REVISTA INVECOM
ISSN en línea: 2739-0063

Factores asociados a la eficacia profesional en estudiantes de posgrado: un modelo predictivo

Factors associated with professional efficacy in postgraduate students: A predictive model

Recibido: 29/08/2026 - **Aceptado:** 12/11/2026

Teófilo Yucra Quispe
https://orcid.org/0000-0001-9124-4534
teofilo.yucra@unap.edu.pe
Universidad Nacional del Altiplano. Puno, Perú

Miryam Pari Orihuela
https://orcid.org/0009-0008-2556-6963
mpari@unap.edu.pe
Universidad Nacional del Altiplano. Puno, Perú

Leonor Zorayda Bernedo Villalta
https://orcid.org/0009-0007-3829-6707
bernedoleonor@gmail.com
Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Lima, Perú

Rossi Yamillet Quispe Condori
https://orcid.org/0000-0002-6843-5233
yamillet.quispe@unap.edu.pe
Universidad Nacional del Altiplano. Puno, Perú

Hermogenes Huallpa Mamani
https://orcid.org/0009-0000-0339-8163
hermogenes1720@gmail.com
Universidad Nacional del Altiplano. Puno, Perú

Roxana Merma Flores
https://orcid.org/0009-0006-1764-4648
rmermaflores@gmail.com
Universidad Nacional del Altiplano. Puno, Perú

Cómo citar este artículo:
Yucra Quispe, T., Pari Orihuela, M., Bernedo Villalta, L. Z., Quispe Condori, R. Y., Huallpa Mamani, H., & Merma Flores, R. (2026). Factores asociados a la eficacia profesional en estudiantes de posgrado: un modelo predictivo. *Revista InveCom*, *6*(Núm. Especial 4), 1-9. https://doi.org/10.5281/zenodo.24572605

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo determinar en qué medida la depresión, la ansiedad y el estrés predicen la eficacia profesional en estudiantes de una maestría en Contabilidad de Puno, Perú. Para ello, se realizó un estudio cuantitativo, transversal y predictivo con una muestra de 415 estudiantes (edad M = 39,99; DE = 5,93), a quienes se aplicaron el DASS-21 y la dimensión de eficacia profesional de un inventario de *burnout*. Los datos se analizaron mediante regresión jerárquica con procedimiento *bootstrap*. Los resultados evidenciaron que el 37,6% de los

participantes presentó algún grado de depresión, el 55,9% algún grado de ansiedad y el 31,6% algún grado de estrés. El modelo explicó el 23,7% de la varianza de la eficacia profesional; asimismo, la depresión fue el único predictor significativo entre los indicadores emocionales (B = −0.360; β = −0.598; p < 0.001; 95% CI [−0.447, −0.276]), mientras que la ansiedad (p = 0,425) y el estrés (p = 0,056) no aportaron de forma independiente. Se concluye que la sintomatología depresiva se asocia con una menor eficacia profesional, hallazgo que respalda la implementación de tamizajes tempranos en programas de posgrado.

Palabras clave*:* salud mental, eficacia profesional, *burnout*.

Abstract

The present study aimed to determine the extent to which depression, anxiety, and stress predict professional efficacy among students in a Master's program in Accounting in Puno, Peru. A quantitative, cross-sectional, predictive study was conducted with a sample of 415 students (mean age = 39.99; SD = 5.93), who were assessed using the DASS-21 and the professional efficacy dimension of a burnout inventory. Data were analyzed via hierarchical regression with a bootstrapping procedure. The results showed that 37.6% of the participants experienced some degree of depression, 55.9% some degree of anxiety, and 31.6% some degree of stress. The model explained 23.7% of the variance in professional efficacy; furthermore, depression was the only significant predictor among the emotional indicators (B = −0.360; β = −0.598; p < 0.001; 95% CI [−0.447, −0.276]), whereas anxiety (p = 0.425) and stress (p = 0.056) did not contribute independently. It is concluded that depressive symptomatology is associated with lower professional efficacy—a finding that supports the implementation of early screening in postgraduate programs.

Keywords: mental health, professional efficacy, burnout.

Introducción

Quien cursa una maestría en el altiplano peruano rara vez puede dedicarse únicamente a estudiar. La mayoría trabaja, muchos tienen hijos y casi todos combinan clases nocturnas con turnos laborales que comienzan temprano. Lejos de ser un detalle anecdótico, esa superposición de roles define el modo en que el malestar psicológico se expresa y, también, el modo en que se mide. En efecto, Evans et al. (2018) documentaron que cerca del 39% de los estudiantes de doctorado presenta síntomas depresivos y el 41% síntomas de ansiedad, cifras que contrastan con las de la población general y que dieron lugar a hablar de una crisis de salud mental en la formación avanzada. En la misma línea, Chi et al. (2023), al sintetizar la evidencia global sobre ansiedad en el posgrado, encontraron una carga igualmente elevada y sin señales de descenso en las últimas dos décadas. Por su parte, en el contexto local, Palomino-Coila y Nuñez-Palomino (2020) habían reportado niveles relevantes de estrés, ansiedad y depresión en estudiantes de trabajo social de una universidad peruana, lo que sugiere que el fenómeno no se limita a los programas de investigación científica.

