

Rendimiento académico en el bachillerato tecnológico: análisis descriptivo y correlacional por programa técnico y asignatura

Academic Performance in Technological High School: Descriptive and Correlational Analysis by Technical Program and Subject

Jaime Alonso Sandoval-Marungo

Doctorado en Educación, Centro Universitario Trilingüe Campus Laguna Universidad Durango, México; Centro de Bachillerato Tecnológico Forestal No. 2
jaimesandoval2@dgetaycm.sems.gob.mx; <https://orcid.org/0009-0002-7637-2129>

Alma Patricia González-Jiménez

Doctorado en Educación
Centro Universitario Trilingüe Campus Laguna Universidad Gómez Palacio, Durango, México; Universidad del Desarrollo Profesional Sonora, México
alma.gonzalezj@hmo.unidep.edu.mx; <https://orcid.org/0009-0008-4049-2616>

María Dalia González-Jiménez

Doctorado en Educación, Centro Universitario Trilingüe Campus Laguna Universidad Durango, México; Escuela Secundaria Técnica 217 “Joaquín Sánchez Matamoros” Coahuila, México
mariadalia.gonzalez@docentecoahuila.gob.mx; <https://orcid.org/0009-0003-9571-1576>

Marcos Chacón-Castro

Centro Universitario Trilingüe Campus Laguna Universidad Gómez Palacio, Durango, México
marcos.chacon.cut@gmail.com; <https://orcid.org/0000-0001-7986-6322>

Recepción: 20 de marzo de 2026

Aceptado: 30 de abril de 2026

Publicado: 13 de mayo de 2026

Cita sugerida: Sandoval-Marungo, J. A., González-Jiménez, A. P., González-Jiménez, M. D., & Chacón-Castro, M. (2026). Rendimiento académico en el bachillerato tecnológico: análisis descriptivo y correlacional por programa técnico y asignatura. *Didaxis. Revista Educativa, Social Y Humanista*, 3(1), 82-103.
<https://doi.org/10.64325/pz9ah495>. <https://doi.org/10.64325/c71ebz76>

Autor de correspondencia: jaimesandoval2@dgetaycm.sems.gob.mx

Copyright: © 2026 Jaime Alonso Sandoval-Marungo, Alma Patricia González-Jiménez, María Dalia González-Jiménez y Marcos Chacón-Castro; Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la licencia de uso y distribución Creative Commons Reconocimiento 4.0 Internacional (CC BY 4.0) 

RESUMEN

Este estudio analiza el rendimiento académico de 256 estudiantes de tercer semestre de un plantel público de bachillerato tecnológico en Durango, México, durante el periodo agosto 2025-febrero 2026. Mediante un diseño cuantitativo no experimental, descriptivo-correlacional y de corte transversal, se examinaron las calificaciones finales en seis asignaturas y el promedio final del semestre, organizados en función de cinco carreras técnicas. El análisis descriptivo incluyó tablas de distribución de frecuencias agrupadas en cinco niveles de rendimiento, histogramas para visualizar la forma de la distribución, y medidas de tendencia central y dispersión. El análisis inferencial comprendió la prueba de Kolmogórov-Smirnov con corrección de Lilliefors para verificar el supuesto de normalidad, la prueba de Kruskal-Wallis para comparar el rendimiento entre programas, comparaciones post hoc con Mann-Whitney U y corrección de Bonferroni, y correlaciones de Spearman entre asignaturas y promedio final con intervalos de confianza al 95%. Los resultados evidencian diferencias significativas entre programas [$H(4) = 104.29$, $p < .001$, $\eta^2 = .40$], con la carrera de Administración de Recursos Humanos distinguiéndose significativamente de todas las demás. Las correlaciones de Spearman fueron fuertes y significativas en todas las asignaturas (ρ entre .804 y .925), con patrones diferenciados por carrera. Se discuten las implicaciones pedagógicas e institucionales de los hallazgos.

PALABRAS CLAVE: rendimiento académico, bachillerato tecnológico, Kruskal-Wallis, correlación de Spearman, educación media superior, estadística descriptiva.

ABSTRACT

This study analyzes the academic performance of 256 third-semester students at a public technological high school in Durango, México, during the August 2025- February 2026 academic period. Using a quantitative, non-experimental, descriptive-correlational, cross-sectional design, final grades from six subjects and the semester GPA were examined across five technical programs. Descriptive analysis included grouped frequency distribution tables with five performance levels, frequency histograms, and measures of central tendency and dispersion. Inferential analysis comprised the Kolmogorov-Smirnov test with Lilliefors correction to verify normality, Kruskal-Wallis to compare performance across programs, post hoc Mann-Whitney U comparisons with Bonferroni correction, and Spearman correlations between subjects and GPA with 95% confidence intervals. Results show significant differences among programs [$H(4) = 104.29$, $p < .001$, $\eta^2 = .40$], with the Human Resources Administration program differing significantly from all others. Spearman correlations were strong and significant across all subjects (ρ between .804 and .925), with differentiated patterns by program. Pedagogical and institutional implications are discussed.

KEYWORDS: academic performance, technological high school, Kruskal-Wallis, Spearman correlation, upper secondary education, descriptive statistics.

INTRODUCCIÓN

El rendimiento académico constituye uno de los indicadores centrales para evaluar la eficacia de los sistemas educativos y orientar la toma de decisiones pedagógicas e institucionales. En la educación media superior (EMS) en México, este constructo adquiere especial relevancia dado el papel del bachillerato tecnológico como espacio que articula competencias académicas generales y habilidades técnicas específicas orientadas a la inserción productiva de los jóvenes. A pesar de su importancia, los estudios que analizan el rendimiento desde una perspectiva estadística formal y desagregada por programa de formación técnica siguen siendo escasos en el subsistema de bachillerato tecnológico agropecuario y forestal, donde se han identificado patrones más consistentes de asociación entre variables académicas y contextuales.

Pérez y Villarruel (2016) documentan precisamente esta brecha al analizar alumnos egresados de un Centro de Bachillerato Tecnológico Agropecuario (CBTa), evidenciando que los estudiantes provienen frecuentemente de localidades rurales con condiciones de acceso desiguales en términos de capital cultural, escolaridad y redes sociales de apoyo, las cuales inciden en su trayectoria académica de manera diferenciada respecto a los egresados de planteles urbanos, que han sido más estudiados en la literatura educativa nacional.

Desde una perspectiva conceptual, el rendimiento académico es concebido como la expresión numérica del grado de apropiación cognoscitiva de los estudiantes tras la experiencia curricular (Ibarra et al., 2024), y su medición a través del promedio general como indicador ha sido ampliamente respaldada en la literatura (Barreto y Álvarez, 2017). El Marco Curricular Común de la Educación Media Superior (MCCEMS) establece asignaturas como: Humanidades, Inglés, Lengua y Comunicación, Pensamiento Matemático, entre otras, en el currículo fundamental que articulan y organizan saberes y experiencias de formación para el logro de aprendizajes y que coexisten con el Módulo Profesional específico de cada carrera técnica (Secretaría de Educación Pública, 2025). Esta arquitectura curricular genera una tensión relevante desde el punto de vista del análisis estadístico: si todas las asignaturas tienen el mismo peso en el promedio final, ¿significa eso que su contribución real al rendimiento global es equivalente? ¿O existen patrones diferenciados según el perfil técnico de cada programa?

