



# Validación psicométrica del Inventario de Causas de Reprobación Universitaria

## Psychometric Validation of the Inventory of Causes of University Course Failure

Dr. David Zepeta-Hernandez, Universidad Veracruzana (México) (dzepeta@uv.mx)  
(<https://orcid.org/0000-0001-8167-977X>)  
Dra. Nazaria Martinez-Diaz\*, Universidad Veracruzana (México) (nmartinez@uv.mx)  
(<https://orcid.org/0000-0002-6705-0171>)

\* Indica el autor correspondiente

### RESUMEN

La reprobación escolar es una manifestación de bajo rendimiento académico y constituye un indicador de la calidad de la educación superior. Si bien existen cuestionarios que estudian este fenómeno, se requiere herramientas validadas contextualizadas para evaluar las múltiples causas de reprobación universitaria en México. El objetivo de este estudio fue validar las propiedades psicométricas del Inventario de Causas Reprobación Universitaria en estudiantes mexicanos. Se utilizó un diseño instrumental con una muestra de 292 participantes. Después de una validez lingüística del inventario, se verificaron sus propiedades psicométricas mediante análisis factorial, alfa de Cronbach, omega de Hancock. La edad media de los participantes fue de  $20.4 \pm 5.89$  años y el 60.6% fueron hombres. El análisis factorial confirmó una estructura tres factores (causas pedagógicas, por comportamiento académico y económicas y de salud) con índices de ajuste excelentes ( $\chi^2/df = 1.14$ , IFI = .92, CFI = .92, TLI = .90, RMSEA = .06 (90% CI [.050, .075]), SRMR = .05). Estas dimensiones permiten comprender como los procesos individuales del estudiante interactúan con las practicas educativas y condiciones externas. Los resultados indican que el inventario es un instrumento válido y confiable, útil para diagnosticar las causas de reprobación universitaria. Esta información proporciona una base sólida para diseñar programas de mentoría, apoyo académico y políticas educativas basadas en evidencia, orientadas a reducir la reprobación y mejorar la calidad educativa.

### ABSTRACT

Course failure is a manifestation of low academic performance and serves as an indicator of the quality of higher education. Although questionnaires exist to study this phenomenon, validated and context-specific tools are needed to assess the multiple causes of course failure in Mexico. The objective of this study was to validate the psychometric properties of the University Course Failure Causes Inventory among Mexican students. An instrumental design was employed with a sample of 292 participants. Following a linguistic validation of the inventory, its psychometric properties were examined using factor analysis, Cronbach's alpha, and Hancock's omega. The mean age of participants was  $20.4 \pm 5.89$  years, and 60.6% were male. Factor analysis confirmed a three-factor structure (pedagogical causes, academic behavior causes, and economic and health-related causes) with excellent fit indices ( $\chi^2/df = 1.14$ , IFI = .92, CFI = .92, TLI = .90, RMSEA = .06 [90% CI: .050, .075], SRMR = .05). These dimensions allow for an understanding of how students' individual processes interact with educational practices and external conditions. The results indicate that the inventory is a valid and reliable instrument, useful for diagnosing the causes of course failure. This information provides a solid basis for designing mentorship programs, academic support interventions, and evidence-based educational policies aimed at reducing course failure and improving educational quality.

### PALABRAS CLAVE | KEYWORDS

Validez de escalas, rendimiento académico, factores influyentes, factores de riesgo, educación universitaria, estudiantes universitarios.

Validity of the Scales, Academic Performance, Influencing Factors, Risk Factors, University Education, University Students.

## 1. Introducción

En México, el sistema de educación superior enfrenta una paradoja, a pesar de las reformas orientadas a mejorar la calidad de la enseñanza, persisten desafíos que se manifiestan en altas tasas de reprobación. Este fenómeno no es solo un indicador de bajo rendimiento, sino un problema multifactorial que impacta el bienestar emocional de los estudiantes representa una carga económica para las familias y las instituciones, y refleja deficiencias profundas en el sistema de enseñanza aprendizaje (Reyes Pérez et al., 2020; Valdez Zepeda y Huerta Franco, 2023). Comprender y abordar las causas de la reprobación universitaria es, por tanto, un imperativo para cualquier política educativa que busque mejorar la calidad y la equidad en la educación superior.