Frente a este panorama, el *burnout* ofrece un lenguaje útil para describir dicho desgaste. Maslach et al. (2001) lo definieron como una respuesta prolongada a estresores crónicos del trabajo, organizada en tres dimensiones: agotamiento emocional, despersonalización y reducida eficacia profesional. De las tres, la eficacia profesional es la que menos atención ha recibido y, sin embargo, la que mejor conecta con el rendimiento percibido, ya que alude a la sensación de competencia, de logro y de capacidad para responder a las demandas del rol (Maslach & Leiter, 2016; Schaufeli et al., 2009). Así, un estudiante que se siente eficaz persiste, planifica y tolera la frustración; uno que no, abandona tareas, posterga la tesis y atribuye los fracasos a su propia incapacidad. De ahí la importancia de saber qué condiciones emocionales la sostienen o la erosionan.

Cabe señalar que la literatura sobre la relación entre la sintomatología emocional y la eficacia proviene, en su mayoría, de estudios ocupacionales. Koutsimani et al. (2019) meta-analizaron 69 trabajos y encontraron correlaciones moderadas del *burnout* con la depresión (r = 0,52) y con la ansiedad (r = 0,46), aunque descartaron que se tratara del mismo constructo. Bianchi et al. (2015) fueron más allá y sostuvieron que la distinción entre *burnout* y depresión es frágil, sobre todo cuando se mide con autoinformes. En cambio, Roach et al. (2025), al comparar el *burnout* con la depresión, la ansiedad y la fatiga mediante análisis de constructo, concluyeron que este conserva identidad propia, con predictores y consecuencias distintas. Finalmente, Salvagioni et al. (2017), en una revisión de estudios prospectivos, mostraron que el desgaste sostenido anticipa problemas de salud física, psicológica y ocupacional, lo que refuerza el interés por examinar sus componentes por separado.

No obstante, lo que aún falta —sobre todo en la investigación peruana de posgrado— son modelos multivariados que comparen el aporte relativo de la depresión, la ansiedad y el estrés sobre la eficacia profesional. La mayoría de los trabajos locales informa prevalencias o correlaciones bivariadas y deja sin responder una

pregunta sencilla pero decisiva: cuando los tres síntomas se consideran a la vez, ¿cuál conserva capacidad predictiva? El presente estudio se propuso responderla en estudiantes de la maestría en Contabilidad de la Universidad Nacional del Altiplano. Como hipótesis de trabajo, se planteó que al menos uno de los tres indicadores se asociaría de forma negativa con la eficacia profesional, siendo la depresión la candidata principal dada su afinidad sintomática con la anhedonia y la baja energía.

Metodología

Se llevó a cabo un estudio cuantitativo, de corte transversal y alcance predictivo, en el que no se manipularon las variables ni se realizó seguimiento temporal de los participantes. La población de estudio estuvo conformada por los 680 estudiantes matriculados en la maestría en Contabilidad de la Universidad Nacional del Altiplano (Puno, Perú) durante el año académico 2024. Se extendió la invitación a la totalidad de ellos y respondieron 415, lo que equivale al 61,0% de la población; esta cifra supera el mínimo de 384 casos requerido para un margen de error del 5% y un nivel de confianza del 95% en poblaciones finitas. En cuanto a las características de los participantes, la edad promedio fue de 39,99 años (DE = 5,93); el 63,9% fueron mujeres (n = 265) y el 87,2% trabajaba en condición de contratados (n = 362). Asimismo, el 63,1% declaró ser soltero, el 19,0% divorciado y el 17,8% casado, mientras que el 69,2% reportó dedicar entre tres y cuatro horas diarias al estudio.