La respuesta a estas preguntas tiene implicaciones directas para la gestión académica institucional, dado que permite identificar cuáles asignaturas operan como predictores más potentes del desempeño general en cada carrera, y cuáles representan los mayores focos de dificultad para los estudiantes. El presente estudio tiene por objetivo analizar el rendimiento académico de 256 estudiantes de tercer semestre de un plantel público de bachillerato tecnológico en Durango,

México, durante el periodo agosto 2025 - febrero 2026, mediante estadística descriptiva e inferencial, con el propósito de identificar diferencias estadísticamente significativas en el rendimiento entre carreras técnicas y determinar la asociación entre el desempeño en cada asignatura y el promedio final del semestre, tanto a nivel global como desagregado por programa de formación.

Rendimiento académico en la educación media superior

El rendimiento académico ha sido objeto de múltiples conceptualizaciones en la literatura educativa. Mientras Edel (2003) lo describe como un constructo susceptible de adoptar valores cuantitativos y cualitativos que refleja el resultado del proceso de enseñanza-aprendizaje, Ibarra et al. (2024) restringen su dimensión operativa a la expresión numérica del grado de apropiación cognoscitiva tras la experiencia curricular. Vivas y Doria (2024) amplían esta visión al incorporar su carácter multidimensional, integrando no solo el logro cognitivo sino la respuesta del estudiante al conjunto de estímulos pedagógicos recibidos durante la formación.

El rendimiento académico ha sido caracterizado asimismo como un fenómeno multicausal en el que convergen factores estructurales y psicológicos: desde una perspectiva socioeconómica, Garbanzo (2013) enfatiza el peso de las condiciones materiales del estudiante, incluyendo el nivel de beca asignada y el tipo de carrera, mientras que Barrera et al. (2019) destacan la influencia del bienestar psicológico como mediador del desempeño académico. En el contexto de la EMS mexicana, las calificaciones registradas al cierre de cada periodo semestral constituyen el indicador cuantitativo oficial del logro educativo según la SEP (2025), y el promedio general del alumno calculado como la media aritmética de sus calificaciones por asignatura, es el indicador sintético más utilizado para resumirlo en un periodo determinado (Barreto y Álvarez, 2017).

Herramientas estadísticas para el análisis del rendimiento

El análisis estadístico del rendimiento académico requiere de dos niveles complementarios de tratamiento de los datos. El nivel descriptivo, las medidas de tendencia central –media, mediana y moda permiten identificar el valor representativo alrededor del cual se concentran las calificaciones del grupo, mientras que las medidas de dispersión desviación estándar, varianza y rango cuantifican la variabilidad existente entre los estudiantes y revelan si el desempeño es homogéneo o heterogéneo dentro de cada programa (Soto, 2020). Las representaciones gráficas, particularmente los histogramas de frecuencias complementan este análisis al mostrar visualmente la forma de la distribución simétrica, sesgada positiva o negativamente y la concentración de estudiantes en

distintos rangos de rendimiento (Triola, 2004).

En el nivel inferencial, las pruebas estadísticas permiten determinar si las diferencias observadas entre grupos son estadísticamente significativas y si la magnitud de las asociaciones entre variables supera lo que podría atribuirse al azar, superando así la mera descripción de los datos hacia conclusiones generalizables sobre el comportamiento académico (Siegel y Castellan, 1995). Este tránsito del nivel descriptivo al inferencial está mediado por la probabilidad como mecanismo de cuantificación de la incertidumbre: mientras la estadística descriptiva resume lo observado, la inferencial extiende las conclusiones más allá de la muestra mediante la estimación probabilística (Salazar y Del Castillo, 2018).

METODOLOGÍA

El estudio adopta un enfoque cuantitativo de la investigación, fundamentado en la recolección y análisis sistemático de los datos numéricos provenientes de registros institucionales oficiales. El diseño es no experimental, dado que no se manipuló ninguna variable ni se realizó asignación aleatoria de los participantes a condiciones de tratamiento; los datos se analizaron tal como ocurrieron en el contexto natural del proceso educativo. El alcance del estudio es descriptivo-correlacional: descriptivo, en tanto se caracterizan y sintetizan los promedios de calificaciones a través de medidas estadísticas formales; correlacional, en tanto se cuantifica la fuerza de la asociación entre el rendimiento en cada asignatura y el promedio final del semestre, así como se identifican y comparan diferencias entre grupos (Hernández et al., 2014). El corte temporal es transversal, dado que todos los datos corresponden a un único periodo académico (agosto 2025 a febrero 2026) y no se realizó seguimiento longitudinal de los estudiantes.

El estudio se realizó en un plantel público de bachillerato tecnológico ubicado en el estado de Durango, México, adscrito a la Dirección General de Educación Tecnológica Agropecuaria y Ciencias del Mar (DGETAyCM), subsistema perteneciente a la Subsecretaría de Educación Media Superior (SEMS) de la Secretaría de Educación Pública (SEP). El modelo curricular del plantel se rige por el MCCEMS, que según la SEP (2025), establece los componentes formativos comunes para todos los bachilleratos tecnológicos del país. La población estuvo conformada por la totalidad de los 256 estudiantes inscritos y activos en el tercer semestre durante el periodo analizado, distribuidos en cinco carreras técnicas: Administración de Recursos Humanos (ARH, $n = 60$, 23.4%), Diseño y Fabricación de Muebles de Madera (DFMM, $n = 62$, 24.2%), Forestal (FTAL, $n = 58$, 22.7%), Ofimática (OFI, $n = 48$, 18.8%) y Programación (PROG, $n = 28$, 10.9%). Al trabajar con la totalidad de los casos, el análisis es de tipo censal; no se aplicaron técnicas de muestreo ni estimaciones inferenciales derivadas de la teoría del muestreo, lo

que fortalece la precisión de los resultados al reflejar directamente la realidad académica del grupo (Hernández et al., 2014).

Los datos se extrajeron del Sistema de Servicios Escolares de la Educación Media Superior (SISEEMS), plataforma oficial administrada por la SEMS que concentra los registros académicos de los planteles del bachillerato tecnológico en México y cuyo funcionamiento se rige por las Normas de Control Escolar emitidas por la SEP (Morales, 2009). Esta fuente garantiza la confiabilidad y trazabilidad de los datos, dado que las calificaciones son capturadas directamente por los docentes al cierre de cada parcial y periodo semestral, validadas por el área de control escolar del plante y almacenadas en el sistema institucional de manera oficial. Se recopilaron las calificaciones finales en seis asignaturas del plan de estudios de tercer semestre –Módulo Profesional (MP), Ecosistemas, Interacciones, Energía y Dinámica (EIED), Humanidades II (HUMII), Inglés III (INGIII), Lengua y Comunicación III (LYCIII) y Pensamiento Matemático (PMATIII)– y el promedio final del semestre, calculado como la media aritmética de estas seis calificaciones en la escala institucional de 5 a 10. Con el propósito de proteger la identidad de los participantes, los nombres de los estudiantes fueron sustituidos por números consecutivos del 1 al 256 antes del análisis; el acceso a los datos fue formalmente autorizado por las autoridades del plantel.

