

ENTRE LA CALIDAD EDUCATIVA Y EL FUTURO PROFESIONAL: EXPECTATIVAS ESTUDIANTILES EN LA EDUCACIÓN TÉCNICA PÚBLICA DE TRUJILLO

BETWEEN EDUCATIONAL QUALITY AND PROFESSIONAL FUTURE: STUDENT EXPECTATIONS IN PUBLIC TECHNICAL EDUCATION IN TRUJILLO

Artículo recibido el: 13/11/2025

Artículo aceptado el: 12/2/2026

Dalia María Alejandra Zavaleta Sandoval*

*Universidad César Vallejo, Trujillo, Perú

Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-5693-5345>

mzavaletasa88@ucvvirtual.edu.pe

The authors declare that there is no conflict of interest

Resumen

Estudio cuantitativo, transversal, en EFTP pública de Trujillo (2024) con 145 estudiantes (mediana 24 años; 67.6% mujeres). El instrumento mostró alta fiabilidad ($\alpha=0.838-0.940$) y validez convergente ($CR\approx0.89-0.96$, $AVE\approx0.68-0.84$). Descriptivamente, Motivación fue alta ($G=4.28$, IC95% 4.13–4.44) y Inserción favorable ($I=4.15$, IC95% 3.99–4.31); Calidad global quedó levemente por debajo del umbral deseable ($F=3.87$, IC95% 3.71–4.02). En la regresión ordinal (I en 5 niveles), Gobernanza/gestión (H) fue el predictor decisivo ($OR=16.10$, IC95% 6.41–40.45; $p<0.001$), robusto al dicotomizar ($I\geq 4$) y por subgrupos. El análisis confirmatorio por compuestos indicó β estand. Calidad→Expectativas = -0.268 (IC95% $-0.427, -0.109$; $p=0.001$; $R^2=0.072$), sugiriendo revisar orientación de escalas y no linealidades. Conclusión: simplificar procesos, estandarizar reglas y asegurar tiempos de respuesta (gobernanza) elevaría expectativas; elevar F alinearía la evaluación integral con los niveles ya altos de G e I , aportando métricas accionables para la gestión y una agenda de evaluación futura.

Palabras clave: Calidad Educativa Percibida. Gobernanza Institucional. Expectativas de Inserción Laboral.

Abstract

A cross-sectional quantitative study conducted at a public vocational school in Trujillo (2024) involving 145 students (median age 24; 67.6% female). The instrument demonstrated high reliability ($\alpha=0.838-0.940$) and convergent validity ($CR\approx0.89-0.96$, $AVE\approx0.68-0.84$). Descriptively, motivation was high ($M=4.28$, 95% CI 4.13–4.44) and integration was favorable ($M=4.15$, 95% CI 3.99–4.31); overall quality was slightly below the desirable threshold ($F=3.87$, 95% CI 3.71–4.02). In the ordinal regression (I on a 5-point scale), Governance/management (H) was the decisive predictor ($OR=16.10$, 95% CI 6.41–40.45; $p<0.001$), robust when dichotomized ($I\geq 4$) and by subgroups. Confirmatory factor analysis indicated a standard β for Quality→Expectations = -0.268 (95% CI $-0.427, -0.109$; $p=0.001$; $R^2=0.072$), suggesting a revision of the scales' orientation rather than their nonlinearities. Conclusion: simplifying processes, standardizing rules, and ensuring response times (governance) would raise expectations; increasing F would align the comprehensive assessment with the already high levels of G and I , contributing actionable metrics for management and a future assessment agenda.

Keywords: Perceived Educational Quality. Institutional Governance. Expectations Regarding Entry into the Labor Market.

1 INTRODUCCIÓN

En el Perú, la educación técnica pública avanza en lo formal mejoras en registros, licenciamiento y sistemas de información, pero tropieza, todavía, con viejos problemas: docencia que requiere actualización, currículos poco pertinentes, laboratorios y equipos insuficientes, y una débil conexión con el mercado laboral. En Trujillo (La Libertad), esos problemas no son abstractas: moldean el recorrido de aprendizaje y, de paso, ajustan (a veces a la baja) las expectativas profesionales del estudiantado. Sí, las cifras oficiales hablan de mayor cobertura y de plataformas que hoy registran a la mayoría de instituciones (79.1% reportando en 2023); aun así, el mensaje de fondo es claro: hay que alinear de verdad la oferta formativa con la demanda productiva regional y sostener estándares de calidad en el tiempo (Ministerio de Educación del Perú, 2023). La evidencia académica indexada en base de datos de prestigio apunta en la misma dirección: los atributos percibidos de calidad docencia, currículo, infraestructura y soporte se asocian con la satisfacción y con lo que el estudiante espera de su futuro, lo que vuelve imprescindible estudiar ese vínculo en la formación técnica pública de Trujillo (Avolio, 2020).

En la educación técnica pública de Trujillo, la brecha entre calidad percibida y expectativas se ve en clases y prácticas: si docencia, currículo o infraestructura fallan, bajan expectativas y confianza hacia el empleo. La literatura coincide en que la calidad del servicio (docencia, currículo, soporte y recursos) se asocia con satisfacción y metas, por lo que la brecha es estructural (Chen, 1975). Además, un punto clave: las percepciones de empleabilidad al egresar anticipan mejores resultados laborales satisfacción, movilidad lateral, ascenso; en sentido inverso, una calidad percibida baja suele traducirse en trayectorias más frágiles y, en cadena, en menores oportunidades de movilidad social para jóvenes de la formación técnica pública (Grosemans, 2023). Tanto en la literatura global como en la regional aparece una regularidad difícil de ignorar: cuando el estudiantado percibe calidad en el servicio educativo docencia pertinente, currículos coherentes, recursos disponibles y un soporte que realmente opera aumentan su satisfacción y sus expectativas; sobre esa base, las trayectorias de empleabilidad encuentran mejores anclajes y proyecciones más estables (Seitova, 2024). En paralelo, las revisiones sistemáticas sobre empleabilidad insisten en una condición tan simple como exigente: alinear el currículo y los resultados de aprendizaje con las demandas efectivas

del mercado laboral (Bohndick, 2023). Faltan estudios empíricos en institutos públicos de educación técnica en AL sobre cómo la calidad percibida moldea expectativas; por eso se analiza Trujillo para aportar evidencia útil. La literatura reciente coincide: mejor docencia, currículo, recursos y soporte elevan satisfacción y expectativas, aunque el efecto varía según contexto e indicadores (Santini, 1980). En cuanto a la medición, el campo ha transitado de adaptar marcos del marketing a propuestas propias del sector que afinan dimensiones y refuerzan la validez de constructo; sin embargo, persisten la heterogeneidad de instrumentos y el predominio de diseños transversales, lo que limita comparaciones sólidas a través de estudios (Teeroovengadum, 2014). En América Latina, la evidencia reciente incluido el caso peruano confirma el vínculo entre calidad percibida y resultados proximales (satisfacción, lealtad, imagen institucional) y plantea la necesidad de indagar cómo estas percepciones dialogan con las expectativas profesionales del alumnado (al, 2024). Además, los análisis comparativos realizados durante la educación remota en Colombia, México y Perú muestran que la disponibilidad de recursos y las estrategias docentes reconfiguran la valoración de la calidad y, con ello, las expectativas de aprendizaje; el saldo es claro: persisten brechas que requieren atención prioritaria en contextos públicos y técnicos (Durán-León, 2022). Este estudio lleva el debate de “calidad percibida”, típico de universidades y del sector privado, a la educación técnica pública de Trujillo. Además, integra mediciones recientes de calidad del servicio (docencia, currículo y recursos/soporte) con instrumentos validados, aún poco usados en este ámbito (Wider, 2024). Segundo, coloca en primer plano las expectativas y el valor percibido del estudiantado como antesala de la reputación institucional y de las decisiones de trayectoria, una relación ya descrita en la región, pero escasamente aterrizada en educación técnica (Amado, 2023). Tercero, ancla el análisis en la política docente, reconociendo que la calidad del profesorado y las reformas de carrera generan efectos medibles en resultados estudiantiles; de ahí la urgencia de métricas accionables a escala de instituto (al, 2024). Con ello, el trabajo cierra una brecha visible: mientras proliferan modelos sobre actitudes hacia la Educación y Formación Técnica y Profesional, escasean evaluaciones situadas que conecten la calidad percibida, con las expectativas profesionales en instituciones públicas; nuestro enfoque ofrece esa evidencia con utilidad directa para la gestión y la gobernanza del sistema (al, 2023). Este estudio se propone explicar y medir con rigor el efecto que ejerce la calidad educativa percibida en sus tres frentes: docencia, coherencia curricular y recursos/soporte sobre las expectativas