Por otra parte, los síntomas emocionales se evaluaron mediante la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés en su versión de 21 ítems (DASS-21). Este instrumento está compuesto por tres subescalas de siete ítems cada una, con formato tipo Likert de cuatro opciones de respuesta, y se puntúa de 0 a 42 por subescala (Lovibond & Lovibond, 1995). Cabe destacar que la estructura de tres factores y la consistencia interna de esta versión breve cuentan con respaldo empírico obtenido en muestras clínicas (Antony et al., 1998), comunitarias (Henry & Crawford, 2005) y universitarias de habla hispana (Chávez-Castillo et al., 2026; Silva et al., 2025). En la presente muestra, los coeficientes alfa fueron 0,86 para depresión, 0,85 para ansiedad y 0,86 para estrés. Por su parte, la eficacia profesional se midió con la dimensión correspondiente de un inventario de *burnout*, integrada por seis ítems en una escala de 0 a 4, con puntuaciones que oscilan entre 0 y 24 y un alfa de 0,82. Sus ítems exploran la percepción de competencia, el logro de objetivos y la capacidad para afrontar las demandas del rol, en concordancia con la línea conceptual de Maslach et al. (2001) y Schaufeli et al. (2009).

En relación con el procedimiento, la aplicación de los instrumentos fue presencial, colectiva y anónima, se realizó en horario de clase y estuvo supervisada por un miembro del equipo de investigación. Antes de responder, cada participante leyó una hoja informativa y firmó el consentimiento informado, en el que se advirtió la posibilidad de retirarse en cualquier momento sin que ello implicara consecuencias académicas. El protocolo se ajustó a los principios de la Declaración de Helsinki para investigación con seres humanos (World Medical Association, 2013) y contó con la aprobación del comité de ética de la unidad de posgrado. Adicionalmente, con el fin de garantizar la confidencialidad, no se recogieron nombres, documentos ni dato alguno que permitiera identificar a los participantes, y los cuestionarios se resguardaron en un armario cerrado con acceso restringido.

Finalmente, el análisis de datos se estructuró en tres momentos. En el primero, se calcularon frecuencias, porcentajes, medias y desviaciones estándar, y se verificó la normalidad de las variables mediante la prueba de Shapiro-Wilk. Dado que ninguna se ajustó a una distribución normal, las asociaciones bivariadas se estimaron con el coeficiente de Spearman, acompañado de intervalos de confianza al 95% obtenidos por *bootstrap* con 5.000 remuestreos. En el segundo momento, se ajustó una regresión jerárquica en dos bloques: el primero incorporó las variables sexo, edad, condición laboral, horas de estudio y carga laboral, mientras que el segundo añadió depresión, ansiedad y estrés. Se informan los coeficientes no estandarizados (B), los errores estándar, los coeficientes estandarizados (β), los estadísticos t, los valores p, los intervalos de confianza y los factores de inflación de la varianza (VIF). Por último, en el tercer momento se verificaron los supuestos del modelo mediante la prueba de Breusch-Pagan para la homocedasticidad y el estadístico de Durbin-Watson para la independencia de los errores, y se replicaron los coeficientes con 2.000 remuestreos *bootstrap* a fin de confirmar su estabilidad. El tamaño del efecto se expresó mediante el f^2 de Cohen y la potencia se estimó a posteriori. Todos los cálculos se efectuaron en JASP 0.99.0 y R 4.3.1, con un nivel de significancia de 0,05.

Resultados

Los resultados se organizan en cuatro apartados. En primer lugar, se describe el perfil sociodemográfico de la muestra y la distribución de los niveles clínicos de depresión, ansiedad y estrés (Tabla 1). A continuación, se presentan los descriptivos de las variables principales y las correlaciones bivariadas (Tabla 2). Luego se expone el modelo de regresión jerárquica y los análisis complementarios por niveles de severidad (Tabla 3), y, por último, se informa la verificación de los supuestos del modelo junto con los análisis por subgrupos.

Perfil de la muestra y niveles clínicos

La Tabla 1 resume el perfil de la muestra y la distribución de los niveles clínicos. En cuanto a los síntomas emocionales, la depresión fue el cuadro menos frecuente: el 62,4% de los participantes no presentó síntomas, el 23,1% se ubicó en el rango leve y solo el 1,2% alcanzó el nivel severo, de modo que, en conjunto, el 37,6% superó el punto de corte. La ansiedad exhibió el patrón opuesto, pues el 55,9% presentó algún grado de síntomas, el 43,6% alcanzó el umbral moderado o superior y el 4,8% se situó en el extremo más grave de la escala. El estrés, por su parte, ocupó una posición intermedia, con un 31,6% de casos por encima del rango normal y un 14,0% en niveles moderados o superiores.