El análisis estadístico se desarrolló en dos fases complementarias y secuenciales. La fase descriptiva incluyó tablas de distribución de frecuencias agrupadas en cinco niveles de rendimiento académico Insuficiente [5.0, 6.0), Básico [6.0, 7.0), Satisfactorio [7.0, 8.0), Superior [8.0, 9.0) y Alto [9.0, 10.0], elección que se aproxima al criterio técnico propuesto por Salazar y Del Castillo (2018) para determinar el número de categorías idóneo al resumir grandes volúmenes de información de manera eficiente. Se elaboraron histogramas de frecuencias para visualizar la forma y el sesgo de la distribución de los promedios, y se calcularon medidas de tendencia central (media, mediana y moda), dispersión (desviación estándar, varianza y rango) y forma (coeficiente de asimetría y curtosis). Estos indicadores se calcularon tanto para la muestra global como para cada carrera técnica y cada asignatura de manera independiente.

La fase inferencial comprendió cuatro procedimientos secuenciales. Primero, se aplicó la prueba Kolmogórov-Smirnov con corrección de Lilliefors para verificar el supuesto de normalidad. A diferencia de la prueba de Shapiro-Wilk, diseñada originalmente para muestras pequeñas ($n \leq 50$), la prueba de Kolmogórov-Smirnov con corrección de Lilliefors es indicada cuando el tamaño de los grupos es moderado a grande ($n > 50$) y los parámetros poblacionales media y varianza no se conocen de antemano, sino que deben estimarse a partir de los propios datos, situación que hace inapropiado el uso de la tabla de Kolmogórov-Smirnov estándar

(Lilliefors, 1967; Field, 2013). Esta prueba evalúa si la distribución empírica de los datos se aparta significativamente de una distribución normal con los mismos parámetros estimados, bajo la hipótesis nula de que los datos siguen dicha distribución.

Segundo, dado que la prueba de normalidad evidenció un rechazo del supuesto en la distribución global y en el subgrupo ARH, se aplicó la prueba de Kruskal-Wallis como alternativa no paramétrica al ANOVA de una vía. La elección de esta prueba no paramétrica responde a la violación del supuesto de normalidad: mientras ANOVA paramétrico requiere de distribuciones aproximadamente normales en todos los grupos comparados, Kruskal-Wallis opera sobre los rangos de las observaciones, lo que hace menos sensible a asimetrías y entre grupos (Siegel y Castellan, 1995; Field, 2013). Esta prueba compara simultáneamente k grupos independientes ($k > 2$) y la hipótesis nula establece que las distribuciones son idénticas; si se rechaza, se concluye que al menos un grupo difiere de los demás, aunque la prueba no especifica entre qué par. El tamaño del efecto se estimó mediante η^2 , calculado con la fórmula $\eta^2 = (H - k + 1) / (N - k)$ propuesta por Tomczak y Tomczak (2014) para pruebas no paramétricas, e interpretado con los umbrales derivados de Cohen (1988): pequeño ($\eta^2 < .06$), mediano ($.06 \leq \eta^2 < .14$) y grande ($\eta^2 \geq .14$). Estos umbrales corresponden a la conversión de los valores del índice f de Cohen para el ANOVA paramétrico (.10, .25 y .40) a la métrica η^2 .

Tercero, al obtener un resultado global significativo en Kruskal-Wallis, se realizaron comparaciones post hoc mediante la prueba de Mann-Whitney U para cada par posible de carreras. Esta prueba es la contraparte no paramétrica de la prueba t para dos muestras independientes y evalúa si la distribución de rangos de dos grupos difiere significativamente (Siegel y Castellan, 1995). La secuencia Kruskal-Wallis y Mann-Whitney U es el equivalente no paramétrico de ANOVA: la primera detecta si existe diferencia en algún lugar del conjunto de k grupos; la segunda localiza entre qué pares específicos se produce esa diferencia (Field, 2013). Dado que se realizaron diez comparaciones posibles $C(5,2) = 10$, se aplicó la corrección de Bonferroni dividiendo el nivel de significancia entre el número de comparaciones (α corregido = $.05/10 = .005$), lo que controla la tasa de error de tipo I acumulada al realizar múltiples pruebas simultáneas, garantizando que la probabilidad global de obtener al menos un falso positivo se mantenga por debajo de $\alpha = .05$ (Field, 2013).

Cuatro, se calcularon correlaciones de Spearman (ρ) entre la calificación en cada asignatura y el promedio final del semestre, tanto para la muestra global ($N = 256$) como desagregadas por carrera técnica. El coeficiente de Spearman es la medida de asociación no paramétrica adecuada para variables continuas que no cumple el supuesto de normalidad bivariado, y cuantifica la monotonía de la relación entre

dos variables a través de sus rangos, con valores que van de -1 (correlación negativa perfecta) a +1 (correlación positiva perfecta) (Siegel y Castellan, 1995). Los intervalos de confianza al 95% se calcularon mediante la transformación de z de Fisher, que estabiliza la varianza del coeficiente rho antes de construir el intervalo. El tamaño del efecto se interpretó con los umbrales de Evans (1996): débil ($\rho < .40$), moderado ($.40 \leq \rho < .70$) y fuerte ($\rho \geq .70$). Cabe señalar que estos criterios son más estrictos que los propuestos originalmente por Cohen (1988) quien definió efectos pequeños, medianos y grandes en r para .10, .30 y .50, respectivamente, por lo que su aplicación es más conservadora en la clasificación de asociaciones como fuertes. El nivel de significancia para todas las pruebas fue $\alpha = .05$. El procesamiento se realizó utilizando PSPP y Python 3.12, utilizando bibliotecas `scipy.stats` y `pandas`.

RESULTADOS

Distribución general del rendimiento académico

El promedio final del semestre de los 256 estudiantes analizados presentó una media aritmética de 8.22 (DE = 1.33) y una mediana de 8.42, lo que indica que al menos la mitad del grupo superó este valor en su promedio semestral. La moda fue de 9.83, lo que evidencia que la calificación más frecuente se ubica en la parte alta de la escala evaluativa. La proximidad entre la media y la mediana, junto con la moda superior a ambas, anticipa una distribución con ligero sesgo hacia los valores altos, confirmada por el coeficiente de asimetría de -0.46, que indica una asimetría negativa o sesgo a la izquierda: la mayor parte de los estudiantes concentra sus promedios en los rangos superiores, mientras que los valores bajos constituyen una cola menos frecuente. La curtosis de -0.81 señala una distribución más plana que la curva normal de referencia lo que implica que los datos se encuentran relativamente repartidos a lo largo de la escala sin una concentración extrema en torno a la media, y con ausencia de valores atípicos pronunciados en los extremos.

La Tabla 1 presenta la distribución de frecuencias por nivel de rendimiento. El nivel Alto [9.0, 10.0] concentra la mayor proporción del grupo (n = 94, 36.72%), seguido del nivel Superior [8.0, 9.0] con 68 estudiantes (26.56%). En conjunto, estos dos niveles agrupan el 63.28% del alumnado, lo que evidencia una tendencia predominante hacia promedios iguales o superiores a 8.0 al cierre del semestre. El nivel Satisfactorio [7.0, 8.0) agrupa el 17.58% (n = 45), funcionando como un punto intermedio de transición entre los rangos medios y altos. En el polo inferior, el nivel Básico [6.0, 7.0) concentra el 12.89% (n = 33) y el nivel Insuficiente [5.0, 6.0) únicamente el 6.25% (n = 16), lo que indica que la reprobación y el bajo rendimiento son fenómenos acotados dentro del grupo analizado, representando

en conjunto menos de una quinta parte del total de estudiantes.

