


## Accreditación institucional y programática como factores asociados a la retención estudiantil en carreras de acreditación obligatoria en Chile

Institutional and programmatic accreditation as factors associated with student retention in mandatory accreditation programs in Chile

 **Husim Espinoza-Salinas**

husim.espinoza@pucv.cl 

Pontificia Universidad Católica de Valparaíso. Valparaíso, Chile

### Resumen

**Contexto:** La retención de estudiantes en el primer año de carreras de acreditación obligatoria es un indicador clave de la efectividad de los procesos formativos, y la acreditación institucional y programática se considera un factor que puede incidir en esta permanencia. **Objetivo:** Analizar la asociación entre la acreditación institucional y programática con la retención de primer año en carreras de Medicina, Odontología y Pedagogía impartidas por universidades chilenas. **Metodología:** Se adoptó un enfoque cuantitativo y correlacional sobre una muestra de 179 carreras y 39 universidades, con datos oficiales de 2023. Se calcularon coeficientes rho de Spearman y se aplicó un modelo de regresión múltiple ajustado por variables de contexto para identificar relaciones significativas. **Resultados:** La acreditación programática mostró la asociación más fuerte y consistente con la retención ( $\rho = 0.422$ ,  $p < 0.001$ ), superando a la acreditación institucional ( $\rho = 0.274$ ,  $p < 0.001$ ). En el modelo multivariado, la acreditación programática emergió como el único predictor robustamente significativo ( $\beta = 1.451$ ,  $p < 0.001$ ). La significancia inicial de la acreditación institucional en Medicina desapareció al controlar por disciplina, y no se hallaron asociaciones en Odontología debido a la limitación de la submuestra. **Conclusiones:** La acreditación programática posee una relevancia estadística superior para explicar la retención de primer año, sugiriendo que las políticas de aseguramiento de la calidad deben considerar las particularidades disciplinares para fortalecer la efectividad de los procesos formativos.

**Palabras clave:** Educación superior; Aseguramiento de la calidad; Acreditación institucional; Acreditación programática; Retención estudiantil; Políticas universitarias.

### Abstract

**Background:** First-year student retention in programs subject to mandatory accreditation is a key indicator of the effectiveness of educational processes. Institutional and programmatic accreditation are considered factors that may influence this persistence. **Objective:** To analyze the association between institutional and programmatic accreditation and first-year retention in Medicine, Dentistry, and Pedagogy programs offered by Chilean universities. **Methodology:** A quantitative and correlational approach was adopted, using a sample of 179 programs and 39 universities, based on 2023 official data. Spearman's rho coefficients were calculated, and a multiple regression model adjusted for contextual variables was applied to identify significant relationships. **Results:** Programmatic accreditation showed the strongest and most consistent association with retention ( $p = 0.422$ ,  $p < 0.001$ ), outperforming institutional accreditation ( $p = 0.274$ ,  $p < 0.001$ ). In the multivariate model, programmatic accreditation emerged as the only robustly significant predictor ( $\beta = 1.451$ ,  $p < 0.001$ ). The initial significance of institutional accreditation in Medicine disappeared when controlling for discipline, and no associations were found in Dentistry due to subsample limitations. **Conclusions:**

Programmatic accreditation holds greater statistical relevance in explaining first-year retention, suggesting that quality assurance policies should consider disciplinary specificities to strengthen the effectiveness of educational processes.

**Keywords:** Higher education; Quality assurance; Institutional accreditation; Programmatic accreditation; Student retention; University policies.

## Introducción

Entre 2000 y 2018, la matrícula de educación superior en el mundo se duplicó, pasando del 19% al 38% ([Instituto Internacional de la UNESCO para la Educación Superior en América Latina y el Caribe \[IESALC\], 2020](#)). No obstante, este avance ha derivado, paradójicamente, en una “inclusión excluyente”, donde el aumento de ingresantes correlaciona con mayores tasas de deserción, perpetuando desigualdades ([Ezcurra, 2019, 2022](#)). Índices de deserción superiores al 20% en sistemas de educación superior tan diversos como Brasil, Colombia, la Comunidad Francesa de Bélgica, Luxemburgo, Perú y Rumanía indican que la retención sigue siendo un desafío vigente a nivel mundial ([Organisation for Economic Co-operation and Development \[OECD\], 2025](#)).

En Latinoamérica, la preocupación por la retención ha sido recogida en diversas políticas de acompañamiento, implementadas en todos los países del Mercado Común del Sur (MERCOSUR), cuyo fin es asegurar condiciones mínimas que favorezcan la permanencia estudiantil en la educación superior ([García, 2023](#)). Asimismo, las agencias de acreditación de países como Argentina, Colombia y Costa Rica exigen a las Instituciones de Educación Superior (IES) demostrar mecanismos efectivos de seguimiento y mejora de la permanencia ([Comisión Nacional de Evaluación y Acreditación Universitaria \[CONEAU\], 2022](#); [Consejo Nacional de Acreditación \[CNA Colombia\], 2021](#); [Sistema Nacional de Acreditación de la Educación Superior \[SINAES\], 2010, 2011](#)).

Chile no es la excepción. A nivel institucional, la Comisión Nacional de Acreditación (CNA Chile) plantea varios criterios que demandan el monitoreo y mejora de la progresión estudiantil, el diseño e implementación de acciones de apoyo, bienestar y acompañamiento y la utilización de indicadores internos para el aseguramiento de la calidad y la toma de decisiones basadas en evidencia ([CNA Chile, s.f.-c](#)).

A nivel programático, para las carreras de acreditación obligatoria, Medicina, Odontología y Pedagogía, se establecen responsabilidades como el análisis sistemático de un conjunto de indicadores relacionados entre sí (p. ej. retención, progresión, asignaturas críticas y tiempos de titulación), la aplicación de estrategias de mejora y la evaluación concreta de su impacto sobre la retención ([CNA Chile, s.f.-a](#); [CNA Chile, s.f.-b](#)). Esta estructura normativa posiciona a la retención como un indicador central de la calidad del sistema universitario chileno.

Pese a la robustez normativa, la evidencia empírica sobre la relación entre acreditación y retención es dispar. En el plano internacional, la asociación entre estas dos variables ha sido estudiada principalmente a nivel programático. [Basavaraj y Garibay \(2019\)](#) concluyen que no hay una mejora significativa en las métricas de retención de una carrera de Informática de una universidad estadounidense al cambiar su estatus de no acreditada a acreditada. En cambio, un estudio cuantitativo llevado a cabo por [Al Busaidi \(2020\)](#) constata una asociación positiva y estadísticamente significativa ( $p < 0.05$ ) entre

la acreditación de carreras de ingeniería de países del Consejo de Cooperación del Golfo y la retención estudiantil.

En Latinoamérica y el Caribe, los estudios sobre retención en educación superior se han enfocado mayormente en los factores que explican la deserción. Mediante revisiones sistemáticas de investigaciones realizadas desde comienzos de la década de 1990 hasta la actualidad, varios autores coinciden en que los factores de mayor impacto sobre la deserción son personales, académicos, institucionales y socioeconómicos (Chiarino et al., 2024; Gómez García, 2024; Ramirez Heredia y Caucasto-Calla, 2024).

Sin embargo, la asociación entre acreditación y retención es aún un campo fértil en términos investigativos, con algunas publicaciones que se aproximan tangencialmente al estudio correlativo de estas variables. Cabrera Ortiz y Jerves Hermida (2022) evidencian un incremento real en la retención tras la implementación de procesos de acreditación en la Universidad de Cuenca (Ecuador). En contraposición, Albornoz-Toyohama et al. (2025) descartan una correlación significativa entre la reputación institucional y la retención estudiantil en universidades peruanas.

En Chile, la investigación es igualmente emergente. Desde una perspectiva institucional, Toledo Aceituno y Rojas Palma (2019) reportan, mediante un estudio exploratorio en universidades estatales, una relación entre los años de acreditación y la retención de estudiantes de primer año, siendo el único trabajo de los revisados que declara explícitamente la existencia de una relación de causalidad entre acreditación y retención.

En la misma línea, Castro et al. (2021), a través de un análisis econométrico de descomposición no lineal para modelos discretos, consignan que la pérdida de acreditación por parte de una universidad privada no tradicional explica hasta un tercio de la caída en la tasa de retención de primer año, observando que esta disminución es mayor el año en que se pierde la acreditación. A nivel programático, Martínez Rojas et al. (2024) evidencian, mediante un análisis correlacional, que tanto el cuerpo docente como la retención al tercer año se asocian significativamente ( $p < 0.05$ ) con los años de acreditación logrados por carreras de Pedagogía en Educación Física.