Tabla 1

Características sociodemográficas y niveles de depresión, ansiedad y estrés (N = 415)

Variable	Categoría	n	%
Sexo	Mujer	265	63,9
	Hombre	150	36,1
Edad	Menos de 37 años	109	26,3
	De 37 a 44 años	213	51,3
	Más de 44 años	93	22,4
Estado civil	Soltero(a)	262	63,1
	Casado(a)	74	17,8
	Divorciado(a)	79	19,0
Condición laboral	Contratado(a)	362	87,2
	Nombrado(a)	53	12,8
Horas de estudio	Una a dos horas	60	14,5
	Tres a cuatro horas	287	69,2
	Cinco o más horas	68	16,4
Depresión	Sin síntomas	259	62,4
	Leve	96	23,1
	Moderado	55	13,3
	Severo	5	1,2
Ansiedad	Sin síntomas	183	44,1
	Leve	51	12,3
	Moderado	109	26,3
	Severo	52	12,5
	Extremadamente severo	20	4,8
Estrés	Sin síntomas	284	68,4
	Leve	73	17,6
	Moderado	48	11,6
	Severo	10	2,4

Nota. Edad: M = 39,99 años; DE = 5,93. Los porcentajes se calcularon sobre N = 415 y pueden no sumar 100 % por redondeo | **Fuente.** Elaboración propia

Descriptivos y correlaciones bivariadas

Los puntajes se concentraron por debajo del punto medio de cada escala. La eficacia profesional promedió 18,22 sobre 24 (DE = 3,17), con un rango observado de 8 a 24; en tanto que la depresión alcanzó 7,84 (DE = 5,27), la ansiedad 8,79 (DE = 5,82) y el estrés 11,47 (DE = 6,56). Las cuatro distribuciones presentaron asimetría positiva moderada, salvo la eficacia profesional, que mostró una ligera asimetría negativa; asimismo, ninguna se

ajustó a la normalidad según la prueba de Shapiro-Wilk ($p < 0,001$). Este hallazgo justificó el uso de pruebas no paramétricas y de intervalos *bootstrap* en los análisis posteriores (Tabla 2).

Tabla 2
Descriptivos, fiabilidad y correlaciones entre las variables (N = 415)

Variable	M	DE	α	1	2	3	4
1. Depresión	7,84	5,27	0,86	—			
2. Ansiedad	8,79	5,82	0,85	0,694 [0,64; 0,74]	—		
3. Estrés	11,47	6,56	0,86	0,718 [0,66; 0,77]	0,687 [0,63; 0,74]	—	
4. Eficacia profesional	18,22	3,17	0,82	−0,435 [−0,51; −0,35]	−0,246 [−0,34; −0,16]	−0,254 [−0,34; −0,16]	—

Nota. α = alfa de Cronbach. Correlaciones de Spearman; IC 95 % entre corchetes, estimados por bootstrap con 5 000 remuestreos; todas con $p < 0,001$. | **Fuente.** Elaboración propia

Las correlaciones bivariadas se orientaron en la dirección esperada. La depresión se asoció con la eficacia profesional de forma negativa y moderada ($\rho = −0,435$; IC 95% [−0,511; −0,354]), mientras que la ansiedad ($\rho = −0,246$) y el estrés ($\rho = −0,254$) mostraron vínculos más débiles. A su vez, las tres subescalas del DASS-21 correlacionaron entre sí por encima de 0,68, lo que anticipaba el problema de colinealidad que se aborda más adelante.

Regresión jerárquica y análisis por severidad

La regresión jerárquica confirmó esa jerarquía de asociaciones (Tabla 3). El bloque de variables sociodemográficas y laborales explicó apenas el 1,6% de la varianza de la eficacia profesional, y solo la edad alcanzó significancia estadística. Al incorporar los tres indicadores emocionales, el modelo ganó 22,1 puntos porcentuales y explicó el 23,7% de la varianza (R^2 ajustado = 0,222; $F(8, 406) = 15,78$; $p < 0,001$), con un tamaño del efecto $f^2 = 0,29$, considerado grande según los criterios convencionales. El cambio en R^2 fue significativo, $F(3, 406) = 39,22$; $p < 0,001$, y la potencia estimada para detectar dicho efecto fue de 1,00.

Tabla 3
Regresión jerárquica de la eficacia profesional (N = 415)

Predictor	B	EE	β	t	p	VIF
Bloque 1						
Mujer	−0,291	0,288	−0,044	−1,01	0,313	1,02
Edad	0,077	0,023	0,144	3,30	0,001	1,01
Contratado	−0,072	0,413	−0,008	−0,18	0,861	1,01
Horas de estudio	0,078	0,125	0,027	0,63	0,531	1,02
Carga laboral	−0,074	0,060	−0,054	−1,24	0,217	1,01
Bloque 2						
Depresión	−0,360	0,043	−0,598	−8,43	< 0,001	2,67
Ansiedad	0,029	0,036	0,053	0,80	0,425	2,36
Estrés	0,065	0,034	0,134	1,92	0,056	2,62

Nota. Bloque 1: $R^2 = 0,016$. Bloque 2: $\Delta R^2 = 0,221$; $R^2 = 0,237$; R^2 ajustado = 0,222; $F(8, 406) = 15,78$; $p < 0,001$; $f^2 = 0,29$. B = coeficiente no estandarizado; EE = error estándar; β = coeficiente estandarizado; VIF = factor de inflación de la varianza | **Fuente.** Elaboración propia