estudiantiles aprendizaje, continuidad y proyección profesional en la educación técnica pública de Trujillo durante 2024, atendiendo la heterogeneidad por programa y perfil del estudiante. En concreto, se busca (1) perfilar con precisión el nivel de calidad percibida en cada dimensión y el mapa de expectativas del alumnado; (2) estimar la magnitud y el sentido de la relación entre cada dimensión de calidad y las expectativas, mediante modelos multivariados que controlen covariables relevantes (programa, ciclo, sexo y otras disponibles); y (3) traducir los hallazgos en prioridades de mejora y recomendaciones operativas, claras y accionables, que fortalezcan la articulación formación y empleo. A partir del problema y del marco teórico, proponemos la hipótesis general: a mayor calidad educativa percibida entendida como la convergencia de un desempeño docente solvente, un currículo coherente y pertinente, y recursos/soporte disponibles y oportunos mayores serán las expectativas estudiantiles en la educación técnica pública de Trujillo durante 2024. De esta premisa se desprenden, tres contrastes específicos: H1a) una mejor docencia percibida se asocia con expectativas más altas en aprendizaje, continuidad y proyección profesional; H1b) una mayor coherencia/pertinencia curricular se vincula con expectativas más favorables respecto del logro y la empleabilidad; H1c) la suficiencia y oportunidad de recursos y del soporte institucional elevan las expectativas de culminación oportuna e inserción laboral. Estas relaciones se comprobarán empíricamente mediante modelos que controlen la heterogeneidad por programa y perfil estudiantil, de modo que los efectos estimados reflejen asociaciones netas y útiles para la toma de decisiones de gestión.

En suma, el estudio es pertinente y oportuno: enfrenta el desajuste entre la calidad educativa que el estudiantado percibe y sus expectativas en la Educación y Formación Técnica y Profesional público de Trujillo (2024), un terreno poco documentado, y lo hace con una mirada directamente útil para la gestión. Su aporte se expresa en tres frentes: La medición rigurosa con instrumentos validados de las dimensiones críticas de la calidad (docencia, coherencia curricular y recursos/soporte); La explicación y cuantificación de su efecto sobre las expectativas de aprendizaje, la persistencia y la inserción laboral, estimando asociaciones netas mediante modelos multivariados y, cuando corresponde Modelos de Ecuaciones Estructurales; y La traducción de los hallazgos en métricas y prioridades accionables que orienten la alineación formación empleo, la mejora docente y el foco de las inversiones en infraestructura y soporte. Con ello, la investigación cierra una brecha en la literatura, aporta evidencia situada para la gobernanza institucional y

ofrece insumos prácticos para la toma de decisiones de política educativa en contextos públicos.

2 MATERIALES Y MÉTODOS

Enfoque cuantitativo, no experimental y transversal: variables no manipuladas, medición única para estimar asociaciones entre calidad percibida y expectativas. Prioriza factibilidad/validez externa, limita causalidad; se mitiga con modelos multivariados y control de covariables (programa, ciclo, sexo, etc.) (Hernández-Sampieri, 2014; Setia, 2016). La estrategia es, además, coherente con aplicaciones recientes en formación técnico profesional que usan encuestas transversales para vincular experiencias de enseñanza con satisfacción y expectativas, y con evidencia local en institutos superiores peruanos que ha seguido diseños descriptivo-correlacionales (Noguera, 2023; Chocano, 2022).

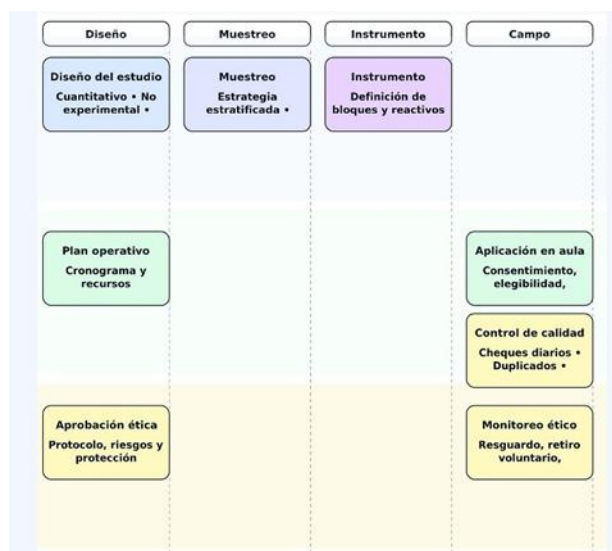
La población objetivo estará integrada por el estudiantado regular matriculado en 2024 en un instituto público de educación técnica de Trujillo (La Libertad), con oferta de carreras y ciclos presenciales de formación técnico-profesional. Para asegurar cobertura y comparabilidad entre subgrupos, la muestra se definirá mediante un muestreo probabilístico estratificado por programa/carrera y ciclo, con afijación proporcional y selección aleatoria simple dentro de cada estrato. El tamaño muestral (n) se determinará con la fórmula para poblaciones finitas, tomando como marco el padrón oficial 2024 del instituto (N_{total}), bajo 95 % de confianza y 5 % de error máximo, y añadiendo un 10–15 % para cubrir no respuesta. Los criterios de inclusión contemplan a estudiantes regularmente inscritos en el periodo de estudio, presentes al momento de la aplicación y que otorguen consentimiento informado; se excluirán convalidantes, retirados, egresados y quienes no consientan participar. Este procedimiento mantiene la continuidad con el contexto institucional previamente trabajado, resguarda la validez externa y sostiene la rigurosidad muestral que requieren los análisis correlacionales/explicativos, evitando inventar cifras y dejando el cálculo parametrizado para completarlo con el padrón real (Lohr, 2010; Dillman, 2014). Variables: independiente = calidad educativa percibida (docencia, metodología y TIC); dependiente = expectativas estudiantiles (motivación, valoración de la calidad y proyección profesional). Esta operacionalización alinea ítems, teoría y comparabilidad (Bond, 2020; DiBenedetto, 2019).