Pese al incipiente interés en investigaciones correlacionales de este tipo, se observa que existe una brecha investigativa en lo relativo a las muestras analizadas, pues los estudios realizados a nivel de acreditación institucional han incluido predominantemente universidades estatales (p. ej. Toledo Aceituno y Rojas Palma, 2019) y aquellos implementados en el ámbito de la acreditación programática se han enfocado en una carrera en particular (Martínez Rojas et al., 2024) en vez de conjuntos de carreras distintas.

Por lo tanto, el presente artículo se propone analizar la asociación de la acreditación institucional y programática con la retención de primer año en carreras de acreditación obligatoria, impartidas por universidades estatales y privadas, ya sean de carácter tradicional o no tradicional. Cabe señalar que se conocen como tradicionales aquellas universidades pertenecientes al Consejo de Rectoras y Rectores de las Universidades Chilenas (CRUCH), es decir, las treinta universidades estatales y públicas no estatales de Chile, caracterizadas en su propio sitio web como instituciones de amplia trayectoria y excelencia (CRUCH, s.f.), por lo que gozan de mayor prestigio social que las universidades no pertenecientes a dicho grupo (OECD, 2009).

La selección de carreras de acreditación obligatoria permite centrar el estudio en programas de alta relevancia social y profesional, sujetos a una estricta regulación y a una demanda política considerable en cuanto al aseguramiento de la calidad y permanencia estudiantil. Además de la amplitud muestral, la novedad científica de esta investigación está dada por su propósito de determinar qué tipo de acreditación, institucional o programática, tiene una asociación más fuerte y estadísticamente significativa con la retención al primer año. De este modo, el presente estudio se plantea como una lectura de interés para investigadores y tomadores de decisiones en política y gestión de la educación superior.

## Metodología

El diseño metodológico adoptó un enfoque deductivo y cuantitativo, con una estrategia no experimental y de alcance correlacional utilizando el coeficiente *rho* de Spearman, el cual no permite establecer causalidad, sino solamente asociación entre variables (Hernández Sampieri et al., 2014). Mediante este diseño, se buscó conocer el grado de asociación existente entre los años de acreditación (institucional y programática) y la tasa de retención al primer año en una muestra compuesta por carreras de acreditación obligatoria impartidas por universidades chilenas.

El horizonte temporal fue transversal, con datos correspondientes a 2023, pues este año es el periodo más reciente con datos completos y comparables disponibles para todas las carreras incluidas en las bases consultadas. Si bien se reconoce la imposibilidad de analizar tendencias o variaciones interanuales, esta decisión asegura la vigencia y comparabilidad de la muestra.

La tasa de retención de primer año se operacionalizó como el porcentaje de alumnos que ingresaron a la carrera en 2023 y continuaron sus estudios en el mismo programa y en la misma universidad en 2024 (Ministerio de Educación de Chile, 2024). A su vez, los años de acreditación institucional y programática corresponden a un reconocimiento de la calidad por parte de la CNA Chile.

Si bien legalmente se agrupan en niveles, básica (2 a 3 años), avanzada (4 a 5 años) y excelencia (6 a 7 años), para efectos de este estudio se utilizan los años de acreditación como una variable cuantitativa continua. Esto permite capturar de forma incremental la madurez de los procesos de aseguramiento de la calidad, asumiendo que cada año adicional de acreditación refleja un avance sostenido en los estándares institucionales y programáticos.

Se empleó un muestreo no probabilístico por conveniencia, seleccionando carreras de acreditación obligatoria con tasas de retención de primer año disponibles en el buscador de empleabilidad e ingresos de la plataforma Mi Futuro (Ministerio de Educación de Chile, s.f.). Así, la muestra inicial incluyó 231 carreras impartidas por 43 universidades.

Posteriormente, se realizó un cruce entre estos registros y los años de acreditación institucional y programática disponibles en el buscador de acreditaciones de la CNA Chile (CNA Chile, s.f.), verificando que todos los datos correspondieran al año 2023. Considerando la tendencia de la plataforma Mi Futuro a agrupar diversas carreras bajo etiquetas genéricas (Ministerio de Educación de Chile, 2024), se llevó a cabo una depuración manual para resolver inconsistencias en programas sin trazabilidad

individual; por ejemplo, fueron excluidos casos de pedagogías de áreas artísticas con datos de retención agregados que en los registros de la CNA Chile figuran de forma independiente. Este procedimiento resultó en la exclusión de 52 casos, conformando una muestra final de trabajo de 179 carreras distribuidas en 39 universidades.

Para asegurar la robustez de los hallazgos, se contemplaron dos niveles de análisis: un análisis principal con la muestra completa ( $N = 179$ ) y un análisis de sensibilidad. Este último tuvo como propósito verificar si las asociaciones observadas se mantenían estables al omitir 11 casos identificados como valores extremos. Estos fueron operacionalizados como aquellas carreras con los niveles mínimos de acreditación registrados (institucional y programática) y programas con tasas de retención situadas a dos desviaciones estándar por debajo de la media, garantizando así que los coeficientes no estuvieran condicionados por comportamientos atípicos de la muestra.

La Tabla 1 sintetiza la conformación de la muestra por área disciplinar y tipo de universidad:

**Tabla 1.** *Nº de carreras por área disciplinar y tipo de universidad (CRUCH - No CRUCH).*

Área disciplinar de la carrera	Carreras según tipo de universidad que la imparte (n)		Total carreras (n)
	CRUCH	No CRUCH	
Medicina	15	7	22
Odontología	10	7	17
Pedagogía	106	34	140
Total carreras (n)	131	48	179

El área disciplinar de Pedagogía comprende todas las carreras conducentes a los títulos profesionales de Profesor de Educación Básica, Profesor de Educación Media, Profesor de Educación Diferencial o Especial y Educador de Párvulos, según la Ley 20.129 (Chile, 2006, art. 27). Esto explica la diferencia numérica con respecto a Medicina y Odontología. Cabe destacar que la mayoría de las carreras de acreditación obligatoria son dictadas en universidades del CRUCH.

Para asegurar la rigurosidad analítica, se efectuó una limpieza adicional de la base de datos con el fin de identificar posibles valores duplicados o faltantes, no encontrando registros con estas características. Las variables principales, acreditación institucional, acreditación programática y retención de primer año, fueron descritas mediante estadísticos descriptivos (mínimo y máximo, mediana, media, desviación estándar y cuartiles) y representaciones gráficas.

Se evaluó la normalidad de los datos mediante la prueba de Shapiro-Wilk para años de acreditación y retención. La constatación de asimetría fundamentó la elección de la correlación de Spearman para analizar la asociación entre las variables centrales, incluyendo análisis por tipo de universidad y área disciplinar y excluyendo valores extremos para mayor precisión. Con el propósito de robustecer la validez interna, se ajustó un modelo de regresión múltiple con las siguientes variables preliminares de control: tipo de universidad, área disciplinar, número de ingresantes, sexo de los ingresantes (porcentaje mujeres) y duración de la carrera (semestres).

Se verificó la presencia de multicolinealidad entre los predictores mediante el cálculo del Factor de Inflación de la Varianza Generalizado (GVIF). Para asegurar su comparabilidad entre predictores con distinto número de grados de libertad, se empleó el GVIF ajustado ( $GVIF^{1/(2 \cdot Df)}$ ), cuyos resultados se sintetizan en la Tabla 2. La variable duración de carrera registró un valor de 3.14, superando el umbral crítico de 2 recomendado para identificar colinealidad problemática (Nahhas, 2024). Atendiendo a este diagnóstico y priorizando la estabilidad estadística del modelo, se decidió excluir la variable duración de carrera del análisis principal. Las variables restantes presentaron valores inferiores al umbral.

**Tabla 2.** Factor de Inflación de la Varianza (VIF) para predictores originales del modelo

Variable	GVIF	Df	GVIF <sup>1/(2*Df)</sup>
Acreditación institucional (años)	1.31	1	1.15
Acreditación programática (años)	1.42	1	1.19
Duración carrera (semestres)	9.84	1	3.14
N° ingresantes	1.41	1	1.19
% mujeres ingresantes	1.13	1	1.06
Tipo universidad (CRUCH/No CRUCH)	1.33	1	1.15
Área disciplinar carrera	10.68	2	1.81

Adicionalmente, se verificaron los supuestos de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La homocedasticidad de la varianza de los errores se evaluó mediante la prueba de Breusch-Pagan ( $p = 0.1098$ ), no encontrando evidencia de heterocedasticidad significativa. Asimismo, la normalidad de los residuos se confirmó a través de la prueba de Shapiro-Wilk ( $p = 0.1656$ ) y la inspección visual de gráficos Q-Q, asegurando la validez de las inferencias y la estabilidad de los coeficientes estimados.