La reprobación definida como la incapacidad para alcanzar la calificación mínima requerida en una asignatura, es un fenómeno multifactorial que trascienden la responsabilidad individual del estudiante. Para comprender esta complejidad, este estudio se enmarca en la Teoría del Éxito Estudiantil de Bean y Eaton (2000), que conceptualiza la persistencia académica como el resultado de la interacción recíproca entre las creencias, comportamientos y compromisos del estudiante y las características y prácticas de la institución. Bajo esta perspectiva, la reprobación puede interpretarse como un desajuste en esta interacción dinámica, donde los procesos psicológicos individuales (como la autoeficacia, afrontamiento) y los procesos institucionales convergen para generar un ciclo que puede conducir a la reprobación universitaria.

Investigaciones previas, coherentes con este marco teórico, categorizan las causas de esta interacción disfuncional en dimensiones que se alinean con los constructos de la Teoría de Éxito Estudiantil. Entre ellas destacan: (1) factores personales (déficit en hábitos de estudio, problemas motivacionales o de salud mental) que inciden directamente en las creencias, comportamientos y estrategias de afrontamiento del estudiante hacia su aprendizaje; (2) factores pedagógicos e institucionales (métodos de enseñanza obsoletos, evaluación poco formativa, falta de asesorías y apoyo tutorial) que influyen en la manera en que el estudiante percibe su capacidad y apoyo académico; y (3) factores socioeconómicos (necesidad de trabajar, entornos familiares poco favorecedores) que, al limitar los recursos y el compromiso pleno en la vida universitaria, afectan indirectamente las creencias de autoeficacia y atribuciones de logro (Castillo-Sánchez, Gamboa-Araya y Hidalgo-Mora, 2020; Constate-Amores et al., 2020; Fuentes-Balderrama y Rivera-Heredia, 2022).

Estudios en el contexto latinoamericano confirman que la reprobación previa es el predictor más sólido de dificultades académicas futuras (Preciado-León et al., 2022). Investigaciones en México destacan la influencia de los factores institucionales como métodos de evaluación percibidos como injustos, pedagogía ineficiente, oferta educativa inadecuada, los cuales merman la motivación y el sentido de equidad del estudiante, mientras que otros señalan variables personales como desmotivación por la carrera, escasez de recursos económicos que afecta directamente la capacidad de un estudiante para mantener los comportamientos (como estudiar de manera constante) necesarios para el éxito (Fausto Medina y Eduardo Martínez, 2022; Rodríguez-Camargo, Álvarez-Hilario y Garduño-Teliz, 2025; Torres-Zapata et al., 2024).

Esta evidencia sustenta la estructura del Inventario Causas de Reprobación Universitaria (ICARU) que opera como una herramienta de diagnóstico para identificar los puntos críticos de falla en la interacción estudiante-institución. Una intervención efectiva requiere partir de un diagnóstico preciso que identifique cual de estas dimensiones tiene un peso mayor en un contexto específico, lo que permite diseñar intervenciones focalizadas, como mentorías para fortalecer la autoeficacia del estudiante, reformas pedagógicas para mejorar las prácticas de enseñanza y programas de apoyo socioeconómico que faciliten la permanencia estudiantil. El ICARU representa una contribución novedosa al integrar de manera sistemática factores personales, pedagógicos e institucionales, proporcionando un instrumento validado adaptado al contexto mexicano. Su naturaleza interdisciplinaria lo hace útil tanto para la investigación en educación y psicología como para el desarrollo de políticas institucionales orientadas a mejorar el rendimiento académico y reducir la reprobación universitaria.

Si bien existe consenso en la multidimensionalidad del problema, la falta de instrumentos de evaluación válidos y confiables adaptados al contexto mexicano limita severamente la capacidad de diagnóstico e intervención. Aunque se han desarrollado herramientas como la escala de Martínez-Díaz et al. (2017), su uso generalizado requiere de una rigurosa validación psicométrica que garantice que mide de manera precisa y consistente los constructos que pretende evaluar (Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2019).

Este vacío justifica el presente estudio de diseño instrumental, el cual se enfoca en validar un instrumento cuantitativo que permita la recolección sistemática de datos de una muestra amplia, facilitando la identificación de patrones y la generalización de resultados, pasos esenciales previos a estudios de

intervención o de métodos mixtos. La pregunta de investigación que guía este trabajo es: ¿El Inventario de Causas de Reprobación Universitaria (ICARU) presenta evidencias de validez y confiabilidad que lo avalen como una herramienta de medición adecuada para el contexto universitario mexicano?