Entre los indicadores emocionales, solo la depresión conservó capacidad predictiva una vez ajustado el modelo. Cada punto adicional en la subescala de depresión redujo la eficacia profesional en 0,360 unidades (B = −0,360; EE = 0,043; β = −0,598; t = −8,43; p < 0,001; IC 95% [−0,444; −0,276]), con un intervalo *bootstrap* casi idéntico [−0,447; −0,276]. En contraste, la ansiedad no aportó de forma independiente (B = 0,029; β = 0,053; p = 0,425), y el estrés quedó al borde del umbral de significancia (B = 0,065; β = 0,134; p = 0,056), con un intervalo que rozó el cero [−0,002; 0,132]. Cabe señalar que los tres coeficientes cambiaron de signo respecto de sus correlaciones bivariadas: la ansiedad pasó de −0,246 a +0,053 y el estrés de −0,254 a +0,134, un patrón atribuible al solapamiento entre las subescalas. No obstante, los VIF se mantuvieron entre 1,01 y 2,67, por debajo del límite de 5 que suele considerarse problemático.

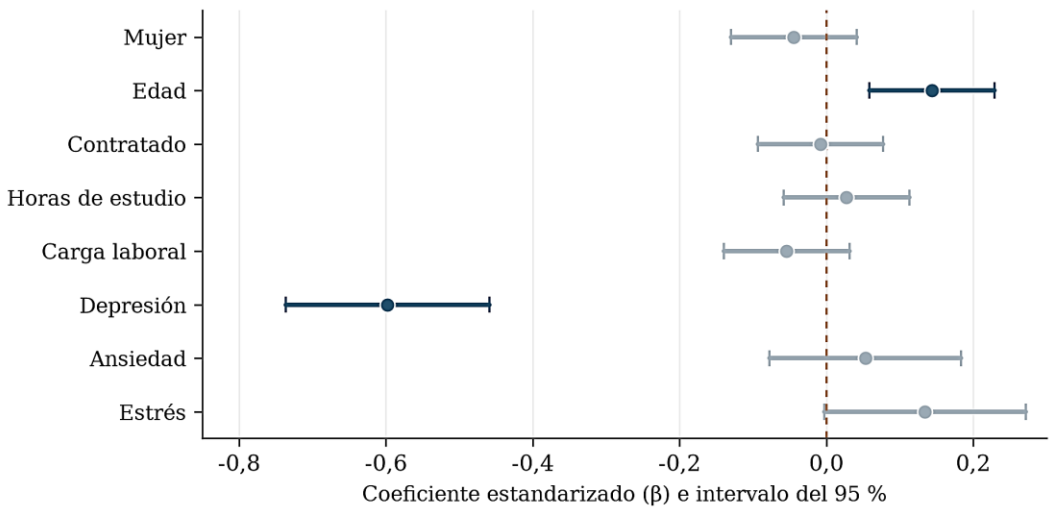
El gradiente por severidad refuerza esa lectura. La eficacia profesional promedió 19,23 puntos (DE = 2,90) en el grupo sin síntomas depresivos, 16,84 (DE = 2,72) en el nivel leve, 16,18 (DE = 3,02) en el moderado y 15,00 (DE = 4,06) en el severo, con diferencias significativas entre los cuatro grupos (H(3) = 68,83; p < 0,001). Al comparar a quienes superaron el umbral moderado con el resto de los participantes, la brecha fue de 2,51 puntos (16,08 frente a 18,59; U = 6 149,5; p < 0,001), con un tamaño del efecto d = 0,82, de magnitud grande. Resulta relevante destacar que la caída más pronunciada ocurre entre el grupo sin síntomas y el nivel leve, y que después la curva se aplana: el deterioro parece concentrarse en el paso de la normalidad al malestar clínicamente relevante, no en el agravamiento posterior.

Verificación de supuestos y análisis por subgrupos

Los supuestos del modelo se cumplieron razonablemente. La prueba de Breusch-Pagan no detectó heterocedasticidad (p = 0,293), el estadístico de Durbin-Watson fue 2,25 y los residuos se apartaron poco de la normalidad (W = 0,991; p = 0,011), desviación que los intervalos *bootstrap* absorben. De igual manera, las comparaciones por subgrupos no arrojaron diferencias en eficacia profesional según sexo (U = 18 764; p = 0,342), grupo de edad (H(2) = 3,93; p = 0,140) ni horas de estudio (H(2) = 0,39; p = 0,822). La Figura 1 ordena los coeficientes estandarizados con sus intervalos de confianza y muestra que solo dos se separan del cero: la depresión, en sentido negativo, y la edad, en sentido positivo.