Las variables de control se obtuvieron de los informes de matrícula disponibles en la plataforma Mi Futuro (Ministerio de Educación de Chile, s.f.-a), y los análisis se realizaron con el software R en su versión 4.5.1.

Todos los datos provienen de repositorios oficiales y de acceso abierto, por lo que la investigación se ajusta a los principios éticos aplicables al uso de datos secundarios, no requiriendo la aprobación de un comité de ética.

## Resultados

En esta sección se reportan los resultados del análisis descriptivo, las pruebas de normalidad, las correlaciones de Spearman y el modelo de regresión, conforme a lo declarado en la metodología. La muestra final incluyó 179 carreras impartidas en 39 universidades, predominando Pedagogía y universidades CRUCH, como se mostró en la Tabla 1. La Tabla 3 presenta los estadísticos descriptivos de las variables principales: acreditación institucional, acreditación programática y retención de primer año. La acreditación institucional evidencia una media de 5.37 años y una desviación estándar de 1.01 años, lo que indica una distribución relativamente homogénea entre las

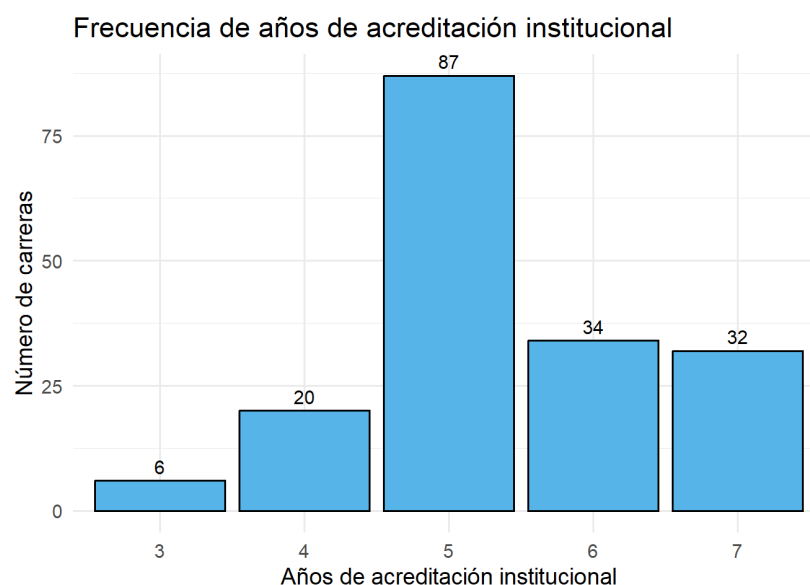
universidades analizadas. En cambio, la acreditación programática exhibe una mayor dispersión, con una desviación estándar de 1.39 años y valores que oscilan entre 0 (carreras no acreditadas) y 7 años. La tasa de retención de primer año alcanza una media de 87.82%, con una desviación estándar de 7.09% y valores entre 60% y 100%, reflejando una amplia dispersión en los niveles de permanencia estudiantil.

**Tabla 3:** Estadísticos descriptivos para variables de acreditación y retención de primer año

Variable	Mínimo	1er cuartil	Mediana	Media	3er cuartil	Máximo	Desviación estándar
Acreditación institucional (años)	3	5	5	5.37	6	7	1.01
Acreditación programática (años)	0	4	5	4.83	6	7	1.39
Retención de primer año (porcentaje)	60.00	83.50	87.90	87.82	93.20	100	7.09

Por su parte, la Figura 1 ilustra la distribución de los años de acreditación institucional para las carreras incluidas en el estudio. La mayoría de las carreras son impartidas por universidades con acreditación de nivel avanzado (4 o 5 años), acumulando 107 programas, de los cuales 87 pertenecen a instituciones con 5 años de acreditación. Un subgrupo de 64 carreras corresponde a universidades con acreditación de excelencia (6 o 7 años). Solo 6 carreras forman parte de universidades con acreditación de nivel básico (3 años), que representa tanto el valor mínimo para el año analizado como el mínimo posible. Esta distribución ilustra las diferencias en el cumplimiento de estándares de calidad institucional entre las instituciones de la muestra.

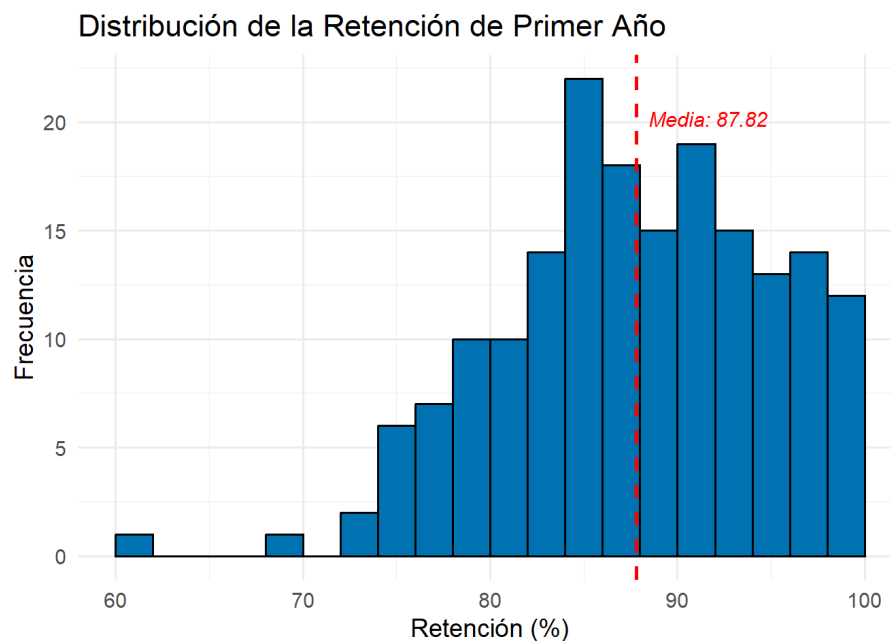
**Figura 1.** Frecuencia de años de acreditación institucional



Por otra parte, la Figura 2 evidencia una mayor diversidad en los años de acreditación programática. De las 179 carreras de la muestra, 2 obtuvieron una resolución de no

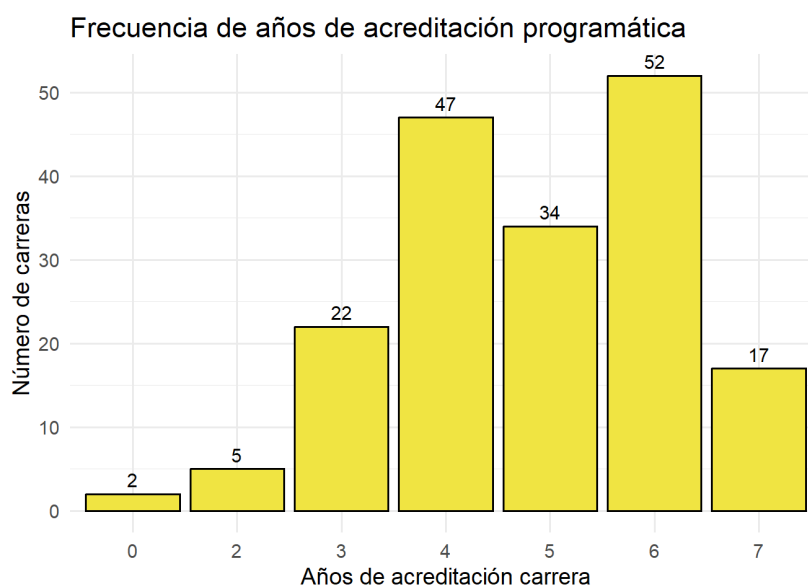
acreditación por parte de la CNA Chile. En el grupo de acreditación básica (2 y 3 años) hay 25 carreras, mientras que el de acreditación avanzada (4 y 5 años) concentra 81 carreras, predominando aquellas con 4 años de acreditación ( $n = 47$ ). En el grupo de carreras con acreditación de excelencia (6 y 7 años) se encuentran 69 programas, de los cuales 52 obtuvieron acreditación por 6 años. Esta variabilidad refleja diferencias relevantes en la valoración específica de calidad entre disciplinas y carreras.