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del ICARU en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos. La contribución de esta investigación es doble: (1) para la investigación, provee una herramienta metodológicamente robusta que permita estudios comparativos y longitudinales, entre otros; y para la práctica educativa, ofrece a las instituciones un instrumento confiable para conocer las causas de reprobación universitaria, permitiendo el diseño de políticas para disminuir la reprobación y programas tutoría focalizados en estrategias de apoyo docente basadas en evidencia empírica con el objetivo de reducir las tasas de reprobación y abandono escolar, y mejorar la calidad de la educación.

Para cumplir con el objetivo, en la sección de métodos se detalla el diseño instrumental, las características de los participantes y los procedimientos de análisis estadísticos empleados. Posteriormente, la sección de resultados presenta los hallazgos relativos a la validez de constructo y la confiabilidad del instrumento. En la discusión, estos resultados son interpretados a la luz de la Teoría del Éxito Estudiantil y la literatura revisada, se analizan las implicaciones prácticas del estudio, se reconocen sus limitaciones y se proponen futuras líneas de investigación. Finalmente, se proponen las conclusiones principales.

## 2. Material y métodos

### 2.1. Diseño del estudio

Se utilizó un diseño transversal de tipo instrumental.

### 2.2. Participantes

Se obtuvo una muestra total de 292 de estudiantes de licenciatura de ingeniería civil, ingeniería química, contaduría, biología marina y médico veterinario y zootecnia de una universidad pública del estado de Veracruz, México, durante marzo – octubre de 2024. Se aplicó un muestreo por conveniencia y se consideró adecuado el tamaño de muestra para los análisis factoriales (Brown, 2015).

### 2.3. Mediciones

Se empleó una encuesta en papel. Se elaboró una ficha de registro para recolectar información socio escolar: edad, sexo, estado, civil, semestre y número de materias reprobadas. Se utilizó la Escala de Reprobación Universitaria elaborada por Martínez-Díaz et al. (2017) para estudiantes universitarios. Esta escala aporta información sobre las causas de reprobación universitaria y está integrada por 24 ítems con respuestas dicotómicas (Sí/No) y estructurada en tres dimensiones: factores inherentes al estudiante (ítems 1-8), factores inherentes al docente (ítems 9-14) y factores inherentes al nivel socioeconómico (ítems 15-24).

### 2.4. Procedimiento

De acuerdo con lo anterior, la escala no podía identificar qué factores tenían mayor influencia en la reprobación escolar dado que sus respuestas eran dicotómicas. Por ello, se cambió las opciones de respuestas a una escala de diferencial semántico de 1 a 9 puntos, donde más cercano a uno es totalmente en desacuerdo y más cercano a nueve es totalmente de acuerdo, con la finalidad de identificar las causas con mayor predominio en la reprobación universitaria. Después la escala fue revisada por tres investigadores expertos en el área de educación y psicometría. Los revisores coincidieron en cambiar los verbos en primera persona de algunos ítems por verbos impersonales (por ejemplo “Organizo mal mi tiempo para estudiar y realizar mis tareas escolares” por “Ordenar de manera inadecuada el tiempo para hacer las tareas y para estudiar”) y modificar la redacción de algunas preguntas porque se consideró inducían a la deseabilidad de respuesta (por ejemplo “La falta de explicación del maestro” se cambió a “La explicación del maestro en los temas abordados es insuficiente”). Con estos cambios en la redacción de las preguntas, se consideró que la nueva versión de la escala fue más consistente respecto a la escala original.

Después se piloteó el instrumento con 20 estudiantes universitarios que alguna vez reprobaron. Los estudiantes después de responder el instrumento fueron entrevistados de manera grupal para conocer que habían comprendido de cada pregunta del cuestionario o si tuvieron alguna dificultad para responder lo que se les preguntaba. De manera general, todos los estudiantes informaron que comprendieron las

preguntas y no tuvieron dificultades para responderlas. Además, mediante la pregunta ¿Consideras que existen otras causas de reprobación que no están en este cuestionario?, por favor coméntala. Los estudiantes mencionaron que faltaba considerar causas relacionadas a la salud mental y las actividades escolares que iban en contra de las creencias religiosas. De lo anterior, se agregaron las siguientes preguntas a la escala: “Se experimentan con frecuencia pensamientos o sentimientos de tristeza y desesperanza” y “Las actividades académicas contradecían creencias religiosas”. En la segunda etapa, se aplicó la nueva versión de la escala a una muestra de estudiantes universitarios. Se incluyeron estudiantes de 18 años o más, que alguna vez habían reprobado, que estuvieron presentes durante la recolección de datos. Los participantes fueron invitados a participar de manera voluntaria, los que aceptaron, firmaron el consentimiento informado. El tiempo promedio de respuesta de los participantes fue de 15 minutos.