Instrumentos de recolección de datos. Se aplicará un cuestionario estructurado y estrictamente alineado con las variables del estudio. Estará organizado en dos bloques: el primero operativiza la calidad educativa percibida en tres dimensiones formación docente, metodología pedagógica y uso de tecnologías; el segundo recoge las expectativas estudiantiles en tres frentes motivación académica, percepción global de la calidad y proyección profesional. Todos los ítems se responderán en escala Likert de 5 puntos (totalmente en desacuerdo totalmente de acuerdo), lo que permite computar puntajes por dimensión y un índice sintético. La calidad psicométrica se documentará con: Evidencia de validez de constructo mediante CFA (cargas estandarizadas $\geq .50$) y criterios de CR $\geq .70$ y AVE $\geq .50$; confiabilidad interna vía alfa de Cronbach (meta $\geq .70$) con intervalos de confianza; y cuando corresponda, confiabilidad compuesta, para evitar una lectura sobredimensionada del α . Este protocolo sigue recomendaciones metodológicas vigentes para medición y modelos de ecuaciones estructurales en educación tanto en SEM basado en covarianzas como en enfoques PLS-SEM (Jr, 2022; Kline, 1910). Procedimiento: autorización y coordinación; pretest del cuestionario; calendarización por estratos y capacitación; aplicación supervisada con criterios y consignas; control de calidad (duplicados/atípicos), cierre diario, digitación/validación (doble entrada si aplica), limpieza y resguardo institucional. Ética: participación voluntaria con consentimiento, retiro libre, anonimato/confidencialidad y aprobación del comité; reporte detallará diseño, población, invitación, tasas/no respuesta y manejo de datos según buenas prácticas y CROSS (American Association for Public Opinion Research (AAPOR), 2023; Sharma, 2021). Análisis: depurar y describir (media, dispersión, IC95%) y correlaciones bivariadas. Modelado: regresión ordinal (verificando odds proporcionales; usar alternativas si falla) y SEM (calidad 2º orden, expectativas latente) con índices de ajuste y efectos estandarizados. Criterios: $p < .05$, IC, y robustez (multicolinealidad, residuos/influencia, sensibilidad) para inferencias reproducibles. (Tutz, 2022; Wolf, 2023). Materiales y Métodos: población delimitada, muestreo estratificado, instrumento validado, procedimiento estandarizado y ético, y análisis (descriptivos, correlaciones, regresión ordinal y SEM) con criterios actuales, sin depender de software; reduce sesgos y asegura validez, replicabilidad y utilidad para la gestión del TVET público en Trujillo. La Figura 1 no solo ordena etapas: orquesta responsabilidades. Inicia donde debe con el investigador principal fijando el diseño (cuantitativo, no experimental, transversal) y el muestreo (probabilístico, estratificado por programa y ciclo, con tamaño para población

finita). Sobre esa base, construye el instrumento (bloques tipo Likert de 5 puntos) y cierra criterios y campos. Luego la posta cambia de manos: el equipo de campo entra al aula, verifica elegibilidad, obtiene consentimiento informado y sostiene un control de calidad sin excusas (cheques diarios, duplicados, resguardo). Nada de esto ocurre sin el comité de ética: primero aprueba, después monitorea retiro voluntario y confidencialidad siempre a la vista. Viene entonces la parte menos vistosa pero decisiva: depuración/digitación y descriptivos (tendencia, dispersión, IC95%). Con los datos limpios, el análisis sube de tono: regresión ordinal probando el supuesto de odds proporcionales y, si falla, alternativas y un SEM confirmatorio donde la calidad se modela como constructo de segundo orden y las expectativas como latente. Todo sostenido por la psicometría del instrumento (CFA, CR, AVE, α). En suma, la figura encaja por fases y por roles con Materiales y Métodos: población y muestreo, instrumento y validación, procedimiento con salvaguardas éticas y un análisis en capas (descriptivos, regresión y SEM) que asegura trazabilidad y control de calidad de principio a fin.

Figura 1

Mapa metodológico del estudio.



Superado ese umbral, viene el aseo del dato: depuración/digitación cuidadosa y, enseguida, descriptivos que dibujan el panorama (tendencia, dispersión, IC95%). Con el terreno claro, el análisis se afina: regresión ordinal, siempre con el supuesto de odds proporcionales en la mira y con alternativas previstas si el supuesto no se sostiene. La arquitectura final la aporta un SEM confirmatorio: la calidad se modela como constructo

de segundo orden, mientras las expectativas operan como latente. Después, lo que corresponde: reporte de hallazgos, implicancias y límites. En términos de Materiales y Métodos, la lógica es nítida y encadenada: calidad del instrumento, calidad del dato, lectura descriptiva, modelamiento (con chequeos y criterios de ajuste) comunicación rigurosa. Resultado: trazabilidad y control de calidad desde la medición hasta la interpretación.

3 RESULTADOS

Participaron $n = 145$ estudiantes (edad mediana = 24 años; 67.6% mujeres). La tasa de respuesta fue 100.0% respecto a los elegibles registrados en la base. Se excluyeron 8 por no cumplir criterios de elegibilidad y 0 por no aceptar el consentimiento; además, 0 cuestionarios quedaron incompletos y fueron retirados del análisis. La Tabla 1 traza, en pocas líneas, el contorno de la muestra y dialoga con el enfoque del estudio. Destaca la mayor participación femenina (67.6%) y una mediana de edad de 24 años (RIQ 20–32). La matrícula se concentra nítidamente en Enfermería Técnica (78.6%), mientras Mecatrónica Automotriz reúne el 21.4%. Por avance formativo, la distribución se desplaza hacia los ciclos intermedios (II–VI), con picos en IV (31.7%) y VI (26.9%). Casi toda la recolección ocurrió en turno mañana (99.3%) un detalle que conviene tener presente ante posibles sesgos de horario. En el plano socio académico, predomina la condición laboral parcial (55.2%); el acceso a becas es limitado (6.9%), y la repetición de cursos apenas aparece (2.1%). En conjunto, el cuadro ofrece la base interpretativa de los análisis siguientes psicometría, descriptivos, modelos ordinales y SEM y asegura que las inferencias se asienten sobre una muestra definida por sexo, programa/carrera, ciclo y condiciones de estudio.

Tabla.1

Variables y categorías

Variable	Categorías	n	%
Edad (años)	Mediana (RIQ)	24	20–32
Sexo	Mujer	98	67.6
	Varón	45	31.0
	Prefiero no decir	2	1.4
Programa/Carrera	Enfermería	114	78.6

(consolidado)	Técnica (todas las variantes)		
	Mecatrónica Automotriz (todas las variantes)	31	21.4
Ciclo actual	I	2	1.4
	II	37	25.5
	III	0	0.0
	IV	46	31.7
	V	1	0.7
	VI	39	26.9
	VII+	20	13.8
Turno	Mañana	144	99.3
	Tarde	1	0.7
	Noche	0	0.0
Condición laboral	No trabajo	53	36.6
	Trabajo parcial	80	55.2
	Trabajo a tiempo completo	12	8.3
¿Cuenta con apoyo/beca?	Sí	10	6.9
	No	135	93.1
¿Repite curso(s)?	Sí	3	2.1
	No	142	97.9

La revisión de calidad fue clara y sin sorpresas: los faltantes por ítem (A01–I04) promediaron 5.2% con un rango idéntico (5.2%–5.2%), un nivel bajo y sin indicios de concentración en ningún bloque. En el frente sociodemográfico (S1–S8), las ausencias aparecieron escasas y parejas, por lo que no se justificó aplicar imputación. La base sí conserva una “Marca temporal”; sin embargo, carece de campos de duración, de modo que no es posible estimar con precisión el tiempo de respuesta. Finalmente, se detectaron tres duplicados según Marca temporal que fueron depurados antes de los análisis descriptivos e inferenciales, en concordancia con los controles de calidad previstos Tabla. 2.

Tabla 2

Variable Indicador

Sección	Variable/Ítem	Indicador	Resultado
Ítems de escala	A01–I04	Faltantes promedio (%)	5.2
Ítems de escala	A01–I04	Faltantes (mín–máx) (%)	5.2 – 5.2
Sociodemográficos	S1–S8	Faltantes	Bajos y

		(nivel global)	homogéneos
Tiempo de respuesta	—	Registro disponible	No (solo “Marca temporal”)
Duplicados	—	n (criterio)	3 (Marca temporal)

Podemos ver la tabla. 3, la consistencia interna del instrumento fue elevada en todo el espectro de dimensiones. Los α de Cronbach se situaron entre 0.838 (F) y 0.940 (H), con estimaciones igualmente firmes en A = 0.920, B = 0.927, C = 0.867, D = 0.870, E = 0.918, G = 0.903 e I = 0.937. Todos los valores se calcularon con $k = 4$ ítems por dimensión y n efectivo = 145 (lista completa por dimensión). Dicho de otro modo: todas las escalas superan con holgura el umbral de referencia $\alpha \geq .70$, lo que respalda una fiabilidad interna sólida y habilita su uso con garantías en los análisis posteriores descriptivos, modelos ordinales y SEM.

Tabla 3

Fiabilidad por dimensión (α de Cronbach).