**Figura 2.** Frecuencia de años de acreditación programática



La Figura 3 presenta un histograma con la retención de primer año. Se observa que la distribución de los valores es moderadamente asimétrica, con una mayor concentración de carreras en el rango de retención por sobre el 80%. No obstante, también se constatan casos con valores considerablemente más bajos, lo que evidencia la variabilidad de permanencia estudiantil entre las carreras.

**Figura 3.** Distribución de la retención de primer año



Para verificar la normalidad de la distribución de las variables principales del estudio, se aplicaron pruebas visuales y estadísticas. Los histogramas presentados en las Figuras 1, 2 y 3 evidenciaron asimetría y desviaciones respecto a la normalidad en todas las variables analizadas. Esta observación fue corroborada mediante la aplicación de la prueba de Shapiro-Wilk, recomendada por su mayor robustez en muestras de tamaño pequeño a intermedio ( $n < 2000$ ), según manuales metodológicos y literatura especializada (Field, 2013; Ghasemi & Zahediasl, 2012).

Tal como muestra la Tabla 4, se obtuvieron valores de  $W$  y  $p$  para acreditación institucional ( $W = 0.873$ ,  $p < 0.001$ ), acreditación programática ( $W = 0.922$ ,  $p < 0.001$ ) y retención de primer año ( $W = 0.976$ ,  $p = 0.003$ ), todos inferiores a 0.05, lo que permite rechazar la hipótesis nula de normalidad. En consecuencia, se justifica el empleo de la correlación de Spearman, recomendada como alternativa no paramétrica frente a Pearson para el análisis de relaciones entre variables cuantitativas no normalmente distribuidas (Field, 2013).

**Tabla 4.** Resultados de la prueba de Shapiro-Wilk para la normalidad de las variables principales

Variable	$W$	$p$ -valor
Acreditación institucional	0.873	< 0.001
Acreditación programática	0.922	< 0.001
Retención de primer año	0.976	0.003

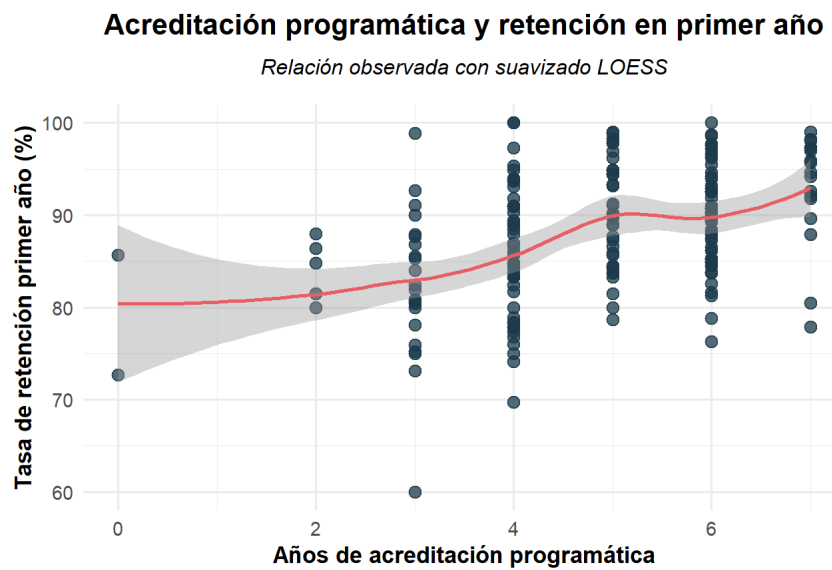
Una vez detectada la ausencia de normalidad en la distribución, se exploró la existencia de asociación entre los años de acreditación tanto institucional como programática y la retención de primer año utilizando la correlación de Spearman, cuyos resultados se resumen en la Tabla 5. Ambos tipos de acreditación exhiben asociación positiva y significativa con la retención de primer año. Sin embargo, la acreditación programática muestra una relación más fuerte ( $\rho = 0.422$ ,  $p < 0.001$ ) que la institucional ( $\rho = 0.274$ ,  $p < 0.001$ ).

**Tabla 5.** Correlación de Spearman general

Variable de acreditación	Coefficiente $\rho$	$p$ -valor	Interpretación
Institucional vs. retención	0.274	< 0.001	Débil, positiva, significativa
Programática vs. retención	0.422	< 0.001	Moderada, positiva, significativa

La Figura 4 ilustra gráficamente la relación positiva observada entre los años de acreditación programática y la tasa de retención de primer año, evidenciando el patrón observado en la correlación de Spearman ( $\rho = 0.422$ ,  $p < 0.001$ ). La dispersión de puntos y la línea de tendencia permiten visualizar la fuerza de la asociación en la muestra completa.

**Figura 4:** Acreditación programática y retención en primer año



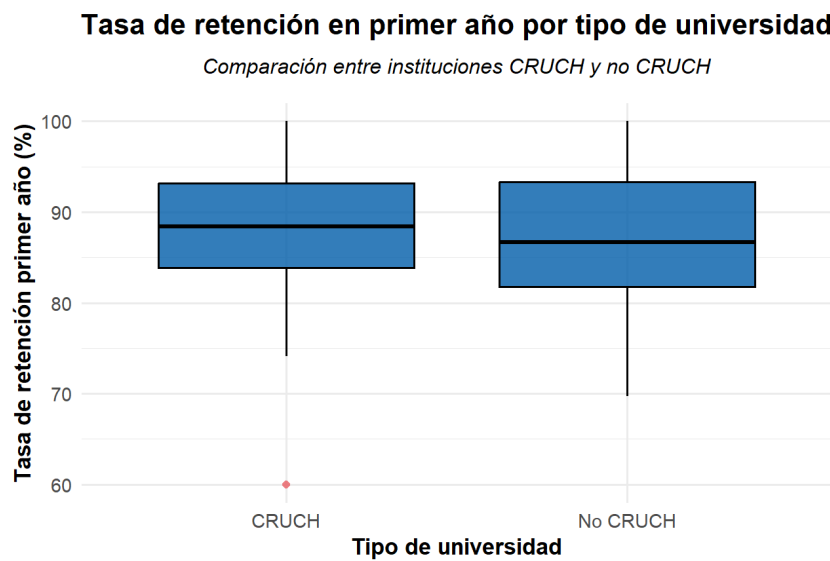
Asimismo, se ejecutaron análisis correlacionales por tipo de universidad (CRUCH y No CRUCH) y por área disciplinar. La Tabla 6 resume la correlación entre las variables principales según el tipo de universidad. Se constata que la fuerza y significancia de la asociación entre acreditación y retención varía según el tipo de universidad. Para las universidades CRUCH, ambos tipos de acreditación muestran relación significativa, aunque la programática es más fuerte ( $\rho = 0.369, p < 0.001$ ). En las universidades no CRUCH, solo la acreditación programática se asocia significativamente con la retención ( $\rho = 0.567, p < 0.001$ ).

**Tabla 6.** Correlación de Spearman por tipo de universidad

Tipo de universidad	Institucional $\rho$ / $p$ -valor	Programática $\rho$ / $p$ -valor	Interpretación comparativa
CRUCH	0.291 / < 0.001	0.369 / < 0.001	Programática > Institucional; ambas significativas
No CRUCH	0.188 / 0.200	0.567 / < 0.001	Solo programática significativa; institucional débil y no significativa

La Figura 5 permite visualizar la diferencia en la distribución de tasas de retención entre universidades CRUCH y no CRUCH. Las instituciones CRUCH tienden a mostrar valores superiores y menor dispersión, apoyando la tendencia identificada en los análisis de correlaciones de la Tabla 6.

**Figura 5.** Tasa de retención en primer año por tipo de universidad



Por su parte, la Tabla 7 permite observar que la relación acreditación-retención depende del área disciplinar. Para Medicina, la acreditación institucional destaca como el único factor con una asociación bivariada significativa ( $\rho = 0.633$ ,  $p = 0.002$ ). En Pedagogía, ambas acreditaciones están asociadas, siendo la programática dominante ( $\rho = 0.377$ ,  $p < 0.001$ ). En cambio, para Odontología se observa una asociación muy baja sin significancia estadística tanto para acreditación institucional ( $\rho = 0.012$ ,  $p = 0.965$ ) como para acreditación programática ( $\rho = 0.037$ ,  $p = 0.887$ ).