## 2.5. Análisis estadístico

Se utilizó el alfa de Cronbach (1951) y omega de Hancock y An (2020) para evaluar la consistencia interna del instrumento. Se adoptaron valores de .70 o superior como criterio para representar una consistencia interna aceptable (Hayes y Coutts, 2020). La prueba Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y esfericidad de Bartlett se utilizaron para evaluar la adecuación de los datos al análisis factorial. Se realizó análisis factorial exploratorio (AFE) con el método de extracción factorización de ejes principales con rotación Oblimin con normalización Kaiser (López-Aguado y Gutiérrez-Provecho, 2019) debido a que los datos no presentaron distribución normal ( $p < .001$ ). Después se contrastó el modelo con análisis factorial confirmatorio, los criterios para la evaluar el modelo se especifican en la tabla 3 (Hu y Bentler, 1995). Los análisis estadísticos se realizaron en el programa SPSS y AMOS de IBM versión 23 (IBM Corp, 2015).

## 2.6. Consideraciones éticas

Los procedimientos utilizados en este estudio se apegaron a los principios de la Declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 2024) y al Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación en Salud (Diario Oficial de la Federación de México, 2021). Los participantes firmaron un consentimiento informado y se protegió en todo momento la confidencialidad, anonimato y seguridad de la información de los participantes.

## 3. Resultados

Los participantes tuvieron edades entre 18 y 28 años, con una media de 20.4 años ( $DE = 1.79$ ). El 39.4% fueron mujeres y el 60.6% hombres. El 56.2% fueron de primero a cuarto semestre, el 38.1% de quinto a octavo y el 5.7% de noveno a doceavo. El 44.2% estudiaba la carrera de ingeniería civil, el 34.2% ingeniería química, el 10.6% biología marina, el 6.2% contaduría y el 4.8% médico veterinario y zootecnia.

El análisis de fiabilidad mostro una excelente confiabilidad del inventario ( $\alpha = .877$ ). Sin embargo, el análisis por ítems mostro que algunos ítems mostraron correlaciones ítem-total menores a .30 (C21, C22, C23 y C26), media extrema (C26 = 2.64) y desviación estándar baja (C23 = 1.98), por lo que fueron eliminados por indicar baja discriminación y variabilidad (Tabla 1).

Los datos mostraron adecuación (KMO = .869) y correlación entre los ítems (Esfericidad de Bartlett  $X^2 = 2034.52$ ;  $gl = 231$ ,  $p < .001$ ) para el análisis factorial. El AFE identificó un modelo de cuatro factores (Modelo A) que explicó el 40.41% de la varianza total. La agrupación de los ítems no coincidió con la versión de Martínez-Díaz et al. (2017) al incrementar los factores, agrupar dos ítems en el factor cuatro (C24 y C25) y un ítem (C20) sin cargar a ningún factor, por lo que este fue eliminado. También se excluyó el ítem C24 por cargar a un único factor con solo dos ítems, lo que sugirió medir un constructo independiente. Además, se descartaron los ítems C3, C6 y C7 por tener comunales menores a .30, que estadísticamente no aportan a la estructura factorial del modelo. Con los cambios realizados el Modelo B mostro un mejor ajuste teórico de los ítems con cargas factoriales superiores a .40, no obstante, se eliminó el ítem C25 por mostrar una comunalidad baja (.271). En el caso del ítem C5, se incluyó en el modelo por corresponder teóricamente con el constructo de salud. Después de los ajustes del modelo, en el primer factor se agruparon seis ítems (C14 – C19) correspondientes a la dimensión “Causas pedagógicas”, en el segundo factor se agruparon seis ítems (C8 - C13) de la dimensión “Causas por comportamiento académico”, en el tercer factor se agruparon cuatro ítems (C1, C2, C4 y C5) de la dimensión “Causas socioeconómicas y de salud” (Tabla 2). La varianza total de este modelo fue 43.79%.

Tabla 1: Análisis descriptivo y de fiabilidad de los ítems del inventario.