Figura 1

Coeficientes estandarizados del modelo de eficacia profesional con intervalos del 95%

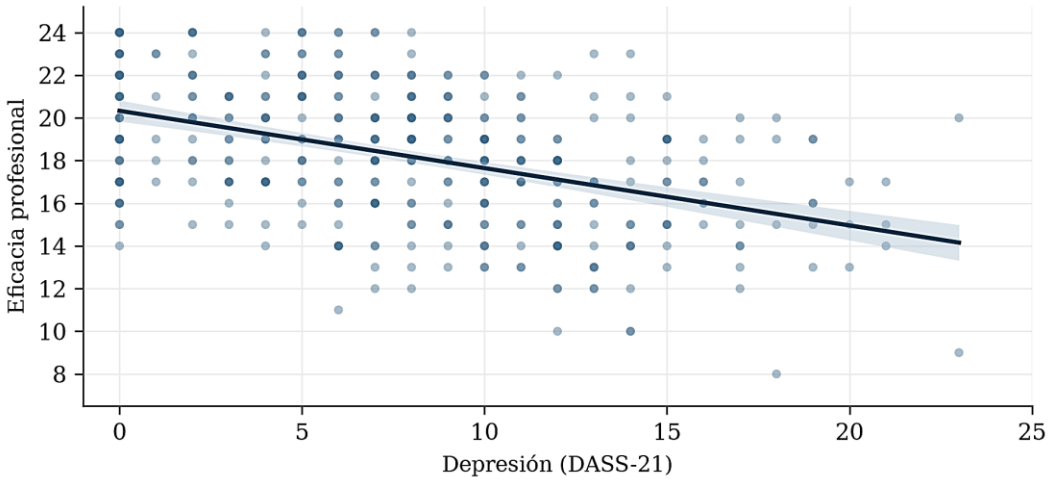


Nota. Azul oscuro: intervalo que excluye el cero. Línea punteada: valor nulo | **Fuente.** Elaboración propia

Finalmente, la Figura 2 presenta la relación entre depresión y eficacia profesional, con una pendiente descendente sostenida a lo largo de todo el rango observado.

Figura 2

Relación entre depresión y eficacia profesional (N = 415; ρ = −0,435). Banda sombreada: intervalo de confianza del 95% de la línea de ajuste



Discusión

El resultado central del estudio es que la depresión predice la eficacia profesional con una fuerza considerable, mientras que la ansiedad y el estrés pierden ese papel cuando se controlan estadísticamente. La diferencia no es menor: el coeficiente estandarizado de la depresión (−0,598) triplica con holgura el del estrés (0,134) y supera diez veces el de la ansiedad (0,053). Dicho de otro modo, lo que erosiona la percepción de competencia en estos estudiantes no es tanto la activación ansiosa ni la sobrecarga percibida, sino el desánimo, la pérdida de interés y la fatiga que acompañan al cuadro depresivo.

Esta primacía resulta coherente con lo que se sabe sobre los síntomas compartidos. Bianchi et al. (2015) señalaron que la reducción del sentido de logro se superpone con rasgos depresivos como la anhedonia, la baja energía y las dificultades de concentración; asimismo, Koutsimani et al. (2019) encontraron que la asociación del *burnout* con la depresión es más fuerte que la que mantiene con la ansiedad. Los datos del presente estudio reproducen ese patrón en una población distinta, integrada por estudiantes que trabajan, y lo hacen mediante un modelo que incluye los tres síntomas de manera simultánea, aspecto que la mayoría de los estudios locales no aborda. En esta línea, Roach et al. (2025) advirtieron, con razón, que una correlación alta no disuelve la identidad de un constructo; por ello, aquí no se sostiene que la eficacia y la depresión sean lo mismo, sino que comparten el terreno de la energía y el sentido, mientras que la ansiedad opera en otro registro.

La magnitud del modelo merece, no obstante, una lectura mesurada. Un R^2 de 0,237 indica que la salud mental explica casi una cuarta parte de la eficacia profesional percibida, lo cual, en términos prácticos, no es poco: en una escala de 24 puntos, la diferencia entre un estudiante sin síntomas y otro que supera el umbral moderado es de 2,5 puntos, y llega a 4,2 puntos frente al grupo severo. Sin embargo, el 76,3% restante depende de factores que este estudio no midió, como el apoyo del empleador, la calidad de la supervisión académica, la carga familiar o los rasgos de personalidad. En consecuencia, Evans et al. (2018) y Chi et al. (2023) insistieron en que el malestar en el posgrado se explica por la combinación de exigencias, no por una variable aislada; los resultados obtenidos son compatibles con esa lectura.