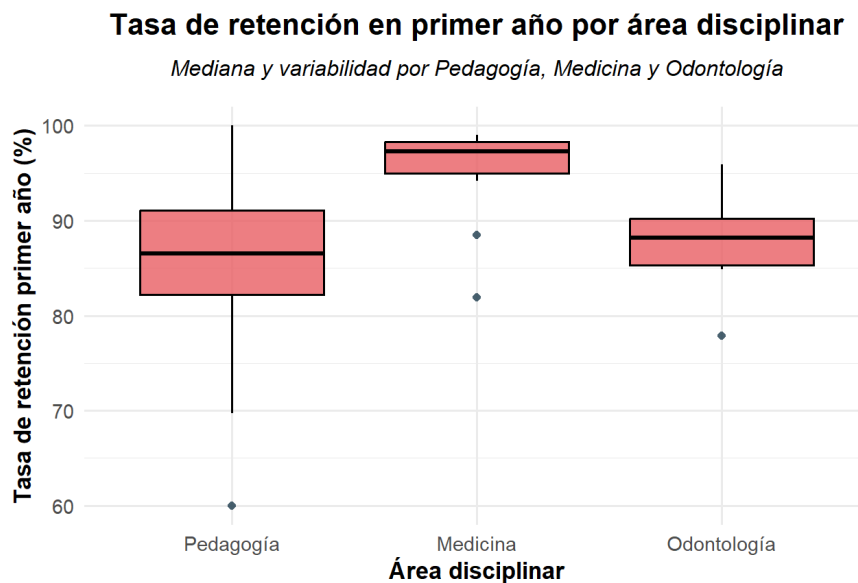
**Tabla 7:** Correlación de Spearman por área disciplinar

Área disciplinar	Institucional $\rho$ / $p$ -valor	Programática $\rho$ / $p$ -valor	Interpretación comparativa
Medicina	0.633 / 0.002	0.252 / 0.258	Solo institucional significativa; fuerza moderada-alta
Odontología	0.012 / 0.965	0.037 / 0.887	Ninguna significativa; asociación muy baja
Pedagogía	0.253 / 0.003	0.377 / < 0.001	Ambas significativas; programática más fuerte

**Nota:** En el caso de Odontología, la ausencia de significancia estadística debe interpretarse considerando la potencia limitada de la submuestra ( $n = 17$ ), lo cual sugiere una sensibilidad menor del modelo para detectar asociaciones de magnitud reducida (posible Error Tipo II)..

La Figura 6 presenta la variabilidad de la tasa de retención de primer año según área disciplinar. Se observa que la mediana de retención es mayor en Medicina que en Pedagogía y Odontología, en concordancia con el análisis estadístico entregado en la Tabla 7.

**Figura 6.** Tasa de retención en primer año por área disciplinar



Con el propósito de dotar de mayor solidez a los hallazgos correlacionales, se realizó un análisis de sensibilidad omitiendo los valores extremos previamente definidos. Este procedimiento resultó en la identificación y exclusión de 11 carreras que cumplieran con los criterios de presentar los niveles mínimos de acreditación registrados (institucional y programática) o tasas de retención situadas a dos desviaciones estándar por debajo de la media, lo que redujo la muestra para este análisis específico a  $n = 168$ . Tal como ilustra la Tabla 8, el coeficiente de correlación de Spearman entre la acreditación institucional y la retención se mantuvo consistente ( $\rho = 0.228$ ,  $p = 0.003$ ), mientras que la acreditación programática exhibió una leve disminución en su asociación, aunque se mantuvo estadísticamente significativa ( $\rho = 0.387$ ,  $p < 0.001$ ).

**Tabla 8.** Correlación de Spearman excluyendo valores extremos

Variable de acreditación	Coefficiente $\rho$	$p$ -valor	Interpretación
Institucional vs. retención	0.228	0.003	Asociación se mantiene débil, pero significativa
Programática vs. retención	0.387	< 0.001	Asociación moderada, positiva, significativa

Para examinar el vínculo relativo de los años de acreditación y programática con la retención de primer año, se estimó un modelo de regresión múltiple que controló por tipo de universidad (CRUCH - No CRUCH), área disciplinar, número de ingresantes y proporción de mujeres. Como se explicó en la sección de Metodología, la variable duración de la carrera fue excluida para evitar problemas de multicolinealidad.

El modelo se empleó por su capacidad para estimar la asociación independiente de cada variable predictora con la retención, controlando por potenciales variables de confusión. Esta técnica es ampliamente recomendada en la literatura metodológica para abordar relaciones multivariadas (Field, 2013). Los resultados se sintetizan en la Tabla 9. El modelo explicó aproximadamente un 33% de la variabilidad observada en la retención

( $R^2 = 0.329$ ), lo cual representa un poder explicativo moderado, acorde a la complejidad de los fenómenos educativos analizados.

Respecto a los predictores principales, la acreditación programática emergió como el único predictor robustamente significativo, con un coeficiente positivo ( $\beta = 1.451$ ,  $p < 0.001$ ). Esto indica que, manteniendo constantes las demás variables del modelo, se estima una tasa de retención 1.45 puntos porcentuales superior por cada año adicional de acreditación programática. En términos comparativos, las carreras con mayores niveles de acreditación programática exhiben, en promedio, una mayor capacidad de retención estudiantil en su primer año. La acreditación institucional mostró una asociación positiva que no alcanzó significancia estadística bajo el umbral convencional ( $\beta = 0.855$ ,  $p = 0.089$ ), aunque sugiere una tendencia que amerita ser explorada en muestras de mayor envergadura.

En cuanto al área disciplinar, las carreras de Medicina presentan niveles de retención significativamente superiores respecto a las de Pedagogía ( $\beta = 7.695$ ,  $p < 0.001$ ), mientras que Odontología no difiere significativamente de Pedagogía en este indicador. El resto de las variables controladas, tipo de universidad, número de ingresantes y porcentaje de mujeres ingresantes, no resultaron ser predictores significativos en el modelo ajustado.

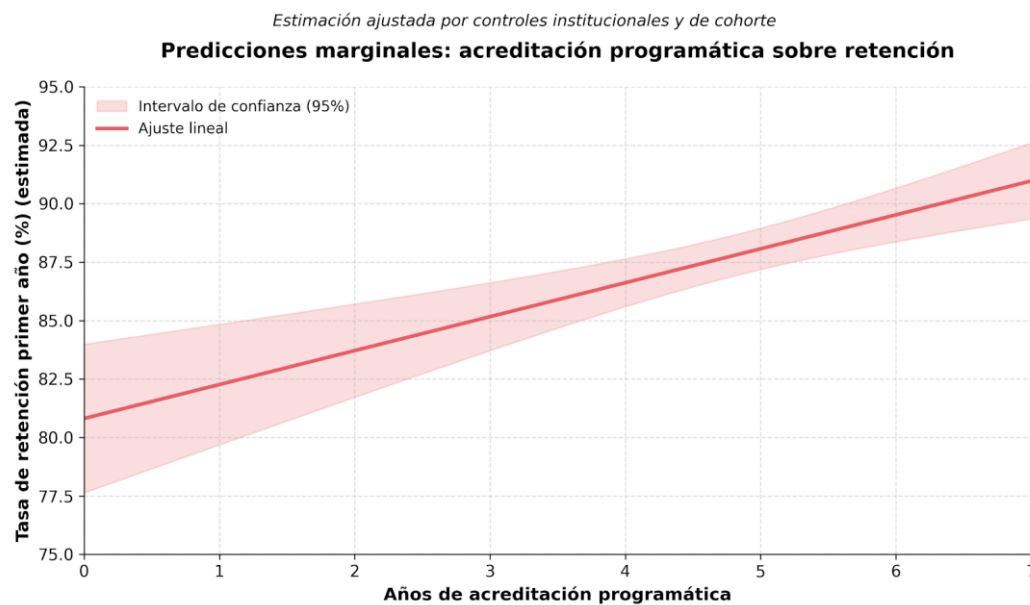
**Tabla 9.** Regresión múltiple controlando por variables de contexto

Predictor	Coef. ( $\beta$ )	Error estándar	t	p-valor	Significancia
Intercepto	73.747	2.988	24.683	< 0.001	***
Acreditación institucional (años)	0.855	0.500	1.709	0.089	Marginal
Acreditación programática (años)	1.451	0.380	3.819	< 0.001	Muy significativa
Tipo universidad (CRUCH vs. No CRUCH)	-0.438	1.152	-0.380	0.704	No significativa
Medicina (vs. Pedagogía)	7.695	1.488	5.170	< 0.001	Muy significativa
Odontología (vs. Pedagogía)	-0.349	1.688	-0.207	0.836	No significativa
N° ingresantes	0.006	0.008	0.771	0.442	No significativa
% mujeres ingresantes	0.018	0.019	0.949	0.344	No significativa

Cabe destacar que, si bien el análisis bivariado evidenció una asociación específica y fuerte entre la acreditación institucional y la retención en Medicina, esta relación no mantiene su significancia estadística en el modelo multivariado al ser controlada por el área disciplinar y la acreditación programática. Esto sugiere que el efecto institucional en Medicina podría estar mediado por las características propias de la disciplina o ser absorbido por la superior capacidad predictiva de la acreditación programática a nivel global.