Ítems	Media	DE	Correlación ítem-total	$\alpha^*$
C1	5.55	2.51	.568	.869
C2	5.88	2.42	.516	.870
C3	4.33	2.53	.451	.872
C4	6.10	2.38	.456	.872
C5	4.31	2.36	.430	.873
C6	5.15	2.20	.415	.873
C7	5.52	2.69	.340	.876
C8	6.36	2.17	.538	.870
C9	6.53	2.52	.520	.870
C10	5.54	2.52	.412	.873
C11	5.71	2.40	.489	.871
C12	4.99	2.33	.463	.872
C13	5.99	2.35	.479	.871
C14	5.66	2.28	.542	.870
C15	5.40	2.10	.403	.873
C16	5.38	2.20	.526	.870
C17	5.35	2.41	.501	.871
C18	4.54	2.44	.472	.872
C19	5.13	2.30	.474	.872
C20	5.94	2.52	.339	.875
C21	5.23	2.10	.293	.876
C22	6.16	2.03	.289	.876
C23	5.23	1.98	.221	.877
C24	4.93	2.34	.450	.872
C25	4.76	2.29	.426	.873
C26	2.64	2.04	.222	.877
ICARU-26				.877**

Nota:  $\alpha^*$  = alfa de Cronbach si se elimina el ítem;  $\alpha^{**}$  = alfa de Cronbach del inventario con 26 ítems.

Tabla 2: Análisis factorial exploratorio (N=292).

Ítems	$h^2$	Modelo A				Ítems	$h^2$	Modelo B		
		1	2	3	4			1	2	3
C1	.664	.798				C14	.665	.728		
C2	.450	.655				C15	.447	.663		
C3	.299	.508				C16	.301	.665		
C4	.381	.491				C17	.555	.608		
C5	.267	.488				C18	.549	.592		
C6	.242	.449				C19	.530	.558		
C7	.216	.450				C8	.409		-.738	
C8	.571		.743			C9	.400		-.734	
C9	.549		.735			C10	.355		-.715	
C10	.513		.707			C11	.537		-.628	
C11	.394		.616			C12	.455		-.620	
C12	.422		.626			C13	.443		-.588	
C13	.369		.600			C1	.396			-.815
C14	.553			-.726		C2	.380			-.656
C15	.430			-.673		C4	.326			-.524
C16	.494			-.654		C5	.258			-.472
C17	.419			-.600		C25	.271			-.471
C18	.378			-.583						
C19	.330			-.556						
C20	.167									
C24	.435				-.611					
C25	.347	.462			-.473					

Nota:  $h^2$  = Comunalidad. Los números (1,2,3 y 4) representan los factores de cada modelo.

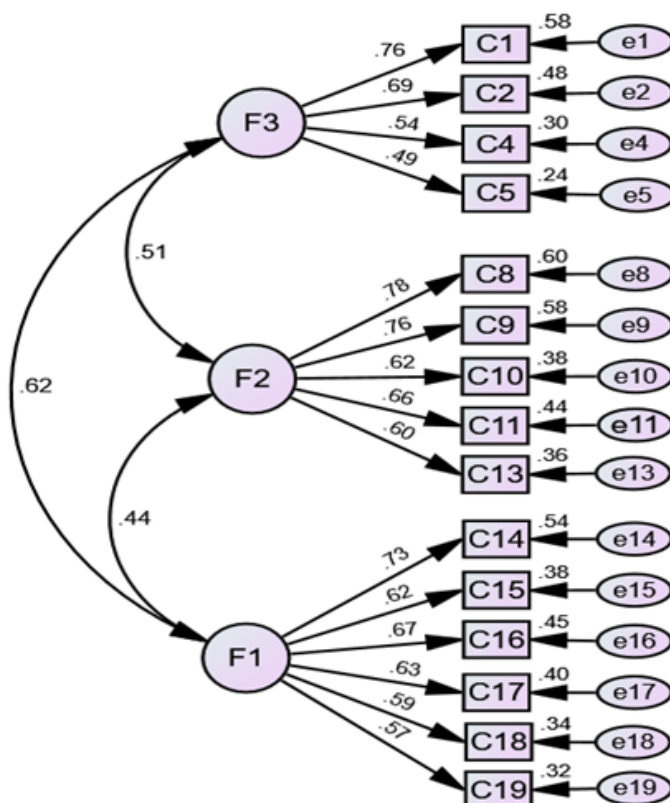
El modelo de tres factores fue contrastado con el análisis factorial confirmatorio (AFC). Los resultados del Modelo A indicaron reajuste del modelo. El TLI de .890 (Tabla 3) y los índices de modificación mostraron correlación entre los residuos del ítem C12 con el ítem C4, C9, C10, C11 y con el Factor 3, por lo que fue eliminado. Posteriormente, el AFC del modelo B mostró aceptables medidas de ajuste en todos los índices (Tabla 3).