Vale la pena contrastar, además, la fuerza de la asociación con la referencia meta-analítica. El ρ de −0,435 equivale a un 18,9% de varianza compartida entre depresión y eficacia profesional, cifra que se sitúa por debajo del 27% que se desprende del r = 0,52 reportado por Koutsimani et al. (2019). Esta diferencia tiene sentido: aquel valor proviene, en buena parte, de muestras ocupacionales con casos clínicos, mientras que en el presente estudio se trabajó con estudiantes que trabajan y que, en su mayoría, no alcanzan umbrales diagnósticos. En la misma dirección, Reyna y Hernández (2025), en universitarios mexicanos, hallaron que el cansancio emocional se asocia de forma negativa con la satisfacción con la vida, lo que sugiere que el desgaste afecta tanto el rendimiento percibido como la evaluación global que la persona hace de su vida.

El cambio de signo de la ansiedad y del estrés exige, por otra parte, una explicación cuidadosa. En el análisis bivariado, ambas variables se asociaron negativamente con la eficacia profesional; sin embargo, en el modelo multivariado sus coeficientes se volvieron positivos, aunque no significativos. Este es el patrón clásico de

una variable supresora: al controlar la depresión, la porción de varianza que la ansiedad y el estrés comparten con ella deja de operar, y queda un residuo que se comporta de otra manera (Maassen & Bakker, 2001). Aunque los VIF, que no superaron 2,67, descartan una colinealidad severa, no eliminan este fenómeno. Conviene ser explícito: el signo positivo no significa que la ansiedad proteja la eficacia, sino que, una vez descontada la depresión, su remanente no predice deterioro. La interpretación contraria sería un error de lectura frecuente en estudios con predictores altamente correlacionados.

Por su parte, la edad apareció como la única covariable con peso propio (β = 0,144; p = 0,001). Este dato admite varias lecturas: los estudiantes de mayor edad acumulan experiencia profesional, han desarrollado rutinas de estudio y probablemente cursan la maestría con expectativas más realistas. También podría reflejar un efecto de selección, ya que quienes llegan a los 45 años con empleo estable suelen haber resuelto parte de las presiones que afectan a los más jóvenes. No obstante, ninguna de estas explicaciones puede contrastarse con un diseño transversal, por lo que conviene dejarlas como hipótesis para estudios posteriores.

Este trabajo presenta, finalmente, límites que conviene declarar sin rodeos. En primer lugar, el diseño transversal impide establecer la dirección de la relación: es igual de plausible que la depresión reduzca la eficacia como que una baja eficacia sostenida alimente el desánimo, y la literatura ha documentado relaciones bidireccionales (Bianchi et al., 2015). En segundo lugar, aunque la muestra es amplia para el contexto, proviene de un solo programa y de una sola universidad, de modo que la generalización a otras maestrías exige cautela. Asimismo, los instrumentos son autoinformes y, si bien el anonimato reduce la deseabilidad social, no la elimina. Tampoco se midieron diagnósticos clínicos, pues el DASS-21 es una herramienta de tamizaje y sus puntos de corte no equivalen a una evaluación psiquiátrica. Por último, el modelo no incluyó variables organizacionales ni académicas que podrían moderar la relación, como el clima laboral o la carga de tesis.

Aun con estas reservas, las implicaciones prácticas son claras. Un tamizaje breve al inicio del semestre permitiría identificar a los estudiantes con sintomatología depresiva y derivarlos a los servicios de bienestar universitario antes de que el desánimo se traduzca en abandono de cursos o en retraso de la tesis. De igual manera, los programas de posgrado que funcionan en horario nocturno deberían revisar la carga académica y ofrecer tutorías de acompañamiento, dado que la eficacia profesional se sostiene con condiciones concretas, no solo con buena voluntad.

Conclusiones

En los estudiantes de la maestría en Contabilidad de la Universidad Nacional del Altiplano, la depresión, la ansiedad y el estrés explicaron conjuntamente el 23,7% de la varianza de la eficacia profesional. Este resultado confirma que el bienestar emocional tiene un peso relevante en la percepción de competencia, aunque deja espacio a otros factores que el presente estudio no alcanzó a medir.

Entre los indicadores emocionales, la depresión fue el único predictor significativo y lo hizo con un coeficiente elevado (β = −0,598). Por su parte, la ansiedad y el estrés, pese a su alta prevalencia —el 55,9% y el 31,6% de la muestra, respectivamente—, no aportaron de forma independiente una vez controlada la depresión. Esta disociación entre frecuencia y capacidad predictiva constituye, quizá, el hallazgo más útil para el diseño de programas de intervención, pues sugiere que no todo malestar frecuente requiere la misma respuesta institucional.