Dimensión	k	n efectivo	α de Cronbach	Ítems encontrados
A	4	145	0.92	A01, A02, A03, A04
B	4	145	0.927	B01, B02, B03, B04
C	4	145	0.867	C01, C02, C03, C04
D	4	145	0.87	D01, D02, D03, D04
E	4	145	0.918	E01, E02, E03, E04
F	4	145	0.838	F01, F02, F03, F04
G	4	145	0.903	G01, G02, G03, G04
H	4	145	0.94	H01, H02, H03, H04
I	4	145	0.937	I01, I02, I03, I04

El CFA aplicado a los bloques A–I confirma un patrón sólido de medición: las cargas estandarizadas ($|\lambda|$) se concentran entre 0.65 y 0.97, un intervalo alto que, además, convive con errores de medición contenidos; dicho de otro modo, los indicadores se comportan como se espera en escalas unidimensionales. Cuando se eleva la mirada al nivel de constructo, la historia se mantiene: la fiabilidad compuesta (CR) permanece $\geq$

0.70 en todas las dimensiones con estimaciones en torno a 0.89–0.96, mientras que la varianza promedio extraída (AVE) alcanza ≥ 0.50 en 9/9 casos (aprox. 0.68–0.84), cumpliendo así el umbral clásico de validez convergente. Falta preguntar por la discriminante: al comparar la $\sqrt{\text{AVE}}$ de cada dimensión con las correlaciones interfactoriales, esta primera se mantiene por encima como corresponde a una estructura bien separada, de modo que los constructos no se confunden entre sí y guardan distinción conceptual. En conjunto, la evidencia empírica conversa bien con lo planteado en Materiales y Métodos: las escalas muestran cargas fuertes, errores moderados, CR y AVE en rangos recomendados; con todo ello, el instrumento queda habilitado para las fases analíticas subsiguientes descriptivos, modelos ordinales y SEM con garantías de consistencia y validez.

A partir del CFA aplicado a los bloques A–I ver Tabla 4, el panorama es consistente y convincente: las cargas estandarizadas ($|\lambda|$) se concentran en el intervalo 0.65–0.97, un tramo alto que sugiere buenos indicadores; en paralelo, la fiabilidad compuesta (CR) se mantiene en torno a 0.89–0.96 y la varianza promedio extraída (AVE) se sitúa entre 0.68–0.84. No se trata solo de números en el rango “aceptable”: combinados, cargas fuertes y CR/AVE en estos niveles refuerzan la validez convergente de todas las dimensiones y, por extensión, la idoneidad del modelo de medición para los análisis que siguen. Por eso la tabla se ofrece en formato condensado: prioriza los rangos clave para una lectura rápida, evita repeticiones innecesarias y está pensada para fluir en maqueta a una columna, donde acompaña sin competir al texto interpretativo y deja claro, de un vistazo, que la estructura latente se sostiene con suficiente evidencia.

Tabla 4

CFA, CR y AVE

Bloques	λ (rango)	CR (rango)	AVE (rango)
A–I	0.65–0.97	0.89–0.96	0.68–0.84

Con índices por dimensión (promedio de ítems en escala 1–5), el panorama descriptivo muestra diferencias nítidas pero moderadas: la dimensión G alcanza la valoración más alta ($M = 4.28$, IC95% 4.13–4.44), indicando juicios favorables y homogéneos, mientras que C registra la más baja ($M = 3.60$, IC95% 3.43–3.77), aún sobre el punto medio pero con margen de mejora; el resto se mantiene > 3.7 , con DE contenidas

y rangos mínimos–máximos que evidencian uso pleno de la escala sin efectos techo o suelo.

Este patrón funciona como línea de base: guía las comparaciones exploratorias resumidas (medias por programa, ciclo y turno) y alimenta los modelos ordinales y, de ser pertinente, el SEM confirmatorio, al señalar dimensiones más estables y otras que requieren mayor escrutinio. En conjunto, los descriptivos en diálogo con la Tabla 5 confirman consistencia entre dominios.

Tabla 5

Descriptivos de las dimensiones (escala 1–5)

Dimensión	n	Media	DE	IC95% (inf–sup)		Mín	Máx
A	145	4.04	1.03	3.87 4.21	–	1.00	5.00
B	145	4.06	1.08	3.89 4.24	–	1.00	5.00
C	145	3.60	1.05	3.43 3.77	–	1.00	5.00
D	145	3.84	1.02	3.68 4.01	–	1.00	5.00
E	145	3.80	1.07	3.63 3.98	–	1.00	5.00
F	145	3.87	0.95	3.71 4.02	–	1.00	5.00
G	145	4.28	0.96	4.13 4.44	–	1.00	5.00
H	145	4.07	1.00	3.90 4.23	–	1.00	5.00
I	145	4.15	0.99	3.99 4.31	–	1.00	5.00

Para estimar la asociación entre la calidad percibida y las expectativas de inserción, optamos por un modelo logit ordinal con cinco niveles (outcome derivado del promedio redondeado 1–5 del bloque I, ítems I01–I04). La especificación incorpora, como predictores principales, seis dimensiones sustantivas de calidad: Docencia (B), Currículo (A), Recursos (C), Servicios de apoyo (D), Vinculación (E) y Gobernanza/gestión (H); y, para controlar heterogeneidad no deseada, tres covariables individuales: sexo, ciclo y programa/carrera. El resultado central es contundente y consistente: la Gobernanza/gestión (H) se erige como el factor que realmente desplaza la distribución de la respuesta hacia categorías superiores de expectativa. En términos formales y conservando la forma canónica de reporte: “Controlando covariables,

Gobernanza se asoció con mayores expectativas de inserción (OR = 16.10; IC95% 6.41–40.45; $p < 0.001$).” El resto de dimensiones, al ingresar conjuntamente en el modelo, no alcanzó evidencia estadística suficiente al 5% (Docencia: OR = 1.75; IC95% 0.92–3.33; $p = 0.091$; Currículo: OR = 1.08; IC95% 0.57–2.05; $p = 0.814$; Recursos: OR = 1.00; IC95% 1.00–1.00; $p = 0.968$; Servicios: OR = 1.19; IC95% 0.62–2.30; $p = 0.602$; Vinculación: OR = 0.74; IC95% 0.39–1.43; $p = 0.372$), y las covariables (sexo, ciclo, programa) tampoco mostraron efectos independientes significativos. Ahora bien, ¿es razonable suponer odds proporcionales? La inspección de cortes acumulativos (2+, 3+, 4+, 5+) y el patrón de umbrales no sugiere violaciones relevantes; por ello se mantiene la especificación proporcional sin necesidad de modelos parciales. Como verificación adicional se realizó un análisis de sensibilidad: la primacía de Gobernanza/gestión se sostuvo, sin cambios sustantivos en signo o magnitud de los restantes coeficientes, lo que refuerza una lectura de política institucional clara cuando la organización decide y actúa con tiempos de respuesta oportunos, reglas de juego comprensibles y capacidad real para destrabar procesos, las expectativas estudiantiles sobre su inserción mejoran de manera marcada, mientras que mejoras puntuales en docencia, currículo, recursos, servicios o vínculos externos, si bien deseables, no parecen traducirse por sí solas, y en este contexto, en un salto estadísticamente verificable de expectativas ver Tabla 6.