Tabla 1. *Distribución de frecuencias del promedio final por nivel de rendimiento académico (N = 256)*

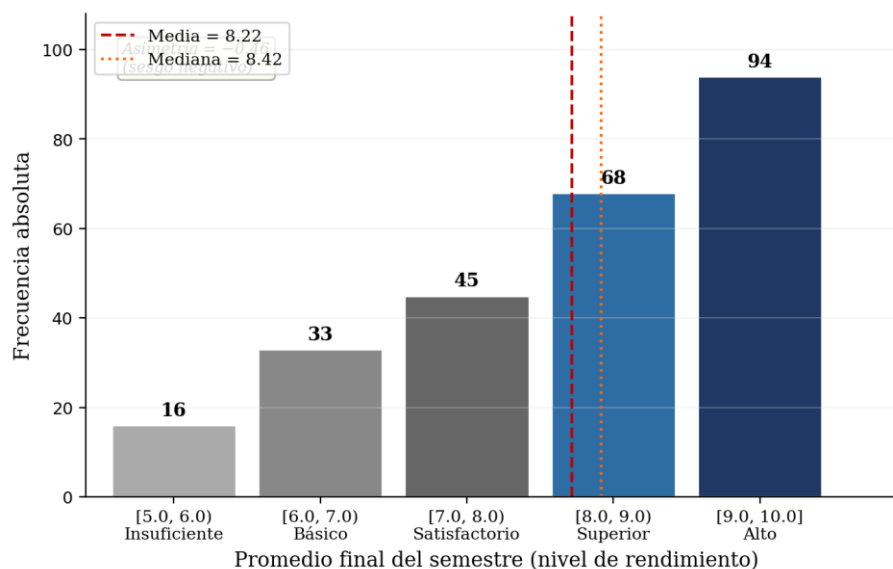
Nivel de rendimiento	FA	FR	%	FAA	FRA	%C
Insuficiente [5.0, 6.0)	16	0.063	6.25%	16	0.063	6.25%
Básico [6.0, 7.0)	33	0.129	12.89%	49	0.191	19.14%
Satisfactorio [7.0, 8.0)	45	0.176	17.58%	94	0.367	36.72%
Superior [8.0, 9.0)	68	0.266	26.56%	162	0.633	63.28%
Alto [9.0, 10.0]	94	0.367	36.72%	256	1.000	100.00%
Total	256	1.000	100%	—	—	—

Nota: FA = frecuencia absoluta; FR = frecuencia relativa; FAA = frecuencia absoluta acumulada; FRA = frecuencia relativa acumulada; %C = porcentaje acumulado. Los niveles de rendimiento corresponden a los criterios institucionales de evaluación: Insuficiente [5.0, 6.0); Básico [6.0, 7.0); Satisfactorio [7.0, 8.0); Superior [8.0, 9.0); Alto [9.0, 10.0].

La Figura 1 presenta el histograma de frecuencias del promedio final de los 256 estudiantes. La distribución muestra un patrón de crecimiento progresivo de las barras de izquierda a derecha, con las alturas más elevadas concentradas en los intervalos: [8.0, 9.0) y [9.0, 10.0], alcanzando este último su valor máximo con 94 estudiantes. Este patrón visual confirma el sesgo negativo reportado por el coeficiente de asimetría (-0.46): la cola de la distribución se extiende hacia los valores bajos de la escala, mientras que la masa principal de datos se acumula en los rangos superiores.

Las líneas de referencia la media ($M = 8.22$) y la mediana ($Mdn = 8.42$) se ubican desplazadas hacia la derecha del centro de la escala, reforzando la interpretación de un rendimiento académico predominantemente favorable dentro del grupo. Los intervalos [5.0, 6.0) y [6.0, 7.0) presentan las frecuencias más bajas —16 y 33 estudiantes, respectivamente—, lo que evidencia que las situaciones de bajo rendimiento, aunque presentes, constituyen un fenómeno minoritario que no caracteriza al conjunto del grupo analizado

Figura 1. Histograma de frecuencias del promedio final de los estudiantes de tercer semestre por nivel de rendimiento académico (N = 256).



Nota: Las líneas verticales indican la media ($M = 8.22$, línea discontinua roja) y la mediana ($Mdn = 8.42$, línea punteada naranja).

Rendimiento descriptivo por asignatura

El análisis descriptivo por asignatura revela diferencias relevantes en el nivel de desempeño según la materia analizada, lo que sugiere que las seis asignaturas del plan de estudios no representan el mismo grado de dificultad ni generan el mismo perfil de distribución de calificaciones dentro de la población estudiantil. Módulo Profesional (MP) y Humanidades II (HUMII) registraron las medias más elevadas del conjunto —8.55 y 8.51, respectivamente— y los mayores porcentajes de estudiante en nivel Alto: un 62% del grupo obtuvo calificaciones de 9.0 o más en MP, y un 61% en HUMII. Este comportamiento sugiere que ambas materias son percibidas por los estudiantes como más accesibles o motivadoras, lo que en el caso de MP puede relacionarse con la afinidad vocacional hacia la carrera técnica de adscripción, ya que en esta asignatura se desarrollan competencias profesionales propias de cada programa. En el polo opuesto, Lengua y Comunicación III (LYCIII) presentó la media más baja del conjunto (7.86, $DE = 1.66$) y el mayor porcentaje de estudiantes en nivel Insuficiente (11%), lo que la posiciona como la asignatura con mayor dificultad relativa. El índice de dispersión más alto de LYCIII ($DE = 1.66$) indica además que las calificaciones en esta materia son las más heterogéneas, con estudiantes en todos los rangos de la escala y sin una concentración clara con ningún nivel específico.

Las asignaturas EIED (media = 8.08, 45% en nivel Alto), INGIII (media = 8.16, 48%

en nivel Alto) y PMATIII (media = 8.15, 42% en nivel Alto) presentan un comportamiento intermedio, con distribuciones más repartidas entre los niveles Satisfactorio, Superior y Alto que las observadas en MP y HUMII. Este patrón refleja que en estas tres asignaturas el desempeño es favorable en términos generales, pero no alcanza la concentración en el nivel más alto que caracteriza a MP y HUMII, lo que puede indicar un mayor grado de dificultad relativa en sus contenidos o una menor afinidad con las estrategias pedagógicas utilizadas. Particularmente, PMATIII muestra una distribución más simétrica entre los niveles Satisfactorio (23%) y Superior (23%), con el nivel Alto representando el 42%, lo que contrasta con el dominio absoluto del nivel Alto en MP y HUMII.

Verificación del supuesto de normalidad

Previo a la selección de las pruebas inferenciales, se aplicó la prueba de Kolmogórov-Smirnov con corrección de Lilliefors para evaluar el ajuste de los datos a una distribución normal. Esta prueba es la adecuada cuando el tamaño de los grupos supera los 50 casos y los parámetros poblacionales media y varianza se estiman a partir de los propios datos, lo que invalida el uso de la tabla de Kolmogórov-Smirnov estándar (Lilliefors, 1967). Bajo la hipótesis nula de normalidad, la prueba evalúa si la distancia máxima entre la función de distribución empírica de los datos y la función de distribución normal teórica con los parámetros estimados supera un umbral crítico, en cuyo caso se rechaza la hipótesis de normalidad. Los resultados se presentan en la Tabla 2.