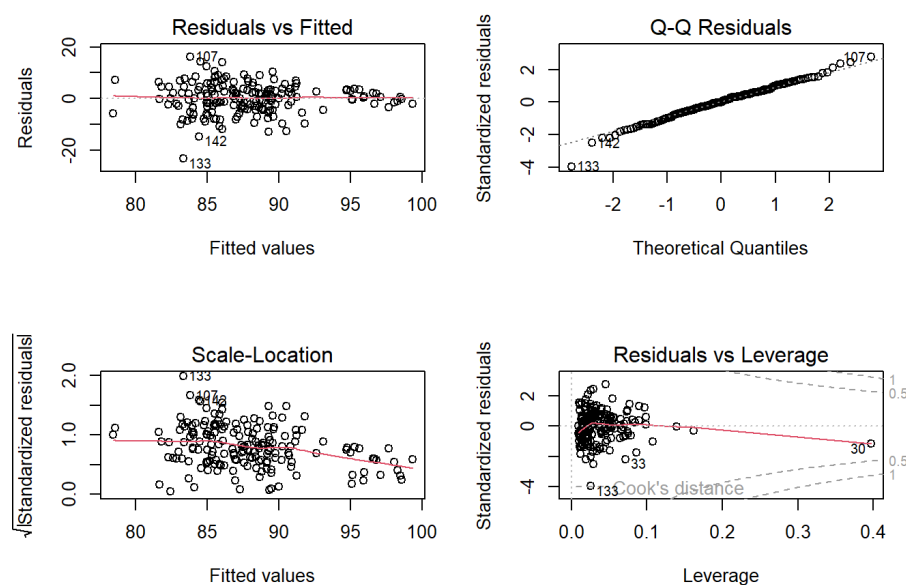
La Figura 7 muestra las predicciones marginales estimadas de la acreditación programática sobre la tasa de retención de primer año, controlando por tipo de universidad, disciplina, número de ingresantes y proporción de mujeres. Se evidencia que cada año adicional de acreditación programática muestra una asociación positiva y significativa con la permanencia estudiantil.

**Figura 7. Predicciones marginales: acreditación programática sobre retención**



La Figura 8 presenta el diagnóstico visual de los residuos del modelo de regresión. No se observan patrones sistemáticos ni valores atípicos relevantes, lo que respalda la validez del modelo ajustado.

**Figura 8. Diagnóstico visual de residuos**



En síntesis, los análisis realizados evidencian que la acreditación programática es el factor que muestra la asociación más fuerte y consistente con la retención de primer año en carreras universitarias sujetas a acreditación obligatoria en Chile. Esta asociación positiva se observa tanto en los análisis bivariados como en el modelo de regresión múltiple ajustado por variables de contexto. La acreditación institucional, en cambio, evidencia una asociación de menor magnitud que no alcanzó la significancia estadística

convencional en los modelos ajustados. Por su parte, el área disciplinar también presenta una asociación relevante: las carreras de Medicina exhiben tasas de retención significativamente superiores respecto de Pedagogía, mientras que no se hallan diferencias significativas para Odontología, resultado que debe interpretarse considerando la limitada potencia de su submuestra. Estos resultados se mantienen tras la exclusión de casos extremos el cumplimiento de los supuestos del modelo, lo que refuerza la robustez y validez de los hallazgos.

## Discusión

Los resultados presentados avalan la literatura existente que asocia la acreditación con una mejor retención estudiantil en las universidades, destacando que la acreditación programática tiene una relación más fuerte y estadísticamente significativa con la retención de primer año en carreras de acreditación obligatoria. Este vínculo entre calidad y permanencia sigue siendo un desafío a nivel global, incluyendo a los países latinoamericanos (Ezcurra, 2019, 2022; García, 2023; OECD, 2025); de ahí la significación y relevancia de propuestas investigativas como la presentada en este trabajo.

Los hallazgos exhibidos coinciden con los de otras regiones, como los países del Consejo de Cooperación del Golfo, donde la acreditación programática también se asocia significativamente con mejores tasas de retención (Al Busaidi, 2020), sugiriendo una tendencia internacional. Los resultados obtenidos, que destacan la mayor fuerza asociativa de la acreditación programática con la retención de primer año, se diferencian parcialmente de lo reportado por Toledo, Aceituno y Rojas Palma (2019), quienes postulan la acreditación institucional como principal predictor.

Similarmente, Cabrera Ortiz y Jervez Hermida (2022), hallan que la implementación de procesos de acreditación en una universidad ecuatoriana impacta positivamente en la tasa de retención. Del mismo modo, Castro et al. (2021) destacan la importancia de la acreditación institucional para la retención y advierten el efecto negativo de su pérdida, atribuible al deterioro en la percepción de calidad y en las condiciones de financiamiento.

En cambio, Basavaraj y Garibay (2019) reportan que la acreditación institucional no afectó directamente la retención en su muestra; de modo similar, Albornoz-Toyohama et al. (2025) no hallaron un vínculo significativo en el contexto peruano respecto a reputación, considerada aquí como *proxy* de acreditación, y retención. Estos resultados se condicen con los hallazgos distintivos de este estudio en las carreras de Odontología, donde no se detectan asociaciones significativas entre los años de acreditación (ni institucional ni programática) y la retención estudiantil.

Esta ausencia de vínculo podría responder a una convergencia de factores disciplinares y metodológicos. Por un lado, factores propios del área como una menor matrícula, perfiles sociodemográficos específicos o mecanismos de selección independientes de la acreditación formal podrían explicar esta autonomía del indicador. Desde un punto de vista metodológico, los resultados deben interpretarse considerando la configuración de las submuestras analizadas. Si bien el área de Pedagogía exhibe una representación amplia ( $n = 140$ ), las disciplinas de salud cuentan con tamaños más acotados: Medicina ( $n = 22$ ) y Odontología ( $n = 17$ ). En Medicina, la magnitud del efecto bivariado ( $\rho =$

0.633) permitió alcanzar significancia estadística a pesar del tamaño de la submuestra. En cambio, en Odontología, la obtención de coeficientes cercanos a cero sugiere que el análisis pudo presentar una menor sensibilidad para identificar asociaciones de magnitud reducida, lo que se vincula con las propiedades de la potencia estadística en muestras de este tamaño (posible Error Tipo II).

A nivel general, las discrepancias observadas en la literatura responden a factores contextuales que trascienden la muestra. Entre ellos destacan el tipo de universidad (pública o privada), la disciplina académica y la obligatoriedad de acreditación, aspectos que podrían intensificar el vínculo con la retención (Martínez Rojas et al., 2024). Asimismo, elementos como la madurez de los modelos nacionales de aseguramiento de calidad y la heterogeneidad metodológica, manifestada tanto en el uso de diseños transversales frente a longitudinales como en la selección de muestras y variables clave, pueden incidir en el grado en que se identifican y explicitan ciertos elementos mediadores.

Por ejemplo, Castro et al. (2021) centran su análisis longitudinal en un cambio institucional de gran magnitud como la pérdida de acreditación institucional, visibilizando el rol mediador de la percepción de calidad y las condiciones de financiamiento. En consecuencia, estudios menos sensibles a eventos críticos, como la pérdida o el retroceso de nivel de acreditación, podrían omitir o subestimar la relevancia de estos factores en la relación entre acreditación y retención.

En cuanto a las limitaciones inherentes a la presente investigación, es preciso reparar en el carácter transversal del análisis y en el uso de un muestreo no probabilístico enfocado en carreras de acreditación obligatoria, decisiones metodológicas que restringen la generalización de los hallazgos a otros contextos y disciplinas. Asimismo, la falta de variables como políticas internas e indicadores socioeconómicos desagregados en el análisis exige interpretar cautelosamente los resultados, evitando sobreestimar o subestimar la influencia de la acreditación en la retención. Tal como señalan varios autores, la retención es un fenómeno complejo y multicausal (Chiarino et al., 2024; Gómez García, 2024; Ramírez Heredia y Caucasto-Calla, 2024), por lo que es aconsejable evitar sugerencias deterministas sobre el impacto de la acreditación como factor correlacionado.