Tabla 3: Análisis factorial confirmatorio (N=292).				
Índices	Interpretación		Modelos	
	Excelente	Aceptable	A	B
$\chi^2/df$	$\leq 2$	$\leq 3$	2.34	1.147
IFI	$\geq .95$	$\geq .90$	.908	.926
CFI	$\geq .95$	$\geq .90$	.907	.925
TLI	$\geq .95$	$\geq .90$	.890	.909
RMSEA	$\leq .050$	$\leq .075$	.068	.063
[IC 90%]			[.057, .079]	[.050, .075]
SRMR	$\leq .050$	$\leq .090$	.0579	.0551

Nota:  $\chi^2/df$  = Chi cuadrado; IFI = índice de ajuste incremental; CFI = índice de ajuste comparativo; ILI = índice de Tucker-Lewis; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; IC = intervalo de confianza; SRMR = residuo medio cuadrático estandarizado.

La figura 1 muestra los coeficientes de regresión estandarizados, donde se observa correlación moderada entre los factores de .44 a .62. Finalmente, las correlaciones entre factores y sus ítems fueron adecuadas a excelentes de .49 a .78.

Figura 1: Análisis factorial confirmatorio del ICARU-15.



Nota: n = 292, F1 = causas pedagógicas, F2 = causas por comportamiento académico y F3 = causas socioeconómicas y de salud. Los cuadrados representan el número de ítem, los círculos grandes las dimensiones de la escala y los círculos pequeños los valores de error de cada ítem.



La confiabilidad del instrumento en su versión final fue aceptable ( $> .70$ ) a excelente ( $> .80$ ) por dimensiones y de manera general (Tabla 4).

Tabla 4: Confiabilidad del inventario de 15 ítems.

	Ítems	$\alpha$	$\alpha_s$	$\omega$	$\omega_s$
Causas pedagógicas	6	.799	.801	.800	.802
Causas por comportamiento académico	5	.811	.813	.813	.815
Causas económicas y de salud	4	.709	.707	.722	.717
ICARU-15	15	.853	.853	.854	.854

Nota:  $\alpha$  = alfa de Cronbach;  $\alpha_s$  = alfa de Cronbach estandarizado;  $\omega$  = omega de Hancock;  $\omega_s$  = omega de Hancock estandarizado.

#### 4. Discusión y conclusiones

La validación del Inventario de Causas de Reprobación Universitaria (ICARU-15) concluyó con modificaciones sustanciales en los ítems y estructura respecto a la escala original (Martínez-Díaz et al., 2017) especialmente en la estructura factorial y la confiabilidad de los ítems. La validación por expertos y el piloto con estudiantes permitieron ajustar la redacción y adaptar las respuestas a una escala de 1 a 9 puntos, lo que mejoró la sensibilidad para identificar las causas con mayor influencia en la reprobación. Estos resultados destacan la importancia de adaptar y validar instrumentos psicométricos al contexto específico y garantizar las consistencia teórica y estadística (Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2019).

El análisis factorial confirmó una estructura de tres dimensiones respecto a las cuatro dimensiones de del instrumento original: causas pedagógicas, causas por comportamiento académico y causas económicas y de salud. Esta reorganización y depuración de ítems refuerza la coherencia conceptual del ICARU-15 y permite evaluar de manera precisa los factores que contribuyen a la reprobación. Estudios previos en contextos latinoamericanos también señalan que los factores pedagógicos y personales son determinantes del bajo rendimiento y deserción (Fausto Medina y Eduardo Martínez, 2022; Preciado-León et al., 2022). La convergencia de estos hallazgos respalda la validez de constructo del instrumento y su utilidad para identificar patrones consistentes con la literatura.

Las dimensiones del inventario se modificaron a partir del reajuste de los ítems, con el fin de lograr una mayor consistencia conceptual y teórica. Así, la dimensión factores inherentes al docente se cambió a causas pedagógicas. En ella permanecieron los mismos ítems de la versión original, incorporándose únicamente el ítem “Las evaluaciones no corresponden a los temas abordados en clase” (C17), el cual coincidía teóricamente con esta dimensión. Esta nueva configuración mostró una confiabilidad aceptable a excelente (.799 - .802) con seis ítems.

La dimensión factores inherentes al estudiante paso a denominarse causas por comportamiento académico, debido a que los ítems que agrupados hace referencia a las acciones y actitudes que el estudiante adopta en el proceso de enseñanza aprendizaje, tales como la asistencia a clases, cumplimiento de actividades, participación y responsabilidad en el estudio. Permanecieron cuatro de los ítems originales (C8, C9, C11 y C13), mientras que el ítem “Consumir alcohol u otras sustancias adictivas” (C12) fue eliminado por carecer consistencia teórica y estadística en el AFC. Esta dimensión presentó una confiabilidad excelente (.811) con cinco ítems.