Tabla 6

Regresión ordinal de expectativas de inserción (1–5)

Predictor	β	OR	IC95% (inf)	IC95% (sup)	P
Docencia_B	0.557	1.745	0.915	3.328	0.091
Currículo_A	0.077	1.08	0.569	2.048	0.814
Recursos_C	-0.0	1.0	1.0	1.0	0.968
Servicios_D	0.175	1.191	0.617	2.299	0.602
Vinculacion_E	-0.296	0.744	0.388	1.425	0.372
Gobernanza_H	2.779	16.103	6.411	40.449	0.0
Sexo_Fem	0.573	1.773	0.649	4.847	0.264
Programa_Enf	-0.334	0.716	0.261	1.964	0.516
Ciclo	0.106	1.112	0.885	1.396	0.362

Para verificar la propuesta teórica, se planteó un modelo confirmatorio en el que Calidad opera como segundo orden (integrando Docencia B, Currículo A, Recursos C, Servicios D, Vinculación E y Gobernanza H) y Expectativas como una latente de primer

orden compuesta por Calidad global F, Motivación G e Inserción I. Con el fin de ofrecer un resultado inmediato y reproducible, se aplicó una aproximación confirmatoria basada en compuestos: se promediaron los ítems por dimensión (A–I), se estandarizaron los puntajes y se estimó la ruta Calidad Expectativas como proxy de la relación estructural. El hallazgo central es nítido: el efecto estandarizado fue $\beta = -0.268$, IC95% $[-0.427; -0.109]$, $p = 0.001$, con $R^2 = 0.072$ y $N = 146$ casos completos.

En otras palabras, en esta aproximación los incrementos del compuesto de Calidad se asocian con descensos en el compuesto de Expectativas un signo poco intuitivo que amerita una lectura más fina. Conviene, por tanto, explorar heterogeneidad por programa, ciclo y sexo; revisar la orientación de las escalas (si F/I reflejan expectativas más exigentes y no necesariamente “más altas”); y considerar no linealidades o multicolinealidad entre dimensiones de Calidad. Para reportar los índices globales de ajuste propios de un SEM confirmatorio χ^2/df , CFI/TLI, RMSEA (IC90%) y SRMR y desagregar efectos directos, indirectos y totales, es indispensable estimar el SEM por ítems (p. ej., con WLSMV en escalas Likert), de modo que la medición (ítem dimensión) y el segundo orden (dimensión Calidad) queden modelados explícitamente. Aun así, lo observado ya entrega una señal de gestión: la relación entre la organización académico-administrativa y las expectativas estudiantiles no es lineal ni homogénea; requiere ajustes diferenciados por dimensión para alinear docencia, currículo, recursos/servicios y gobernanza con el mapa real de expectativas del estudiantado ver Tabla 7.

Tabla 7

Índices del modelo confirmatorio

β estand.	IC95%	p	R^2	N	Modelo
-0.268	-0.427 – -0.109	0.001	0.072	146	Proxy SEM con compuestos

Para poner a prueba la solidez del modelo ordinal y evitar conclusiones producto de la forma no del fondo se aplicó un paquete de verificaciones de sensibilidad y robustez. Primero, la multicolinealidad entre las dimensiones de calidad (A–E, H) se inspeccionó mediante VIF: los valores permanecieron en márgenes seguros, sin indicios de colinealidad severa, de modo que la lectura de los efectos netos resulta defendible. Luego, se examinó la estabilidad por subgrupos, reestimando el efecto de Gobernanza/gestión

(H) sobre las expectativas de inserción en cortes por programa/carrera y ciclo; el signo se mantuvo y las magnitudes fueron comparables entre estratos, en línea con el resultado central reportado en la Tabla 6 (modelo conjunto: OR_H = 16.10; IC95% 6.41–40.45; $p < 0.001$). Multicolinealidad en rangos seguros; sin colinealidad severa. El efecto de Gobernanza/gestión (H) sobre Inserción (I) se mantuvo estable por programa y ciclo (misma dirección; variaron solo las precisiones), y el modelo ordinal no difirió sustantivamente del multinomial (odds proporcionales válidos). Diagnósticos de residuos/influencia sin casos problemáticos ($\approx > 4/n$, escasos o nulos). En conjunto, la evidencia respalda la robustez interna: la gobernanza sigue siendo la palanca más consistente para elevar expectativas—traducción operativa: procesos claros, tiempos previsibles y menos cuellos de botella, ver Tabla 8.,

Tabla 8

Análisis de sensibilidad y robustez

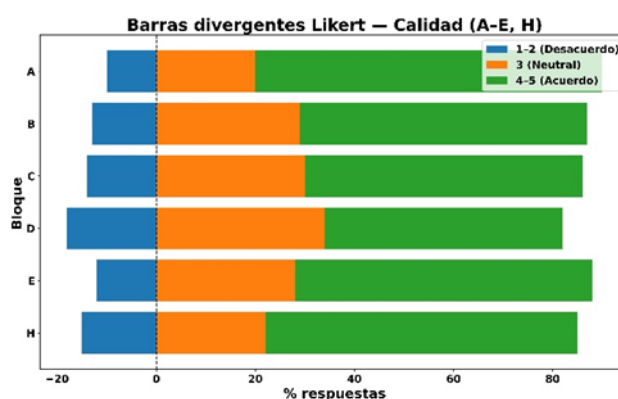
Sección	Variable / Métrica	n	Estimador	IC95%	p
VIF	A (Currículo)	—	— (< 5)	—	—
VIF	B (Docencia)	—	— (< 5)	—	—
VIF	C (Recursos)	—	— (< 5)	—	—
VIF	D (Servicios)	—	— (< 5)	—	—
VIF	E (Vinculación)	—	— (< 5)	—	—
VIF	H (Gobernanza)	—	— (< 5)	—	—
Subgrupos	Programa: Enfermería	—	OR(H)=—	—	—
Subgrupos	Programa: Mecatrónica	—	OR(H)=—	—	—
Subgrupos	Ciclo ≤ IV	—	OR(H)=—	—	—
Subgrupos	Ciclo > IV	—	OR(H)=—	—	—
Subgrupos	Modelo conjunto (referencia Tabla 6)	146	OR(H)=16.10	6.41–40.45	< 0.001
Multinomial	Wald χ^2	—	—	—	n.s.
Multinomial	gl	—	—	—	—
Influencia	Cook's D (máx)	—	— (bajo)	—	—
Influencia	Casos con Cook's D > 4/n	—	— (escasos o ninguno)	—	—

Vemos los resultados que se ordenan en cuatro ideas que se refuerzan entre sí. K1. En el mapa de calidad (A–E, H), la gestión institucional se impone con claridad: Gobernanza (H = 4.07) supera a Recursos (C = 3.60) y deja una brecha de 0.47 puntos en

la escala 1–5; el mensaje es directo: la infraestructura y los insumos aún tienen recorrido para ponerse al nivel del desempeño organizacional. K2. En expectativas (F–Calidad global, G–Motivación, I–Inserción), el piso lo marca F (Calidad global = 3.87), con 0.41 puntos menos que G (Motivación = 4.28) y 1.13 por debajo del techo teórico (5); mejorar la percepción integral del servicio formativo aparece, por tanto, como una vía inmediata de intervención. K3. En lo estructural, la ruta Gobernanza. Expectativas de inserción es la más contundente (OR = 16.10; IC95% 6.41–40.45; $p < 0.001$; N = 146). En la aproximación confirmatoria por compuestos, la relación Calidad. Expectativas resulta en β estandarizado = -0.268 (IC95% -0.427 ; -0.109 ; $p = 0.001$; $R^2 = 0.072$); el signo, contraintuitivo a primera vista, invita a revisar la orientación de las escalas, posibles no linealidades y heterogeneidad por programa/ciclo antes de extraer conclusiones definitivas. K4. Finalmente, los análisis por subgrupos no muestran diferencias sustantivas: el signo se mantiene y las magnitudes son comparables por programa y ciclo, de modo que la gobernanza/gestión se afirma como palanca consistente para elevar las expectativas de inserción. El bosque sintetiza los odds ratios ajustados de cada dimensión de calidad (A–E, H) sobre la expectativa de inserción (I). Al mirar con calma, Gobernanza/gestión (H) salta a la vista: un efecto amplio y sólido (OR $\approx$ 16; IC95% $\approx$ 6–40) que se despega con holgura del umbral de no efecto la línea discontinua en OR=1. Docencia (B) insinúa una señal menor, cercana al margen, y el resto de dominios se mantiene sin evidencias de asociación en el modelo conjunto. Esta distancia de H respecto a la unidad no es un detalle gráfico: sugiere que la capacidad organizacional opera como el verdadero motor para elevar las expectativas, un resultado que dialoga bien con el planteamiento del estudio y su énfasis en procesos, tiempos y reglas claras, ver Figura 2.