La distribución global del promedio final no siguió una distribución normal ($D = 0.100$, $p = .011$), lo que indica que el conjunto de los 256 promedios se aparta significativamente del modelo teórico normal. A nivel de subgrupos, únicamente ARH violó el supuesto de manera significativa ($D = 0.202$, $p = .013$), resultado que es consistente con la forma altamente concentrada de su distribución: el 92% de sus estudiantes se ubica en el nivel Alto, lo que genera una distribución fuertemente asimétrica y alejada de la campana gaussiana. Los cuatro grupos restantes —DFMM ($D = 0.120$, $p = .307$), FTAL ($D = 0.134$, $p = .227$), OFI ($D = 0.119$, $p = .474$) y PROG ($D = 0.082$, $p = .983$)— no evidenciaron desviaciones significativas respecto a la normalidad. Sin embargo, la violación del supuesto en la distribución global y en ARH —el grupo con mayor claridad distribucional en los extremos de la escala— es suficiente para invalidar el uso del ANOVA paramétrico, que asume normalidad en todos los grupos comparados, justificando la selección de pruebas no paramétricas para el análisis inferencial (Field, 2013).

Tabla 2. Estadísticos descriptivos por carrera técnica y resultados de la prueba Kolmogórov-Smirnov con corrección de Lilliefors

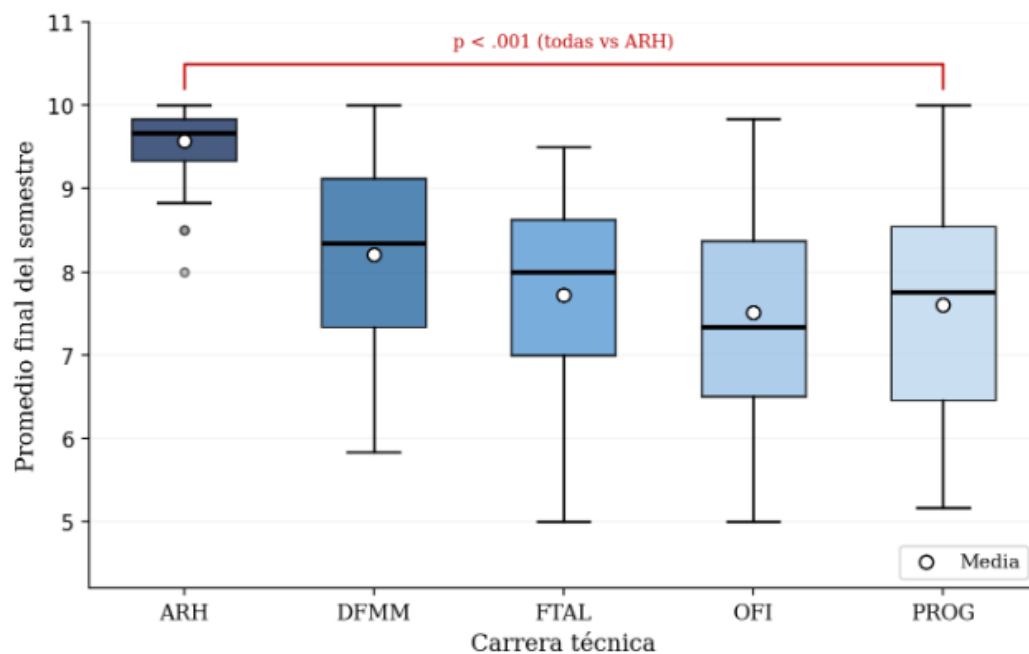
Carrera	n	Mdn	M	DE	Rango	K-S Lilliefors
ARH	60	9.667	9.572	0.437	8.00 - 10.00	D=0.202, p=.013 (NO)
DFMM	62	8.333	8.204	1.179	5.83 - 10.00	D=0.120, p=.307 (SÍ)
FTAL	58	8.000	7.718	1.117	5.00 - 9.50	D=0.134, p=.227 (SÍ)
OFI	48	7.333	7.510	1.258	5.00 - 9.83	D=0.119, p=.474 (SÍ)
PROG	28	7.750	7.601	1.357	5.17 - 10.00	D=0.082, p=.983 (SÍ)

Nota: n = cantidad de datos; Mdn = mediana; M = media aritmética; DE = desviación estándar; K-S Lilliefors: D = estadístico de la prueba; SÍ = cumple normalidad ($p > .05$); NO = no cumple normalidad ($p \leq .05$). ARH = Administración de Recursos Humanos; DFMM = Diseño y Fabricación de Muebles de Madera; FTAL = Forestal; OFI = Ofimática; PROG = Programación.

Diferencias en el rendimiento entre carreras técnicas

La prueba de Kruskal-Wallis detectó diferencias estadísticamente significativas en el rendimiento académico entre las cinco carreras técnicas analizadas, $H(4, N = 256) = 104.29$, $p < .001$, $\eta^2 = .40$. El valor del estadístico H, que sigue una distribución chi cuadrada con 4 grados de libertad bajo la hipótesis nula, alcanzó una magnitud muy superior al valor crítico para $p < .001$, indicando que al menos una carrera presenta una distribución de rangos significativamente diferente a las demás. El tamaño del efecto $\eta^2 = .40$ es clasificado como grande de acuerdo con los umbrales derivados de Cohen (1988) para η^2 donde el umbral para efecto grande es .14, y calculado mediante la fórmula propuesta por Tomczak y Tomczak (2014), lo que implica que aproximadamente el 40% de la varianza en el rendimiento académico semestral puede atribuirse al programa de formación técnica al que pertenece el estudiante, un resultado de considerable relevancia práctica para la gestión educativa institucional. La Figura 2 presenta los diagramas de caja por carrera, en los que se aprecia con claridad la separación del grupo ARH respecto a los demás, así como la superposición de los rangos intercuartílicos de FTAL, OFI y PROG, lo que anticipa los resultados del análisis post hoc.

Figura 2. Diagramas de caja del promedio final por carrera técnica (N = 256).



Nota: Los puntos blancos indican la media aritmética de cada grupo. La línea horizontal dentro de cada caja representa la mediana. El bracket superior indica diferencia significativa de ARH respecto a todas las demás carreras ($p < .001$, tras corrección de Bonferroni). ARH = Administración de Recursos Humanos; DFMM = Diseño y Fabricación de Muebles de Madera; FTAL = Forestal; OFI = Ofimática; PROG = Programación.

El examen de los estadísticos descriptivos por carrera (Tabla 2) permite caracterizar cada grupo. ARH registró la mediana más alta de todo el conjunto (Mdn = 9.67, $M = 9.57$), la desviación estándar más reducida ($DE = 0.44$) y un rango de solo dos puntos (8.00 - 10.00), lo que refleja un desempeño sobresaliente y altamente homogéneo: todos sus estudiantes se ubican en los niveles Superior o Alto, sin ningún caso en los tres niveles inferiores. En el otro extremo, OFI presentó la mediana más baja del grupo (Mdn = 7.33, $M = 7.51$) con una dispersión considerable de ($DE = 1.26$), y PROG, aunque con una mediana ligeramente superior (Mdn = 7.75), mostró la mayor desviación estándar de todas las carreras ($DE = 1.36$), indicando la mayor heterogeneidad interna del conjunto. DFMM y FTAL ocupan posiciones intermedias, con medianas de 8.33 y 8.00, respectivamente, y dispersiones moderadas que reflejan una mayor diversidad en los perfiles de rendimiento de sus estudiantes en comparación con ARH.