La última dimensión factores inherentes al nivel socioeconómico se redefinió como causas económicas y de salud debido a que dos ítems se refieren a la incapacidad económica del estudiante o la familia para cubrir los gastos escolares o de manutención, y los otros dos a problemas de salud física o mental. La mayoría de los ítems eliminados pertenecían a esta dimensión, posiblemente por redundancia percibida en el contenido (Byrne, 2010) del ítem C1 “Falta de apoyo económico de la familia” con los ítems C6 y C7 que se refieren también a la falta de recursos económicos. Esta dimensión obtuvo una confiabilidad aceptable (.709) con 4 ítems.

En conjunto, el instrumento final obtuvo una consistencia interna excelente (.853) con 15 ítems, por lo que se considera que evalúa de manera consistente teórica y estadísticamente el constructo de causas de reprobación en estudiantes universitarios. La depuración de ítems contribuyó a que el inventario resultara breve, claro y de aplicación práctica.

Los resultados del ICARU-15 ofrecen criterios claros para su implementación: los puntajes de cada dimensión pueden guiar la priorización de intervenciones, por ejemplo, programas de mentoría para fortalecer la autoeficacia, capacitación docente para mejorar las estrategias pedagógicas o apoyo socioeconómico para estudiantes con recursos limitados. La aplicación del instrumento en distintos contextos educativos permitirá medir el impacto de estas intervenciones y adaptar políticas basadas en evidencia.

Desde una perspectiva interdisciplinaria, el ICARU-15 contribuye a los dominios de educación y pedagogía al proporcionar un instrumento confiable para evaluar causas de reprobación y generar datos para políticas institucionales. Asimismo, puede apoyar investigaciones en psicología educativa y sociología, al relacionar factores individuales y contextuales con el desempeño académico.

Una limitación de este estudio es que los AFE y AFC se realizaron con la misma muestra. Si bien el tamaño de muestral fue adecuado para el análisis factorial, futuros estudios deberían validar la estructura factorial confirmatoria en una muestra independiente para fortalecer la validez externa del inventario. Esta decisión metodológica respondió a dos factores contextuales relevantes, por un lado, se presenció una baja participación de los estudiantes en el estudio, motivada principalmente por sentimientos de pena o inseguridad ante la evaluación, por otro lado, la población objetivo incluyó a estudiantes con historial de reprobación, cuya localización y reclutamiento representaron una complejidad adicional para contar con otra muestra independiente para aplicar el AFC. Otra limitación fue que la muestra se restringió a estudiantes de cinco carreras de una universidad, por lo que se sugiere investigar las fortalezas y limitaciones del inventario en otras carreras y universidades. Finalmente, se recomienda que futuros estudios consideren nuevamente el ítem relacionado con las relaciones afectivas (C24), como la familia, amigos y pareja debido a que este ítem mostro cargas factoriales adecuadas, sin embargo, fue eliminado por ubicarse en un factor compuesto solo por dos ítems. Además, es importante explorar diferencias de las causas de reprobación en función de variables sociodemográficas y académicas (como género, edad, carrera o universidad de adscripción). Este análisis permitirá identificar grupos de riesgo específicos y diseñar intervenciones dirigidas y personalizadas.

En conclusión, el ICARU-15 mostro evidencias de validez de constructo y alta confiabilidad, siendo una herramienta practica y viable para evaluar las causas de reprobación en estudiantes universitarios mexicanos. Su formato breve, lenguaje accesible y estructura clara, facilitan la identificación de áreas críticas que requieren intervención. La implementación de este instrumento puede guiar programas preventivos y correctivos, mejorar el rendimiento académico y favorecer la permanencia estudiantil.

### Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

### Financiamiento

Este estudio no recibió financiamiento.