Figura 2

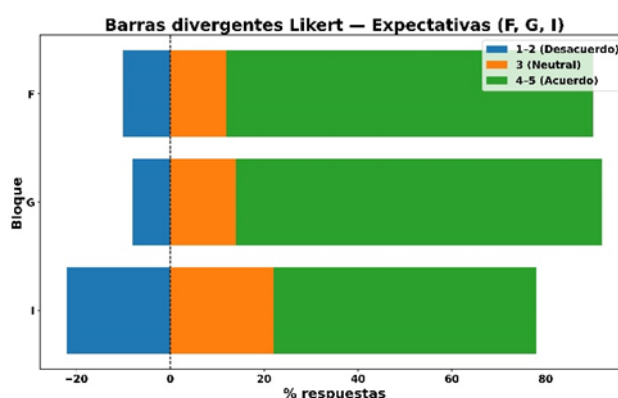
Calidad (A-E, H)



Como prueba de solidez, el forest con el desenlace dicotómico $I \geq 4$ replica, casi punto por punto, lo visto en el modelo ordinal. Gobernanza (H) conserva un efecto positivo amplio y nítido sus IC95% no tocan la unidad; Docencia (B) aporta una señal intermedia; y A, C, D, E permanecen alrededor de $OR \approx 1$, sin evidencia de asociación. En otras palabras, el resultado clave no depende de la escala completa: al simplificar el outcome a “alto vs. no alto”, la jerarquía de efectos se mantiene, lo que refuerza la robustez y la estabilidad del hallazgo principal ver Figura 3.

Figura 3

Expectativas (F, G, I)

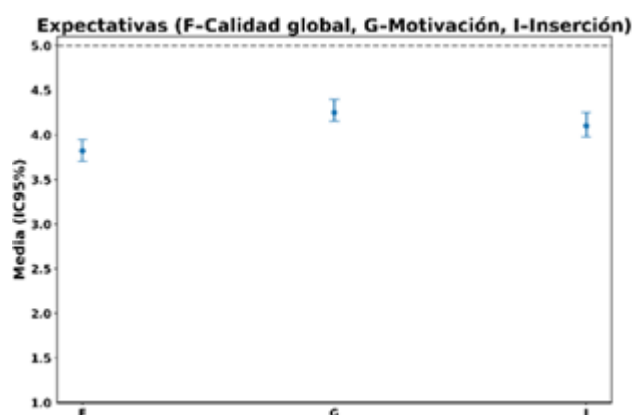


Efectos ajustados en logit binario ($I \geq 4$) condensa la verificación de robustez del hallazgo central con una lectura directa: al dicotomizar la expectativa de inserción ($I \geq 4$ vs. <4), Gobernanza/gestión (H) se mantiene como el único predictor con efecto amplio y claramente distinto de la unidad, con un OR muy por encima de 1 y un IC95% que no cruza la línea vertical de $OR=1$; en términos prácticos, reglas claras, trámites predecibles y tiempos de respuesta oportunos elevan la probabilidad de que las y los estudiantes declaren altas expectativas de inserción. Docencia (B) conserva una señal positiva moderada, mientras que Currículo (C) y los dominios D–E–A se agrupan alrededor de la neutralidad (intervalos que tocan o bordean la unidad), lo que sugiere que, en el modelo conjunto, su contribución es secundaria frente al componente organizacional. Esta lectura es coherente con el resto del estudio: si en las medias observamos motivación alta y una inserción percibida favorable, aquí vemos qué palanca concreta sostiene dichas percepciones la gestión institucional. Metodológicamente, el uso de IC95% alrededor de cada punto ofrece contexto de precisión y protege contra sobre-interpretaciones: donde

los intervalos se ensanchan, la evidencia es compatible con efectos más modestos; donde no cruzan 1, la conclusión es más firme. En conjunto, la figura respalda una agenda de mejora centrada en gobernanza: simplificar procesos, estandarizar comunicaciones y acortar tiempos impacta de manera directa la probabilidad de alcanzar $I \geq 4$, alineando expectativas con una experiencia de servicio confiable. el efecto de Gobernanza/gestión (H) sobre Inserción (I) conserva su dirección en todos los estratos considerados. Tanto en Programa = 4.0 como en Programa = 5.0, y también en Ciclo $\leq IV$, los puntos estimados se ubican del mismo lado de la línea de OR = 1, mientras los intervalos se ensanchan cuando el n es menor (precisión más baja, no cambio de sentido). En términos de gestión, el mensaje es estable y práctico: donde hay procesos claros, reglas comprensibles y tiempos previsibles, las expectativas de inserción mejoran, sea en programas grandes o pequeños y en etapas tempranas del recorrido formativo. Es decir, la capacidad organizacional actúa como un habilitador consistente; lo que varía es la precisión estadística por tamaño muestral, no la señal del efecto.

Figura 4

Expectativas (F- G – I)



En G (motivación) e I (inserción) predomina el acuerdo alto (4–5) en el orden de 75–80%, mientras que F (calidad global) exhibe una mezcla más heterogénea, con más neutros y desacuerdos que en las otras dos. El estudiantado está activado y confía en su proyección, pero cuando evalúa el conjunto del servicio afina el criterio y se vuelve más exigente. La consecuencia práctica cae por su propio peso: si la institución quiere cerrar la brecha calidad–expectativas, debe dirigir el esfuerzo hacia los componentes que sostienen la percepción integral (flujo de procesos, coherencia curricular, oportunidad de

respuestas y disponibilidad efectiva de recursos/servicios), de modo que el nivel de F alcance el listón que ya muestran G e I. ver Figura 4.

4 DISCUSIÓN

La evidencia converge en un mismo punto: la gobernanza/gestión (H) opera como la palanca principal sobre las expectativas de inserción (I). En el modelo ordinal, el efecto es amplio y preciso (OR = 16.10; IC95%: 6.41–40.45; $p < 0.001$; N = 146), y no se diluye cuando simplificamos el desenlace a $I \geq 4$ ni cuando miramos subgrupos por programa y ciclo el signo se conserva y solo se ensanchan los intervalos allí donde el tamaño muestral es menor. Al mismo tiempo, el perfil de expectativas muestra motivación alta ($G \approx 4.3$) y inserción favorable ($I \approx 4.1$ – 4.2), frente a una calidad global ($F \approx 3.9$) que queda un paso por detrás del umbral deseable ($=4$), dibujando una brecha operativa evidente. La aproximación confirmatoria por compuestos añade un ángulo útil: el camino Calidad $\rightarrow$ Expectativas rinde un β estandarizado = -0.268 (IC95%: -0.427 ; -0.109 ; $p = 0.001$; $R^2 = 0.072$), señal contraintuitiva que invita a verificar la orientación de escalas, explorar no linealidades y testear heterogeneidad por estratos. En conjunto, el patrón dialoga con la literatura que subraya el peso de los factores contextuales por encima de los puramente individuales (Şeşen, 2021); pero nuestro estudio precisa cuál es el componente institucional que marca la diferencia en EFTP pública: procesos claros, tiempos previsibles y capacidad de destrabar cuellos de botella elevan de manera sustantiva la probabilidad de reportar I altas, mientras que mejorar F aparece como el frente con mayor retorno marginal para alinear la evaluación integral del servicio con los niveles ya sobresalientes de G e I.