Las comparaciones post hoc mediante Mann-Whitney U con corrección de Bonferroni ($\alpha = .005$) se presentan en la Tabla 3. ARH difiere significativamente de las cuatro carreras restantes tras la corrección ($p < .001$ en todos los casos), confirmando que su distribución de rendimiento es estadísticamente incompatible

con cualquiera de los demás programas. Este resultado es particularmente robusto: incluso aplicando el criterio más estricto de Bonferroni, las cuatro comparaciones de ARH mantienen valores de p ajustados inferiores a .001. DFMM mostró una diferencia marginalmente significativa respecto a OFI sin corrección ($p = .005$), aunque este resultado no supera el umbral corregido (p ajustado = .045), por lo que no puede concluirse diferencia estadística entre estas dos carreras tras controlar el error de tipo I. Las comparaciones entre FTAL, OFI y PROG no alcanzan significancia en ningún caso (p ajustado ≥ 1.000), lo que indica que estas tres carreras conforman un segundo grupo estadísticamente homogéneo con medias entre 7.33 y 8.00, a pesar de las diferencias descriptivas visibles en sus estadísticos individuales.

Tabla 3. Comparaciones post hoc entre carreras técnicas: Mann-Whitney U con corrección de Bonferroni

Comparación	U	p	p (Bonf.)	Decisión
ARH vs DFMM	3 200.0	< .001	< .001	Diferencia significativa ***
ARH vs FTAL	3 344.5	< .001	< .001	Diferencia significativa ***
ARH vs OFI	2 717.0	< .001	< .001	Diferencia significativa ***
ARH vs PROG	1 534.5	< .001	< .001	Diferencia significativa ***
DFMM vs FTAL	2 227.0	.024	.243	No significativa
DFMM vs OFI	1 959.5	.005	.045	Diferencia significativa *
DFMM vs PROG	1 098.0	.045	.453	No significativa
FTAL vs OFI	1 531.5	.377	1.000	No significativa
FTAL vs PROG	859.5	.664	1.000	No significativa
OFI vs PROG	646.0	.783	1.000	No significativa

Nota: α corregido Bonferroni = $.05/10 = .005$. *** $p < .001$ (significativo tras corrección de Bonferroni); * $p < .05$ sin corrección (no significativo tras corrección). La corrección de Bonferroni controla la tasa de error de tipo I acumulada al realizar diez comparaciones simultáneas, garantizando que la probabilidad global de obtener al menos un resultado falso positivo no supere $\alpha = .05$.

Correlación entre asignaturas y promedio final

La tabla 4 presenta las correlaciones de Spearman entre la calificación en cada asignatura y el promedio final del semestre para la muestra global ($N = 256$). Todas las correlaciones resultaron positivas, fuertes y altamente significativas ($p < .001$), con coeficientes rho que oscilan entre .804 (MP) y .925 (PMATIII), rangos que de acuerdo con los criterios de Evans (1996) corresponden a correlaciones de efecto fuerte ($p \geq .70$). Los intervalos de confianza al 95%, calculados mediante la transformación z de Fisher, son relativamente estrechos en todos los casos —el

más amplio, corresponde a MP, va de .756 a .844—, lo que refleja la alta precisión de las estimaciones y la ausencia de ambigüedad en la dirección e intensidad de las relaciones. Este resultado indica que el desempeño en cada asignatura covaría positiva y consistentemente con el promedio final: estudiantes con calificaciones altas en cualquiera de las seis materias tienden a obtener promedios globales también elevados, y viceversa.

Dentro del ordenamiento de las correlaciones globales, PMATIII ocupa el primer lugar ($\rho = .925$, IC [.905, .941], seguido de LYCIII ($\rho = .919$), HUMII ($\rho = .915$), EIED ($\rho = .904$), INGIII ($\rho = .888$) y MP ($\rho = .804$). El hecho de que PMATIII encabece este ordenamiento resulta estadísticamente relevante: dado que todas las asignaturas tienen el mismo peso ponderado en el cálculo del promedio final, la mayor correlación de PMATIII no deriva de un mayor peso formal, sino de una mayor covariación natural entre el rendimiento en matemáticas y el desempeño global del estudiante en el semestre. Esto sugiere que la competencia matemática actúa como un predictor transversal del rendimiento académico general, con mayor capacidad discriminativa que las demás asignaturas del plan de estudios. Por su parte, MP registra la correlación global más baja MP ($\rho = .804$), diferencia que puede interpretarse en parte por el efecto diferenciador de la carrera técnica: dado que MP es la única asignatura con contenidos diferentes según el programa, su relación con el promedio final incorpora mayor variabilidad inter-carrera que las asignaturas de curriculum fundamental.

Tabla 4. Correlaciones de Spearman entre calificación por asignatura y promedio final del semestre ($N = 256$)

Asignatura	ρ	p	IC 95%	Tamaño	Sig.
MP	0.804	< .001	[0.756, 0.844]	Fuerte	***
EIED	0.904	< .001	[0.878, 0.924]	Fuerte	***
HUMII	0.915	< .001	[0.893, 0.933]	Fuerte	***
INGIII	0.888	< .001	[0.859, 0.911]	Fuerte	***
LYCIII	0.919	< .001	[0.897, 0.936]	Fuerte	***
PMATIII	0.925	< .001	[0.905, 0.941]	Fuerte	***

Nota: IC 95% = intervalo de confianza al 95% calculado mediante transformación z de Fisher. Tamaño del efecto según Evans (1996): fuerte $\rho \geq .70$; moderado $.40 \leq \rho < .70$; débil $\rho < .40$. Todas las correlaciones son estadísticamente significativas ($\rho < .001$). MP = Módulo Profesional; EIED = Ecosistemas, Interacciones, Energía y Dinámica; HUMII = Humanidades II; INGIII = Inglés III; LYCIII = Lengua y Comunicación III; PMATIII = Pensamiento Matemático III.

El análisis desagregado por carrera técnica (Tabla 5) revela que los patrones de correlación no son uniformes entre programas, lo que constituye uno de los hallazgos más relevantes del estudio. En términos generales, todas las correlaciones por subgrupo son positivas y significativas no alcanza el umbral de correlación fuerte. Este caso particular debe interpretarse con cautela, dado que es un artefacto estadístico conocido como efecto de restricción de rango: cuando la variabilidad de una variable es artificialmente reducida –como ocurre en ARH, donde el 92% de los estudiantes tiene promedios entre 9 y 10– los coeficientes de correlación tienden a subestimarse de manera sistemática, independientemente de la relación real entre las variables (Field, 2013). En otras palabras, la baja correlación de INGIII en ARH no refleja necesariamente que el inglés sea menos importante en este programa, sino que la escasa variabilidad interna del grupo limita matemáticamente el rango posible del coeficiente.