En el ámbito teórico, esta investigación aporta evidencia diferenciadora acerca del peso de los diversos niveles de acreditación, institucional y programática, sobre la retención, tema poco abordado en la literatura. Los resultados también invitan a revisar críticamente la “inclusión excluyente” (Ezcurra, 2019, 2022) en la educación superior chilena. Si bien la calidad programática parece favorecer la retención estudiantil, aún persisten tensiones entre el ingreso y la permanencia de estudiantes en riesgo de exclusión.

Como señalan autores en el campo de la política educativa chilena y latinoamericana, la acreditación no puede entenderse solo como un fin en sí mismo, sino como un proceso que debe atender la diversidad de trayectorias, capitales y contextos de los estudiantes (Bernasconi et al., 2020; Brunner et al., 2024). De este modo, la teorización sobre acreditación y retención debe considerar los límites de los indicadores técnicos y promover una agenda donde inclusión y calidad sean dimensiones entrelazadas y no mutuamente excluyentes, posicionando el aseguramiento de la calidad como un

instrumento para la transformación social real y no como un mecanismo meramente formal.

A la luz de los hallazgos, surgen implicancias significativas para el diseño de políticas de aseguramiento de la calidad en contextos de alta regulación como el chileno. En primer lugar, la robustez de la acreditación programática como predictor sugiere que la política pública debería transitar desde un enfoque predominantemente institucional hacia uno que valore las particularidades disciplinares. Para organismos reguladores como la CNA Chile, esto implica fortalecer los procesos de acreditación obligatoria no solo como un mecanismo de control, sino como una herramienta de monitoreo de la eficiencia interna de las carreras.

Asimismo, los resultados invitan a considerar la retención no como un indicador aislado, sino como una evidencia tangible de la calidad de los procesos formativos. Esto habilita una discusión sobre la pertinencia de integrar métricas de progresión estudiantil de manera más explícita en los criterios de evaluación de carreras, permitiendo que la acreditación actúe como un incentivo para la implementación de sistemas de alerta temprana y acompañamiento académico, especialmente en áreas de alta sensibilidad social como la salud y la pedagogía.

Este trabajo también presenta repercusiones prácticas para gestores universitarios. La evidencia reunida sugiere que una acreditación sólida puede constituir un elemento relevante para la mejora de la retención estudiantil en carreras con regulación estricta, especialmente en aquellas pertenecientes al área de formación inicial docente. Estos hallazgos sugieren la relevancia de los mecanismos de seguimiento longitudinal de cohortes y de los indicadores de calidad específicos por carrera, así como de la focalización de recursos institucionales en la mejora programática continua de las carreras, especialmente en aquellas carreras con debilidades en sus procesos de aseguramiento de calidad.

## Conclusiones

Los hallazgos de esta investigación sugieren que la acreditación programática se asocia más consistentemente que la institucional con la retención de primer año en carreras de acreditación obligatoria en universidades chilenas. El análisis indica que cada año de acreditación adicional se asocia a una tasa superior de retención, incluso al controlar por tipo de universidad y área disciplinar.

A nivel disciplinar, se identificaron patrones divergentes: mientras que en Medicina destaca una asociación bivariada inicial con la acreditación institucional, el análisis global confirma que la acreditación programática es el predictor con mayor capacidad independiente para la retención estudiantil. En contraste, la ausencia de significancia en Odontología refuerza que el vínculo entre calidad y permanencia no es uniforme. Esta heterogeneidad sugiere que los procesos de aseguramiento de calidad operan de manera diferenciada según la disciplina y las exigencias regulatorias específicas, lo que representa una línea de investigación relevante para el campo. Tal diversidad también invita a considerar el perfil de ingreso y las necesidades de apoyo institucional y programático diferenciados por disciplina.

Este trabajo aporta evidencia original al debate sobre políticas de calidad en educación

superior latinoamericana. Futuras investigaciones deberían emplear diseños longitudinales y modelos que incorporen factores socioeconómicos y académicos mediadores, avanzando hacia una comprensión más exhaustiva de la permanencia estudiantil.

Finalmente, es preciso volver a la idea de “inclusión excluyente” planteada por Ezcurra (2019, 2022) como un desafío central y vigente de la educación superior a nivel global. A pesar de que los sistemas de acreditación han contribuido a elevar los estándares de calidad, el riesgo de que estos generen nuevas formas de marginación debe ser abordado con voluntad transformadora. Acreditar universidades y carreras, aunque necesario, resulta insuficiente sin dispositivos de acompañamiento que salvaguarden que la diversidad de estudiantes no solo acceda al sistema, sino que logre una progresión exitosa en su trayectoria universitaria.

## Acerca de

**Contribución de los autores:** Los autores contribuyeron a la conceptualización del estudio, desarrollo metodológico, análisis e interpretación de los datos, redacción del manuscrito y revisión crítica de su contenido intelectual. Aprobaron la versión final para su publicación.

**Financiamiento:** Los autores declaran que no recibió financiamiento para esta investigación.

**Conflicto de interés:** Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

**Certificación ética:** El protocolo del presente estudio fue sometido a revisión y aprobado por el Comité de Ética en Investigación de la Universidad, en cumplimiento de los principios éticos y normativas institucionales aplicables.

**Objetos de ciencia abierta:** DMP indicarlo en formato <https://doi.org/10.33996/revistahorizontes.v10i42.1266>

**Historia del artículo:** Artículo recibido 21 de marzo 2026 | Aceptado 03 de junio 2026 | Publicado 10 de junio 2026

### Cómo citar:

**Espinoza-Salinas, H.** (2026). Acreditación institucional y programática como factores. *Horizontes Revista de Investigación en Ciencias de la Educación*, 10(42). <https://doi.org/10.33996/revistahorizontes.v10i42.1266>

## Referencias

**Al Busaidi, H.** (2020). Examining the relationship between the accreditation of engineering programmes and institutional performance. *Quality Assurance in Education*, 28(3), 179–192. <https://doi.org/10.1108/QAE-10-2019-0098>

**Albornoz-Toyohama, R. H., Mendigure-Hachircana, R., Haro-Casildo, S., y Abanto-Ramírez, C. D.** (2025). Factors influencing student retention university students: an analysis of institutional reputation, social responsibility and loyalty. *Frontiers in Education*, 10, artículo 1499518. <https://doi.org/10.3389/feduc.2025.1499518>

**Basavaraj, P., y Garibay, I.** (2019). Enhancing the program quality and college-level

success metrics of an IT program at a large public university. *Proceedings of the 20th Annual Conference on Information Technology Education (SIGITE '19)*, 6 pp. Association for Computing Machinery. [https://complexity.cecs.ucf.edu/wp-content/uploads/sigite\\_pb\\_final\\_ACM.pdf](https://complexity.cecs.ucf.edu/wp-content/uploads/sigite_pb_final_ACM.pdf)

**Bernasconi, A.,** Fernández, E., Irarrázaval, I., Pizarro, G., Prieto, B., Scharager, J., & Villalón, M. (2020). Acreditación institucional en educación superior: comentarios a los criterios y estándares propuestos por la CNA. *Temas de la Agenda Pública*, 15(133), 1-12. <https://repositorio.uc.cl/server/api/core/bitstreams/f93cd695-66e9-46a0-b92a-b057fed626cd/content>

**Brunner, J. J. (Ed.),** Alarcón, M., y Adasme, B. (Coords.). (2024). *Educación Superior en Iberoamérica: Informe 2024*. Centro Interuniversitario de Desarrollo (CINDA). <https://iac.cinda.cl/wp-content/uploads/2024/06/educacion-superior-en-iberoamerica-informe-2024-CINDA.pdf>

**Cabrera Ortiz, F. P.,** & Jerves Hermida, E. M. (2022). Evaluación y acreditación de la educación superior en Ecuador: La Universidad de Cuenca como caso de estudio. *Revista Educación Superior y Sociedad*, 34(1), 155–180. <https://doi.org/10.54674/ess.v34i1.565>

**Castro, C. A.,** Pavez, C. A., & Contreras, F. J. (2021). Loss of institutional accreditation and its effects on first-year retention: Universidad de Las Américas 2010-2014, Chile. *Formación Universitaria*, 14(5), 39–52. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062021000500039>