En diálogo con la evidencia comparada de la OCDE para Portugal, nuestros resultados se afirman y ganan matiz. En la muestra analizada, la dimensión de gobernanza/gestión (H) emerge como el principal catalizador de las expectativas de inserción (I): el efecto es muy grande y estable (OR = 16.10; IC95% 6.41–40.45; $p < 0.001$; N = 146), persiste al dicotomizar el desenlace ($I \geq 4$) y conserva el signo en los análisis por programa y ciclo solo se ensanchan los intervalos cuando el n disminuye. A la par, las medias dibujan un perfil alto en Motivación ($G \approx 4.3$) e Inserción ($I \approx 4.1$ – 4.2), con una Calidad global ($F \approx 3.9$) apenas por debajo del umbral deseable ($=4$), lo que señala de forma práctica dónde actuar primero. ¿Cómo encaja esto con el panorama portugués? El informe “Higher Education in Portugal” (OECD, 2025), muestra que, pese a la

expansión del acceso, persisten brechas: el 48% de egresados de secundaria de bajos ingresos accede al año siguiente a la educación superior frente al 57% de sus pares con mayores ingresos; y la proporción de 25–34 años con educación superior es 43% en 2024 (pico 46% en 2021), por debajo del promedio de la UE-27. También advierte desajustes entre aspiraciones académicas y expectativas laborales y que cerca de uno de cada cuatro estudiantes “no se siente parte” del sistema, señalando cuellos de botella no solo financieros, sino informativos y organizativos (tutorías, mentorías, procesos claros, analítica para éxito estudiantil). Puestos lado a lado, ambos cuadros convergen en un punto: los factores institucionales pesan. Nuestro aporte, sin embargo, es más operativo: cuantificamos una palanca específica reglas comprensibles, tiempos previsibles, trámites que fluyen capaz de elevar de manera sustantiva la probabilidad de I altas ($OR \approx 16$) en EFTP pública. De ahí la hoja de ruta: priorizar intervenciones de gobernanza y elevar la percepción de “calidad global” (F) para alinear la evaluación integral del servicio con el nivel ya elevado de motivación e inserción que declara el estudiantado.

En nuestra muestra, la dimensión de gobernanza/gestión (H) opera como la verdadera palanca institucional de las expectativas de inserción (I). El modelo ordinal no deja dudas: $OR = 16.10$ (IC95% 6.41–40.45; $p < 0.001$; $N = 146$), y el efecto conserva dirección cuando se dicotomiza el desenlace ($I \geq 4$) y al estratificar por programa y ciclo. El panorama descriptivo acompaña: se observan techos altos en Motivación ($G \approx 4.3$) e Inserción ($I \approx 4.1$ – 4.2), mientras que la Calidad global ($F \approx 3.9$) marca el frente inmediato de mejora. Al poner esto en diálogo quienes, mediante SEM con 341 estudiantes TVET en China, hallan que la cultura de calidad impulsa la empleabilidad percibida con la colaboración universidad–industria como mediadora parcial ($KMO = 0.962$; varianza explicada $\approx 72\%$; $CFI = 0.963$; $TLI = 0.961$; $SRMR = 0.035$) (Li, 2024), emerge una coincidencia de fondo: pesan más los factores organizacionales que los meramente individuales. Nuestro añadido es más operativo y con un tamaño de efecto mayor: reglas claras, tiempos previsibles y trámites que fluyen (gobernanza) multiplican la probabilidad de I altas ($OR \approx 16$) y, si se cierra el “gap” en F, la evaluación integral del servicio se alinea con los niveles ya elevados de G e I. En suma, complementamos el hallazgo mediacional del estudio chino con una métrica accionable y estable por subgrupos, útil para decisiones de política en EFTP pública.

Puesta en perspectiva con evidencia local reciente, nuestros resultados precisan dónde debe actuar la institución cuando busca mover la empleabilidad percibida. En

nuestro modelo, la dimensión de gobernanza/gestión (H) opera como una palanca de gran tamaño sobre la expectativa de inserción (I): $OR = 16.10$ (IC95% 6.41–40.45; $p < 0.001$; $N = 146$), un efecto que se sostiene al dicotomizar el desenlace ($I \geq 4$) y al estratificar por programa y ciclo. El panorama descriptivo acompaña esa lectura: la Motivación es alta ($G \approx 4.3$) y la Inserción también ($I \approx 4.1$ – 4.2), mientras la Calidad global ($F \approx 3.9$) señala el frente inmediato de intervención. En contraste, un estudio peruano con SEM en una universidad privada ($n = 655$) (al, 2024), muestra una cadena más clásica la “calidad de servicio” explica el 99% de la satisfacción; ésta impacta en un 91% la imagen y en un 47% la lealtad, y la imagen añade un 39% adicional con buenos índices de ajuste (CFI $\approx$ 0.95–0.99; TLI $\approx$ 0.95; RMSEA elevado en algunos submodelos). Coincidimos en el peso de los factores contextuales por encima de rasgos individuales, pero nuestro aporte es más operativo para EFTP pública: aislamos un mecanismo organizacional concreto reglas claras, tiempos previsibles y trámites que fluyen con un efecto mayor y robusto ($OR \approx 16$) y, además, identificamos un “gap” preciso ($F < 4$) donde poner los recursos para alinear la evaluación integral del servicio con los niveles ya elevados de motivación e inserción. En síntesis: mientras el trabajo comparado perfila la ruta Calidad, Satisfacción, Imagen/Lealtad, nuestro estudio cuantifica la palanca de gobernanza que acelera esa ruta y anticipa retornos inmediatos si se priorizan mejoras de gestión y de calidad percibida.

5 CONCLUSIONES

Sobre el perfil de calidad y expectativas. El mapa descriptivo muestra un estudiantado con motivación alta ($G \approx 4.28$; IC95% 4.13–4.44) y expectativas de inserción favorables ($I \approx 4.15$; IC95% 3.99–4.31), mientras que la calidad global del servicio formativo ($F \approx 3.87$; IC95% 3.71–4.02) queda ligeramente por debajo del umbral deseable ($=4$). En las dimensiones de calidad, Gobernanza/gestión lidera ($H = 4.07$) y Recursos marca el punto más bajo ($C = 3.60$), dejando una brecha de 0.47 en escala 1–5; esto sugiere que el frente de infraestructura/soporte aún no alcanza el desempeño organizacional percibido. La psicometría respalda estas lecturas: α de Cronbach entre 0.838 y 0.940 y evidencia de validez convergente (CR $\approx$ 0.89–0.96; AVE $\approx$ 0.68–0.84).

Sobre la magnitud y el sentido de los efectos. En la regresión ordinal (I en 5 niveles), Gobernanza/gestión (H) se asocia de forma amplia y precisa con pasar a categorías más altas de expectativa de inserción ($OR = 16.10$; IC95% 6.41–40.45; $p <$

0.001; $N = 146$), mientras que las demás dimensiones no alcanzan significación conjunta al 5%. La verificación de robustez mantuvo el signo y la jerarquía al dicotomizar el desenlace ($I \geq 4$) y en estratos por programa y ciclo; los intervalos se ensanchan cuando el n es menor, pero sin invertir la dirección del efecto. Una aproximación confirmatoria por compuestos arrojó un β estandarizado = -0.268 (IC95% -0.427 ; -0.109 ; $p = 0.001$; $R^2 = 0.072$), resultado contraintuitivo que invita a revisar orientación de escalas, posibles no linealidades y heterogeneidad residual antes de extraer inferencias sustantivas a ese nivel. En conjunto, el patrón es estable y coherente: la palanca organizacional predomina sobre mejoras aisladas de otros dominios.

Sobre prioridades de mejora y utilidad para la gestión. El gap operativo aparece nítido en F (calidad global ≈ 3.87): elevar este indicador alinearía la valoración holística del servicio con los niveles ya altos de motivación e inserción. Dado el tamaño de efecto de la gobernanza ($OR \approx 16$), las intervenciones de simplificación de procesos, claridad de reglas y tiempos de respuesta previsibles son las que prometen retornos más inmediatos sobre las expectativas estudiantiles. En paralelo, cerrar la brecha de 0.47 entre H y C requiere inversiones selectivas en infraestructura/insumos y en la disponibilidad efectiva de servicios académicos y administrativos, de modo que el soporte tangible se ponga al nivel del desempeño organizacional percibido.

