 67,3% de varianza explicada. La organización factorial mostró mayor definición y consistencia interna, tanto en alfa de Cronbach como en coeficiente omega (todos  $> 0,80$ ).

Esta evolución psicométrica no solo mejora la calidad del instrumento, sino que permite inferir una mayor discriminación entre competencias y una percepción más diferenciada y madura del propio desempeño por parte de los estudiantes.

### 3.3 Consideraciones de interpretación

El incremento significativo en C1 puede atribuirse a la naturaleza del método activo aplicado, centrado en el análisis de situaciones reales, toma de decisiones complejas y resolución de problemas bajo restricciones, lo cual estimula habilidades sistémicas. En contraste, C2 y C3, si bien no decrecen significativamente, podrían haber requerido una intervención más específica o prolongada para generar un cambio perceptible en la autoevaluación de habilidades de gestión y planificación.

Es importante advertir que la ampliación del instrumento entre pre y post introduce una mejora en la medición, pero también limita la comparabilidad directa en términos estructurales. Sin embargo, dado que la comparación de medias se realiza con variables emparejadas y estandarizadas por competencia, los resultados se consideran válidamente interpretables.

## CONCLUSIONES

### 1. Impacto positivo selectivo de la intervención didáctica

La estrategia pedagógica basada en simulación y juego de roles generó una mejora estadísticamente significativa en la competencia C1 (Análisis sistémico y toma de decisiones), evidenciada tanto en el aumento del promedio de puntajes autoevaluados como en un tamaño de efecto moderado ( $d = 0,49$ ). Esta mejora sugiere que metodologías activas favorecen el desarrollo de habilidades analíticas integradoras en contextos organizacionales simulados.

### 2. Estabilidad relativa en competencias de gestión y planificación

Las competencias C2 (Gestión y liderazgo de personas) y C3 (Planificación y control de recursos) no presentaron diferencias estadísticamente significativas entre pretest y postest. Esto podría



**XXXVII CONGRESO CHILENO DE EDUCACIÓN EN INGENIERÍA 2025**  
PROYECCIÓN DE LAS TECNOLOGÍAS DIGITALES EN LA FORMACIÓN EN INGENIERÍA:  
LA EDUCACIÓN EN MODALIDAD PRESENCIAL, HÍBRIDA Y VIRTUAL  
Concepción, 8 al 10 de octubre 2025

indicar que estas dimensiones requieren intervenciones más prolongadas, específicas o experienciales para provocar cambios perceptibles en la autopercepción del estudiantado.

3. Evidencia de mejora estructural y psicométrica del instrumento

La transición de un cuestionario de 9 a 18 ítems entre pre y posttest no solo permitió una medición más precisa y desagregada, sino que también fortaleció la estructura factorial. El análisis factorial exploratorio del posttest mostró una configuración congruente con el modelo teórico de tres competencias, adecuada varianza explicada (67,3%) y alta consistencia interna ( $\alpha$  y  $\omega > 0,80$ ). Esta mejora instrumental refuerza la validez del posttest como herramienta de evaluación diagnóstica y formativa.

4. Consistencia metodológica en la medición y análisis

La comparación se realizó bajo condiciones emparejadas, con análisis estadísticos robustos (t de Student, tamaño de efecto, AFE con Promax) y control de supuestos. La significación del cambio en C1 y la estabilidad de C2 y C3 se encuentran respaldadas por la evidencia empírica, sin recurrir a interpretaciones especulativas.

## RECOMENDACIONES

Se recomienda extender la duración y profundidad de las metodologías activas, especialmente aquellas orientadas al liderazgo, la gestión de conflictos y la planificación estratégica. Además, sería pertinente aplicar una triangulación metodológica incluyendo observación de desempeño y rúbricas externas para complementar la percepción estudiantil.

## REFERENCIAS

- Chan, C. K. Y., & Fong, E. T. Y. (2018). Disciplinary differences and implications for the development of generic skills: a study of engineering and business students' perceptions of generic skills. *European Journal of Engineering Education*, 43(6), 927–949.  
<https://doi.org/10.1080/03043797.2018.1462766>
- Chan, C. K. Y., Zhao, Y., & Luk, L. Y. Y. (2017). A Validated and Reliable Instrument Investigating Engineering Students' Perceptions of Competency in Generic Skills. *Journal of Engineering Education*, 106(2), 299–325. <https://doi.org/10.1002/jee.20165>
- Colsa, A. U., Ortiz-Marcos, I., Cobo-Benita, J. R., & Moreno-Romero, A. (2015). Improving engineering students' communication competence: Designing innovative learning strategies. *International Journal of Engineering Education*, 31(1), 361–367.  
<https://scopus.udacl.elogim.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-84921888722&partnerID=40&md5=720fb98d919ea39a7192d8efd55907e5>



**XXXVII CONGRESO CHILENO DE EDUCACIÓN EN INGENIERÍA 2025**  
PROYECCIÓN DE LAS TECNOLOGÍAS DIGITALES EN LA FORMACIÓN EN INGENIERÍA:  
LA EDUCACIÓN EN MODALIDAD PRESENCIAL, HÍBRIDA Y VIRTUAL  
Concepción, 8 al 10 de octubre 2025

- Fernandez-Sanchez, G., Bernaldo, M. O., Castillejo, A., Manzanero, A. M., & Esteban, J. (2015). Proposal of a theoretical competence-based model in a civil engineering degree. *Journal of Professional Issues in Engineering Education and Practice*, 141(2). [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)EI.1943-5541.0000206](https://doi.org/10.1061/(ASCE)EI.1943-5541.0000206)
- Martínez-Mediano, C., & Lord, S. M. (2012). Lifelong Learning Program for engineering students. *IEEE Global Engineering Education Conference, EDUCON*. <https://doi.org/10.1109/EDUCON.2012.6201072>
- Mejía-Manzano, L. A., Vázquez-Villegas, P., Díaz-Arenas, I. E., Escalante-Vázquez, E. J., & Membrillo-Hernández, J. (2024). Disciplinary Competencies Overview of the First Cohorts of Undergraduate Students in the Biotechnology Engineering Program under the Tec 21 Model. *Education Sciences*, 14(1). <https://doi.org/10.3390/educsci14010030>
- Perpignan, C., Baouch, Y., Robin, V., & Eynard, B. (2020). Engineering education perspective for sustainable development: A maturity assessment of cross-disciplinary and advanced technical skills in eco-design. In D. Brissaud, P. Zwolinski, H. Paris, & A. Riel (Eds.), *Procedia CIRP* (Vol. 90, pp. 748–753). Elsevier B.V. <https://doi.org/10.1016/j.procir.2020.02.051>
- Ruiz-Cantisani, M. I., Martínez-Medina, G., & Ramirez-Robles, L. A. (2022). Stakeholders' perspective using challenge-based learning and industry partnerships to develop competencies: case study in industrial engineering. In L. P. M. M, J. Texier, A. Pena, & J. A. S. Vilorio (Eds.), *Proceedings of the LACCEI international Multi-conference for Engineering, Education and Technology* (Vols. 2022-July). Latin American and Caribbean Consortium of Engineering Institutions. <https://doi.org/10.18687/LACCEI2022.1.1.731>
- Tao, H. Y. S., Hutchison, N., Beling, P., Arndt, C., Blackburn, M. R., Sherburne, T., Wach, P., Long, D., Verma, D., & McDermott, T. A. (2022). Initial Development of a Roadmap for Digital Engineering Simulations Curriculum. *SysCon 2022 - 16th Annual IEEE International Systems Conference, Proceedings*. <https://doi.org/10.1109/SysCon53536.2022.9773836>