**Chiarino, N.,** Rodríguez Enríquez, C., Curione, K., Machado, A., Bonilla, M., Aspirot, L., Garófalo, L., y Olveira, B. (2024). Abandono y permanencia estudiantil en universidades de Latinoamérica y el Caribe: Una revisión sistemática mixta. *Actualidades Investigativas en Educación*, 24(2), 1–37. <https://doi.org/10.15517/aie.v24i2.57306>

**Chile.** (2006). Ley N° 20.129: Establece un sistema nacional de aseguramiento de la calidad de la educación superior. <https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=255323>

**Comisión Nacional de Acreditación (CNA Chile).** (s.f.-a). Criterios y estándares de calidad para la acreditación de carreras de Medicina y Odontología [PDF]. [https://www.cnachile.cl/noticias/paginas/nuevos\\_cye.aspx](https://www.cnachile.cl/noticias/paginas/nuevos_cye.aspx)

**Comisión Nacional de Acreditación (CNA Chile).** (s.f.-c). *Criterios y estándares de calidad para la acreditación institucional del subsistema universitario* [PDF]. [https://www.cnachile.cl/noticias/paginas/nuevos\\_cye.aspx](https://www.cnachile.cl/noticias/paginas/nuevos_cye.aspx)

**Comisión Nacional de Acreditación (CNA Chile).** (s.f.-b). Criterios y estándares de calidad para la acreditación de carreras y programas de Pedagogía [PDF]. [https://www.cnachile.cl/noticias/paginas/nuevos\\_cye.aspx](https://www.cnachile.cl/noticias/paginas/nuevos_cye.aspx)

**Comisión Nacional de Evaluación y Acreditación Universitaria.** (2022). *Guía para la elaboración del informe del Comité de Pares Evaluadores* [PDF]. <https://www.coneau.gob.ar/coneau/wp-content/uploads/2022/09/Guía-para-la-elaboración-del-informe-del-CPE.pdf>

**Consejo de Rectoras y Rectores de las Universidades Chilenas (CRUCH).** (s.f.). Universidades CRUCH. <https://consejodirectores.cl/el-consejo/universidades-cruch/>

- Consejo Nacional de Acreditación** (CNA Colombia). (2021). *Lineamientos y aspectos por evaluar para la acreditación en alta calidad de las instituciones de educación superior* [PDF]. [https://www.cna.gov.co/1779/articles-404751\\_norma.pdf](https://www.cna.gov.co/1779/articles-404751_norma.pdf)
- Ezcurra, A. M.** (2019). Educación superior: una masificación que incluye y desiguala. En N. Fernández Lamarra (Dir.) y A. M. Ezcurra (Comp.), *Derecho a la educación, expansión y desigualdad: Tendencias y políticas en Argentina y América Latina* (pp. 21–51). Universidad Nacional de Tres de Febrero (UNTREF).  
[https://biblioteca.untref.edu.ar/assets/pdf/Derecho\\_a\\_la\\_educacion\\_expansion\\_y\\_de\\_sig.pdf](https://biblioteca.untref.edu.ar/assets/pdf/Derecho_a_la_educacion_expansion_y_de_sig.pdf)
- Ezcurra, A. M.** (2022). Abandono estudiantil y clase social. Hipótesis diagnósticas y conceptos. *RAES - Revista Argentina de Educación Superior*, (25), 176–194.  
<https://revistas.untref.edu.ar/index.php/raes/article/view/1533>
- Field, A.** (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (4th ed.). Sage Publications.
- García, P. D.** (2023). Regulación del ingreso y acompañamiento a las trayectorias educativas en la universidad pública en los países del MERCOSUR. *Integración y Conocimiento*, 12(2), 32–47. <https://doi.org/10.61203/2347-0658.v12.n2.42055>
- Ghasemi, A., y Zahediasl, S.** (2012). Normality tests for statistical analysis: A guide for non-statisticians. *International Journal of Endocrinology and Metabolism*, 10(2), 486–489. <https://doi.org/10.5812/ijem.3505>
- Gómez García, F. I.** (2024). Risk factors for student dropout in higher education institutions in Latin America. *Salud, Ciencia y Tecnología*, 4, 592.  
<https://doi.org/10.56294/saludcyt2024.592>
- Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., y Baptista Lucio, P.** (2014). *Metodología de la investigación* (6ª ed.). McGraw-Hill Education. ISBN 978-1-4562-2396-0
- Instituto Internacional de la UNESCO para la Educación Superior en América Latina y el Caribe** (IESALC). (2020). *La masificación de la educación superior en el mundo* [Informe]. UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000375683>
- Martínez Rojas, E., Martínez Quezada, A., Riquelme Sanderson, M., Añazco Martínez, L., Sepúlveda Mancilla, C., Roco Videla, Á., Flores Carrasco, S., y Reyes Rodríguez, A.** (2024). Determinantes de la calidad en las carreras de Educación Física en Chile: una aproximación desde los procesos de acreditación. *Retos*, 55, 1070–1080.  
<https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/9549567.pdf>
- Ministerio de Educación de Chile.** (2024). Metodología del buscador de empleabilidad e ingresos 2024-2025 [PDF]. Mi Futuro. [https://www.mifuturo.cl/wp-content/uploads/2024/12/Metodologia\\_Buscador\\_Empleabilidad\\_e\\_Ingresos\\_2024\\_2025.pdf](https://www.mifuturo.cl/wp-content/uploads/2024/12/Metodologia_Buscador_Empleabilidad_e_Ingresos_2024_2025.pdf)
- Ministerio de Educación de Chile.** (s.f.). Buscador de empleabilidad e ingresos. Mi Futuro. Recuperado el 17 de octubre de 2025, de <https://www.mifuturo.cl/buscador-de-empleabilidad-e-ingresos/>
- Ministerio de Educación de Chile.** (s.f.-a). Informes de matrícula. Mi Futuro. <https://www.mifuturo.cl/informes-de-matricula/>
- Nahhas, R. W.** (2024). 5.21 Collinearity. En *Introduction to Regression Methods for*

*Public Health Using R* (1st ed., Chapman & Hall/CRC Press).  
<https://www.bookdown.org/rwnahas/RMPH/mlr-collinearity.html>

**Organisation for Economic Co-operation and Development.** (2025). *Education at a glance 2025* [Informe].  
[https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2025/09/education-at-a-glance-2025\\_c58fc9ae/1c0d9c79-en.pdf](https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2025/09/education-at-a-glance-2025_c58fc9ae/1c0d9c79-en.pdf)

**Organisation for Economic Co-operation and Development.** (2009). *Reviews of national policies for education: Tertiary education in Chile 2009*.  
[https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2009/01/reviews-of-national-policies-for-education-tertiary-education-in-chile-2009\\_g1ghaa24/9789264051386-en.pdf](https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2009/01/reviews-of-national-policies-for-education-tertiary-education-in-chile-2009_g1ghaa24/9789264051386-en.pdf)

**Ramirez Heredia, C.** y Carcausto-Calla, W. (2024). Factors associated with student dropout in Latin American universities: Scoping review. *Journal of Educational and Social Research*, 14(2), 62. <https://doi.org/10.36941/jesr-2024-0026>

**Sistema Nacional de Acreditación de la Educación Superior (SINAES).** (2010). *Manual de acreditación oficial de carreras de grado del Sistema Nacional de Acreditación de la Educación Superior: Modelo para evaluar carreras de Derecho*.  
[https://www.sinaes.ac.cr/wp-content/uploads/2021/08/Manual\\_Acreditacion\\_Derecho.pdf](https://www.sinaes.ac.cr/wp-content/uploads/2021/08/Manual_Acreditacion_Derecho.pdf)

**Sistema Nacional de Acreditación de la Educación Superior (SINAES).** (2011). *Manual de acreditación oficial de carreras de grado del Sistema Nacional de Acreditación de la Educación Superior para la modalidad a distancia*. [https://www.sinaes.ac.cr/wp-content/uploads/2021/08/Manual\\_de\\_Acreditacion\\_de\\_Carreras\\_de\\_Grado\\_Modalidad\\_a\\_Distancia.pdf](https://www.sinaes.ac.cr/wp-content/uploads/2021/08/Manual_de_Acreditacion_de_Carreras_de_Grado_Modalidad_a_Distancia.pdf)

**Toledo Aceituno, P.,** y Rojas Palma, P. (2019). Relación entre acreditación institucional y retención de primer año, de las universidades estatales en Chile, cohorte 2012-2016. *Journal of Management & Business Studies*, 1(1), 75–105.  
<https://doi.org/10.32457/jmabs.v1i1.293>