### Referencias

- Asociación Médica Mundial. (2024, 19th octubre). *Declaración de Helsinki de la AMM – Principios éticos para las investigaciones médicas con participantes humanos*. <https://bit.ly/44UcGPm>
- Bean, J. P. y Eaton, S. B. (2000). A Psychological Model of College Student Retention. En J. M. Braxton (Ed.), *Reworking the Student Departure Puzzle* (pp. 48-61). Vanderbilt University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctv176kvf4.6>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed.). Guilford Publications.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203805534>
- Castillo-Sánchez, M., Gamboa-Araya, R. y Hidalgo-Mora, R. (2020). Factores que influyen en la deserción y reprobación de estudiantes de un curso universitario de matemáticas. *Uniciencia*, 34(1), 219-245. <https://doi.org/10.15359/ru.34-1.13>
- Constate-Amores, A., Florenciano Martínez, E., Navarro Asencio, E. y Fernández-Mellizo, M. (2020). Factores asociados al abandono universitario. *Educación XXI*, 24(1), 17-44. <https://doi.org/10.5944/educxxi.26889>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Diario Oficial de la Federación de México. (2021). *Ley General de Salud. DOF 01-06-2021*. <https://bit.ly/3K1pbSo>
- Fausto Medina, E. y Eduardo Martínez, I. J. (2022). El fenómeno de la reprobación en la educación superior. *RIDE Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*, 13(25), e380. <https://doi.org/10.23913/ride.v13i25.1258>
- Fuentes-Balderrama, J. y Rivera-Heredia, M. E. (2022). Factores personales, contextuales y académicos asociados a la reprobación en educación superior: una muestra nacional mexicana. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 27(95), 1039-1062. <https://bit.ly/4IT86r1>
- Hancock, G. R. y An, J. (2020). A Closed-Form Alternative for Estimating Reliability under Unidimensionality. *Measurement: Interdisciplinary Research and Perspectives*, 18(1), 1-14. <https://doi.org/10.1080/15366367.2019.1656049>
- Hayes, A. F. y Coutts, J. J. (2020). Use Omega Rather than Cronbach's Alpha for Estimating Reliability. But.... *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>



- Hu, L.-T. y Bentler, P. M. (1995). Evaluating Model Fit. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications* (pp. 76-99). Sage Publications.
- IBM Corp. (2015). *IBM SPSS Statistics for Windows (Versión 23.0)* [Software]. IBM Corp. <https://www.ibm.com/support/pages/downloading-ibm-spss-statistics-23>
- López-Aguado, M. y Gutiérrez-Provecho, L. (2019). Com dur a terme i interpretar una anàlisi factorial exploratòria utilitzant SPSS. *REIRE Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, 12(2), 1-14. <https://doi.org/10.1344/reire2019.12.227057>
- Martínez-Díaz, N., Urbina Sánchez, L. E., Zepeta-Hernández, D., Fernández-Sánchez, H. y Del Ángel Salazar, E. M. (2017). Causas asociadas a la reprobación escolar en estudiantes de enfermería. *Revista Biológico Agropecuaria Tuxpan*, 5(2), 41-47. <https://doi.org/10.47808/revistabioagro.v5i2.108>
- Muñiz, J. y Fonseca-Pedrero, E. (2019). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*, 31(1), 7-16. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>
- Preciado-León, J. G., Huerta-Hernández, J., Vera-Noriega, J. Á. y Corral-Guerrero, R. A. (2022). Causas asociadas a la deserción escolar en educación superior. Una revisión sistemática del 2010 al 2020. *Revista Ra Ximhai*, 18(1), 83-101. <https://doi.org/10.35197/rx.18.01.2022.04.jp>
- Reyes Pérez, V., Alcázar-Olán, R. J., Collazo Saldaña, A. D. K. y De la Roca Chiapas, J. M. (2020). Relación entre emociones y estrategias de afrontamiento ante la reprobación en estudiantes universitarios. *Psicogente*, 23(44), 1-20. <https://doi.org/10.17081/psico.23.44.3659>
- Rodríguez-Camargo, R., Álvarez-Hilario, V. y Garduño-Teliz, E. (2025). Revisión sistemática para determinar las causas de reprobación en el nivel superior. *Transdigital*, 6(11), e442. <https://doi.org/10.56162/transdigital442>
- Torres-Zapata, Á. E., Brito-Cruz, T. D. J., Pérez-Jaimes, A. K. y Lara Gamboa, C. C. (2024). Reprobación escolar: la percepción del estudiante universitario. *Educatconciencia*, 29(32), 77-93. <https://doi.org/10.58299/edu.v29i32.444>
- Valdez Zepeda, A. y Huerta Franco, D. A. (2023). La reprobación escolar en el nivel superior: causas, consecuencias y alternativas de solución a partir del estudio del caso del Centro Universitario del Sur de la Universidad de Guadalajara. En A. Valdez Zepeda y M. L. Rujano Silva (Eds.), *Reprobación y deserción escolar: estrategias exitosas de solución en las instituciones de educación superior* (pp. 15-43). Universidad de Guadalajara. <https://bit.ly/4IDMKie>