Tres patrones adicionales merecen atención. Primero PMATIII es la asignatura con mayor correlación en FTAL ($\rho = .915$) y la segunda más alta en PROG ($\rho = .908$), lo que sugiere que el pensamiento matemático tiene un peso diferenciador especialmente pronunciado en las carreras con perfil técnico-cuantitativo, donde la aplicación de cálculos propios de la profesión –volumetría y dasimetría en Forestal; lógica de programación en Programación– puede amplificar la covariación entre el desempeño matemático y el rendimiento global. Segundo, LYCIII alcanza la correlación más alta en OFI ($\rho = .949$), lo que es coherente con la naturaleza de una carrera orientada a la gestión documental, la comunicación escrita y el manejo de información, donde las competencias lingüísticas tienen un rol instrumental directo en el desempeño cotidiano de la formación. Tercero, HUMIII presenta una de las correlaciones más bajas en ARH ($\rho = .532$), aunque sigue siendo fuerte por los criterios de Evans (1996), resultado que también puede estar influenciado por el efecto de restricción de rango comentado anteriormente para esa carrera.

Tabla 5. Correlaciones de Spearman entre calificación por asignatura y promedio final del semestre (N = 256)

Asignatura	ARH	DFMM	FTAL	OFI	PROG	Global
MP	0.831***	0.851***	0.652***	0.883***	0.910***	0.804***
EIED	0.690***	0.894***	0.765***	0.924***	0.933***	0.904***
HUMII	0.532***	0.941***	0.887***	0.934***	0.939***	0.915***
INGIII	0.385**	0.848***	0.834***	0.893***	0.900***	0.888***
LYCIII	0.782***	0.930***	0.860***	0.949***	0.863***	0.919***

PMATIII	0.757***	0.871***	0.915***	0.829***	0.908***	0.925***
---------	----------	----------	----------	----------	----------	----------

Nota: *** $\rho < .001$; ** $\rho < .01$. La columna Global corresponde a la correlación calculada sobre la muestra total ($N = 256$). Los valores más bajos de cada carrera reflejan la asignatura con menor covariación con el promedio final en este programa. MP = Módulo Profesional; EIED = Ecosistemas, Interacciones, Energía y Dinámica; HUMII = Humanidades II; INGIII = Inglés III; LYCIII = Lengua y Comunicación III; PMATIII = Pensamiento Matemático III.

DISCUSIÓN

Los resultados del presente estudio configuran una imagen cuantitativa del rendimiento académico del tercer semestre que trasciende la descripción de los promedios individuales para revelar estructuras estadísticas con implicaciones pedagógicas concretas. El hallazgo más robusto es la diferencia estadísticamente significativa en el rendimiento entre las cinco carreras técnicas ($H = 104.29$, $p < .001$, $\eta^2 = .40$), que confirma que el programa de formación de adscripción explica una proporción sustancial de la varianza en el desempeño semestral de los estudiantes, con un tamaño del efecto que la literatura clasifica como grande (Cohen, 1988; Tomczak y Tomczak, 2014), superando ampliamente el umbral de .14 establecido para efectos grandes en η^2 . Las diferencias observadas entre programas son consistentes con la literatura que vincula el rendimiento con la motivación vocacional y el perfil de ingreso (Barreto y Álvarez, 2017); no obstante, mientras Vivas y Doria (2024) enfatizan el papel de los entornos virtuales y los estímulos pedagógicos externos como moderadores del rendimiento, los resultados del presente estudio sugieren que la estructura curricular y el grado de especialización técnica de cada programa podrían desempeñar un papel más determinante en contextos de bachillerato tecnológico, donde el Módulo Profesional actúa como ancla identitaria de la trayectoria académica.

ARH se distingue cualitativamente del resto con una mediana de 9.67 y una desviación estándar de 0.44 la más reducida del conjunto, y ningún estudiante por debajo del nivel Superior. Este comportamiento puede interpretarse como indicador de alta coherencia entre el perfil motivacional del estudiante y las exigencias del programa, fenómeno que Edel (2003) describe como alineación entre el constructo motivacional y el desempeño observable, y que Pérez y Villarruel (2016) contextualizan en el bachillerato tecnológico agropecuario al señalar que las mujeres en este subsistema tienden a mostrar trayectorias académicas más consistentes, y que estudiantes con capital cultural favorable independientemente del nivel socioeconómico logran desempeños sobresalientes cuando existe una cultura de superación en el entorno familiar y comunitario. En contraste, FTAL, OFI y PROG conforman un grupo estadísticamente homogéneo indistinguible entre sí tras la corrección de Bonferroni con medias entre 7.33 y

8.00 y mayor dispersión interna, lo que señala la coexistencia de perfiles estudiantiles heterogéneos dentro de estos programas. La necesidad de estrategias de seguimiento diferenciadas coincide con lo planteado por Velázquez y González (2017) respecto a los factores de permanencia estudiantil; sin embargo, los resultados del presente estudio amplían esta perspectiva al identificar asignaturas específicas como nodos críticos del rendimiento PMATIII y LYCIII en particular, lo que permite una intervención más focalizada que la sugerida en modelos generales de retención (Ibarra et al., 2024).

El análisis correlacional aporta una dimensión analítica que no era visible en la estadística descriptiva: el peso relativo de cada asignatura en el rendimiento final varía según el programa de adscripción. La correlación global más alta de PMATIII ($p = .925$) posiciona al pensamiento matemático como el predictor más consistente del desempeño semestral a nivel institucional. Este hallazgo es consistente con estudios que identifican las competencias matemáticas como eje transversal del rendimiento académico (Mello y Hernández, 2019); sin embargo, contrasta con investigaciones en contextos humanísticos donde las competencias lingüísticas suelen tener mayor peso explicativo, lo que sugiere que la estructura curricular del bachillerato tecnológico podría amplificar el rol de las habilidades cuantitativas como predictor de desempeño global. Desde una perspectiva de gestión académica, este hallazgo sugiere que el desempeño temprano en matemáticas podría utilizarse como indicador de alerta para identificar estudiantes en riesgo académico antes de que el rezago se generalice a otras asignaturas. LYCIII, por su parte, emerge simultáneamente como la asignatura con mayor dificultad relativa media más baja, mayor porcentaje en nivel Insuficiente y como predictora dominante en OFI ($p = .949$), lo que señala tanto la necesidad de revisar las estrategias pedagógicas en esa área como la relevancia de las competencias comunicativas en el perfil de esa carrera.

Desde la perspectiva institucional, los resultados del estudio ofrecen insumos concretos para la mejora basada en evidencia, enfoque promovido en el marco de la evaluación de la SEMS (SEP, 2025). La identificación de ARH como programa de rendimiento significativamente superior y mayor homogeneidad interna invita a sistematizar las prácticas pedagógicas y estrategias de acompañamiento implantadas en ese programa, con miras a evaluar su pertinencia para otros contextos de formación dentro del mismo plantel. La caracterización estadística diferenciada de las carreras con mayor dispersión interna, por su parte, ofrece una base empírica para el diseño de programas de tutoría y reforzamiento académico focalizado, priorizando las asignaturas que actúan como predictores más fuertes del rendimiento en cada programa específico (Ibarra et al., 2024).