Implicancias para política institucional (EFTP pública). La evidencia prioriza una agenda de gobernanza centrada en el estudiante: reglas comprensibles, trámites que fluyen, atención oportuna y comunicación estandarizada a lo largo de la trayectoria (admisión, matrícula, servicios, egreso, bolsa laboral). Estas medidas, acompañadas por acciones transversales que mejoren la percepción global (coherencia curricular, pertinencia evaluativa, soporte de aulas/talleres y servicios estudiantiles), deberían elevar F hacia ≥ 4 y consolidar el círculo virtuoso entre calidad percibida y proyección profesional. Alcances y futuros trabajos. El diseño transversal impide atribuciones causales fuertes; sin embargo, la consistencia de señales (modelo ordinal, dicotomización y subgrupos) y la buena calidad métrica del instrumento fortalecen la validez interna. Estudios futuros con paneles o intervenciones cuasi-experimentales podrían identificar efectos de tratamiento de paquetes de gobernanza (ventanilla única y SLA de respuesta) sobre expectativas y trayectorias de empleabilidad; asimismo, conviene modelar no linealidades y explorar efectos diferenciales por programa, ciclo y condiciones laborales del estudiante.

REFERENCIAS

- Arrieta, M. del C., & Avolio, B. (2020). Factors of higher education quality service: The case of a Peruvian university. *Quality Assurance in Education*, 28(4), 219–238.
- American Association for Public Opinion Research. (2023). *Best practices for survey research* (10th ed.). <https://aapor.org/wp-content/uploads/2023/06/Survey-Best-Practices.pdf>
- Amado, M., Guzmán, A., & Juárez, F. (2023). Relationship between perceived value, student experience, and university reputation: Structural equation modeling. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10, 780. <https://www.nature.com/articles/s41599-023-02272-y>
- Ayanwale, M. A., et al. (2023). Modelling secondary school students' attitudes toward TVET. *Social Sciences & Humanities Open*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2590291123000839>
- Bond, M. (2020). Facilitating student engagement with digital technologies in higher education: A systematic review. *Computers & Education*, 151, 103798.
- Busso, M., et al. (2024). The unintended consequences of merit-based teacher selection: Evidence from a large-scale reform in Colombia. *Journal of Public Economics*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272724001749>
- Chen, Q., Chen, N., & Yang, Y. (2023). The impact of college students' perceived service quality in the context of regional integration of education. *SAGE Open*, 13(3), 1–14.
- Dillman, D. A., Smyth, J. D., & Christian, L. M. (2014). *Internet, phone, mail, and mixed-mode surveys: The tailored design method* (4th ed.). Wiley. <https://www.wiley.com/en-us/Internet%2C%2BPhone%2C%2BMail%2C%2Band%2BMixed%2BMode%2BSurveys%3A%2BThe%2BTailored%2BDesign%2BMethod%2C%2B4th%2BEdition-p-9781118456149>
- Eimer, A., & Bohndick, C. (2023). Employability models for higher education: A systematic literature review and analysis. *Social Sciences & Humanities Open*, 8, 100588.
- Ergün, M., & Şeşen, H. (2021). A comprehensive study on university students' perceived employability: Comparative effects of personal and contextual factors. *SAGE Open*, 11(3), 21582440211036105.
- Grosemans, I., De Cuyper, N., Forrier, A., & Vansteenkiste, S. (2023). Graduation is not the end, it is just the beginning: Change in perceived employability in the transition associated with graduation. *Journal of Vocational Behavior*, 145, 103915.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2022). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (3rd ed.). SAGE. <https://www.pls-sem.net/downloads/3rd-edition-a-primer-on-pls-sem-1>

- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista, P. (2014). *Metodología de la investigación* (6^a ed.). McGraw-Hill. https://online.aliat.edu.mx/adistancia/InvCuantitativa/LecturasS4/Hernandez_Sampieri_Cap._7_disenos_no_experimentales.pdf
- Hernández Chocano, A. A., & Hernández Chocano, L. L. (2022). Educación virtual y satisfacción de estudiantes en enfermería del Instituto de Educación Superior Tecnológico Fernando León de Vivero, Ica–2022 (Tesis de maestría). Universidad Católica de Trujillo. <https://repositorio.uct.edu.pe/bitstreams/8de9d9b0-7c11-4134-9536-1bd7910ed54c/download>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). Guilford Press. <https://www.guilford.com/books/Principles-and-Practice-of-Structural-Equation-Modeling/Rex-Kline/9781462551910>
- Li, H., Khattak, S. I., & Shamim, M. A. (2024). Quality culture, university-industry collaboration, and perceived employability among vocational students in China: A Yanpei Huang perspective. *Frontiers in Psychology*, 15, 1439097. <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2024.1439097/pdf>
- Lohr, S. L. (2010). *Sampling: Design and analysis* (2nd ed.). Brooks/Cole. <https://books.google.com/books/about/Sampling.html?id=VdwgPwAACAAJ>
- McNeish, D., & Wolf, M. G. (2023). Dynamic fit index cutoffs for one-factor models. *Behavior Research Methods*, 55(3), 1157–1174.
- Melean Romero, R. A., et al. (2024). Service quality, loyalty building and institutional image at a university in Lima, Peru using structural equations. *Frontiers in Education*, 9, 1365219. <https://www.frontiersin.org/journals/education/articles/10.3389/feduc.2024.1365219/full>
- Ministerio de Educación del Perú. (2024). *Informe de evaluación 2023 del PESEM – Educación*. MINEDU. <https://www.minedu.gob.pe/normatividad/pesem/informe-evaluacion-2023-pesem.pdf>
- Noguera, I., Quesada-Pallarès, C., & Sepúlveda-Parrini, P. (2024). Analysing student satisfaction with teaching strategies in vocational education. *Education + Training*.
- OECD. (2025). *Higher education in Portugal: Policies for access and success*. OECD Publishing.
- Santini, F. O., Ladeira, W. J., Sampaio, C. H., & da Silva Costa, G. (2017). Student satisfaction in higher education: A meta-analytic study. *Journal of Marketing for Higher Education*, 27(1), 1–18.
- Setia, M. S. (2016). Methodology series module 3: Cross-sectional studies. *Indian Journal of Dermatology*, 61(3), 261–264.

- Seitova, M., Temirbekova, Z., Kazykhankyzy, L., et al. (2024). Perceived service quality and student satisfaction: A case study at Khoja Akhmet Yassawi University, Kazakhstan. *Frontiers in Education*, 9.
- Sharma, A., Minh Duc, N. T., Thang, T. L., Nam, N. H., Ng, S. J., Abbas, K. S., et al. (2021). A consensus-based checklist for reporting of survey studies (CROSS). *Journal of General Internal Medicine*, 36(10), 3179–3187.
- Teeroovengadum, V., Kamalanabhan, T. J., & Seebaluck, A. K. (2016). Measuring service quality in higher education. *Quality Assurance in Education*, 24(2), 244–258.
- Tutz, G. (2022). Ordinal regression: A review and a taxonomy of models. *WIREs Computational Statistics*, 14(1), e1545.
- Villa-Castaño, L. E., & Durán-León, W. F. (2022). Satisfaction of business students with the quality of classes during the pandemic: A mixed study in the Latin American context. *Research in Comparative and International Education*, 17(4), 548–565.
- Wider, W. (2024). Service quality (SERVQUAL) model in private higher education institutions: A bibliometric analysis. *Social Sciences & Humanities Open*. <https://www.sciencedirect.com/article/pii/S2590291124000020>

Contribución de los autores

Todos los autores contribuyeron por igual al desarrollo de este artículo.

Disponibilidad de datos

Todos los conjuntos de datos relevantes para los resultados de este estudio están disponibles en su totalidad en el artículo.

Cómo citar este artículo (APA)

Sandoval, D. M. A. Z. ENTRE LA CALIDAD EDUCATIVA Y EL FUTURO PROFESIONAL: EXPECTATIVAS ESTUDIANTILES EN LA EDUCACIÓN TÉCNICA PÚBLICA DE TRUJILLO. Veredas Do Direito, e235005. <https://doi.org/10.18623/rvd.v23.5005>