CONCLUSIONES

El análisis del rendimiento académico de 256 estudiantes de tercer semestre de un plantel público de bachillerato tecnológico permite establecer tres conclusiones principales que responden directamente al objetivo del estudio. En primer lugar, el desempeño global del semestre es predominantemente favorable. El 63.28% del alumnado se ubica en los niveles Superior y Alto, con una media general de 8.22 y una proporción de estudiantes en nivel Insuficiente inferior al 7%. El histograma de frecuencias confirma un sesgo negativo en la distribución (asimetría = -0.46), con la mayor concentración de promedios en los rangos superiores de la escala evaluativa, lo que refleja condiciones académicas positivas en el plantel durante el periodo analizado.

En segundo lugar, la carrera técnica de adscripción es un factor diferenciador estadísticamente significativo y de magnitud grande en el rendimiento académico semestral ($\eta^2 = .40$). Las comparaciones post hoc identifican dos agrupamientos estadísticamente distintos: ARH como grupo de rendimiento elevado y homogéneo, diferenciado de todos los demás programas con $p < .001$; y FTAL, OFI y PROG como grupo de rendimiento intermedio estadísticamente indistinguible entre sí, con medianas entre 7.33 y 8.00 y mayor variabilidad interna. DFMM ocupa una posición intermedia que, tras la corrección de Bonferroni, no se diferencia significativamente de ninguno de los dos grupos anteriores. Estas diferencias estructurales tienen implicaciones directas para el diseño de estrategias de intervención pedagógica diferenciada por programa de formación, evitando enfoques homogéneos que no respondan a las condiciones específicas de cada carrera.

Por último, todas las asignaturas del plan de estudios correlacionan fuertemente con el promedio final del semestre (ρ entre .804 y 9.25, $p < .001$ en todos los casos), pero con patrones que varían de manera significativa según la carrera técnica de adscripción. PMATIII emerge como el predictor global más consistente del rendimiento semestral, lo que sugiere su utilidad potencial como la asignatura con mayor dificultad relativa y como predictora dominante en OFI, señalando áreas prioritarias para la revisión de estrategias pedagógicas. Las limitaciones del estudio incluyen su circunscripción a un único plantel y periodo semestral, la ausencia de variables contextuales explicativas como el perfil socioeconómico del estudiante o la formación y experiencia docente, y el tamaño reducido del subgrupo PROG ($n = 28$). Estudios futuros podrían ampliar el análisis a múltiples periodos o planteles para evaluar la estabilidad de los patrones identificados, o incorporar variables explicativas que permitan avanzar hacia modelos de regresión predictivos del rendimiento académico en el bachillerato tecnológico.

REFERENCIAS

- Barrera, L. F., Sotelo, M. A., Barrera, R. A., & Aceves, J. (2019). Bienestar psicológico y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 1(2), 244-251. <https://doi.org/https://doi.org/10.62364/yq42v268>
- Barreto, F. J., y Álvarez, J. (2017). Clima escolar y rendimiento académico en estudiantes de preparatoria. *Daena: International Journal of Good Conscience.*, 2(12), 31-44.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2.^a ed ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Edel, R. (2003). El rendimiento académico: concepto, investigación y desarrollo. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 1(2), 1-15.
- Evans, J. D. (1996). *Straightforward statistics for the behavioral sciences*. Brooks/Cole Publishing.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (4.^a ed. ed.). SAGE Publications.
- Garbanzo, G. M. (2013). Factores asociados al rendimiento académico en estudiantes universitarios desde el nivel socioeconómico: Un estudio en la Universidad de Costa Rica. *Revista Electrónica Educare*, 17(3), 57-87. <https://doi.org/http://doi.org/10.15359/ree.17-3.4>
- Hernández, R., Fernández, C., y Baptista, M. d. (2014). *Metodología de la Investigación* (6a ed.). McGraw-Hill.
- Ibarra, E., Ibarra, E., y Sánchez, Y. L. (2024). Cansancio emocional y rendimiento académico en estudiantes universitarios durante el retorno a clases presenciales. *IE Revista de Investigación Educativa de la REDIECH*, 15, 1-16. https://doi.org/https://doi.org/ie_rie_rediech.v15i0.1979
- Lilliefors, H. W. (1967). On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 399-402. <https://doi.org/https://doi.org/10.2307/2283970>
- Mello, J. D., y Hernández, A. (2019). Un estudio sobre el rendimiento académico en Matemáticas. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 21(e29), 1-10. <https://doi.org/https://doi.org/10.24320/redie.2019.21.e29.2090>
- Morales, M. A. (2009). *Manual de usuario del Sistema de Servicios Escolares de la Educación Media Superior*. Secretaría de Educación Pública [SEP].
- Pérez, F., y Villarruel, M. (2016). Desigualdad en el acceso educativo en México: Un estudio con sujetos egresados de un bachillerato tecnológico de alto desempeño. *Revista Electrónica Educare*, 20(3), 1-22. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.15359/ree.20-3.21>
- Salazar, C., y Del Castillo, S. (2018). *Fundamentos Básicos de Estadística*. Del Castillo Galarza.
- Secretaría de Educación Pública. (2025). *Modelo educativo 2025: Marco curricular común de la educación media superior*. Subsecretaría de Educación Media Superior.
- Siegel, S., y Castellan, N. J. (1995). *Estadística no paramétrica, aplicada a las ciencias de la conducta* (4.^a ed. ed.). Trillas.
- Soto, J. (2020). Descriptive statistics (II): Measures of central tendency and dispersion / Estadística descriptiva (II): Medidas de tendencia central y de dispersión. *Red de Investigación en Salud en el Trabajo*, 3(5), 73-83. <https://rist.zaragoza.unam.mx/index.php/rist/article/view/263>

Tomczak, M., y Tomczak, E. (2014). The need to report effect size estimates revisited. An overview of some recommended measures of effect size. *Trends in Sport Sciences*, 1(21), 19-25.

Triola, M. F. (2004). *Estadística*. Novena Edición. Pearson Educación.

Velázquez, Y., y González, M. A. (2017). Factores asociados a la permanencia de estudiantes universitarios: caso UAMM-UAT. *Revista de la Educación Superior*, 46(184), 117-138. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.resu.2017.11.003>

Vivas, A. D., y Doria, A. (2024). Plataforma Moodle y su influencia en el rendimiento académico de los estudiantes de educación. *Revista Aula Virtual*, 5(11), 227-242.

USO DE INTELIGENCIA ARTIFICIAL

No aplica.

APROBACIÓN DE COMITÉ DE ÉTICA

No aplica.

AGRADECIMIENTOS

No aplica.

CONFLICTO DE INTERÉS

No posee conflictos de intereses.

FINANCIAMIENTO

El artículo no tiene financiamiento

DECLARACIÓN DE RESPONSABILIDAD AUTORAL

Jaime Alonso Sandoval-Marungo: Conceptualización, Metodología, Software, Análisis formal, Redacción - borrador original.

Alma Patricia González-Jiménez: Investigación, Curación de datos, Validación, Visualización.

María Dalia González-Jiménez: Recursos, Redacción - revisión y edición, Supervisión, Administración del proyecto, Adquisición de fondos.

Marcos Chacón-Castro: Metodología, Validación, revisión y edición.

EDITORIAL

Editorial Didaxis S.A.S. Las ideas expresadas en este artículo son responsabilidad de las personas autoras, no representan, necesariamente, la opinión de los editores o de las instituciones aliadas.