Finalmente, queda pendiente un estudio longitudinal que siga a los mismos estudiantes a lo largo del programa, incorpore variables organizacionales y utilice entrevistas clínicas para distinguir el malestar transitorio del cuadro persistente. Con esos datos sería posible determinar si la eficacia profesional se recupera cuando remite la sintomatología, cuestión que un diseño transversal no puede responder.

Referencias

Antony, M. M., Bieling, P. J., Cox, B. J., Enns, M. W., & Swinson, R. P. (1998). Psychometric properties of the 42-item and 21-item versions of the Depression Anxiety Stress Scales in clinical groups and a community sample. *Psychological Assessment, 10*(2), 176–181. https://doi.org/10.1037/1040-3590.10.2.176

Bianchi, R., Schonfeld, I. S., & Laurent, E. (2015). Burnout–depression overlap: A review. *Clinical Psychology Review, 36*, 28–41. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2015.01.004

Chávez-Castillo, M., Bermúdez, V., & Rivera-Porras, D. (2026). Psychometric evaluation of the Spanish DASS-21 among Venezuelan medical students: Internal consistency and three-factor structure. *Gaceta Médica de Caracas, 134*(2), S502–S513. https://doi.org/10.47307/gmc.2026.134.s2.22

Chi, T., Cheng, L., & Zhang, Z. (2023). Global prevalence and trend of anxiety among graduate students: A systematic review and meta-analysis. *Brain and Behavior, 13*(4), e2909. https://doi.org/10.1002/brb3.2909

Evans, T. M., Bira, L., Gastelum, J. B., Weiss, L. T., & Vanderford, N. L. (2018). Evidence for a mental health crisis in graduate education. *Nature Biotechnology, 36*, 282–284. https://doi.org/10.1038/nbt.4089

Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology, 44*(2), 227–239. https://doi.org/10.1348/014466505X29657

Koutsimani, P., Montgomery, A., & Georganta, K. (2019). The relationship between burnout, depression, and anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Frontiers in Psychology, 10*, 284. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00284

Lovibond, S. H., & Lovibond, P. F. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales* (2nd ed.). Psychology Foundation of Australia.

Maassen, G. H., & Bakker, A. B. (2001). Suppressor variables in path models: Definitions and interpretations. *Sociological Methods & Research, 30*(2), 241–270. https://doi.org/10.1177/0049124101030002004

Maslach, C., & Leiter, M. P. (2016). Understanding the burnout experience: Recent research and its implications for psychiatry. *World Psychiatry, 15*(2), 103–111. https://doi.org/10.1002/wps.20311

Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology, 52*, 397–422. https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397

Palomino-Coila, M. R., & Nuñez-Palomino, M. (2020). Stress, anxiety, and depression in social work students from Peru. *Revista de Salud Pública, 22*(6), 601–608. https://doi.org/10.15446/rsap.V22n6.95151

Reyna Martínez, M., & Hernández Montaño, A. (2025). Modelo de ecuaciones estructurales de cansancio emocional y satisfacción con la vida en estudiantes universitarios. *Revista San Gregorio, 1*(63), 10–18. https://doi.org/10.36097/rsan.v1i63.3502

Roach, K. N., O'Brien, K. E., Beehr, T. A., & Glazer, S. (2025). A construct of its own: Examining the overlap of burnout with depression, anxiety, and fatigue. *Occupational Health Science, 9*, 793–832. https://doi.org/10.1007/s41542-025-00224-3

Salvagioni, D. A. J., Melanda, F. N., Mesas, A. E., González, A. D., Gabani, F. L., & de Andrade, S. M. (2017). Physical, psychological and occupational consequences of job burnout: A systematic review of prospective studies. *PLOS ONE, 12*(10), e0185781. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0185781

Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., & Maslach, C. (2009). Burnout: 35 years of research and practice. *Career Development International, 14*(3), 204–220. https://doi.org/10.1108/13620430910966406

Silva Castillo, L. H., Hernández-Rosas, E., Silas-Casillas, J. C., Cazares, S. N., & Fonseca León, L. C. (2025). Cross-sectional psychometric validation, convergent validity, and measurement invariance of the DASS-21 in Mexican university students. *Frontiers in Psychology, 16*, 1707786. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1707786

World Medical Association. (2013). World Medical Association Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA, 310*(20), 2191–2194. https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053

CONTRIBUCIÓN DE LOS AUTORES:

Teófilo Yucra Quispe: conceptualización, metodología, análisis formal, redacción – borrador original.
Miryam Pari Orihuela: investigación, curación de datos, validación, redacción – revisión y edición.
Leonor Zorayda Bernedo Villalta: metodología, análisis formal, visualización.
Rossi Yamillet Quispe Condori: investigación, administración del proyecto, redacción – revisión y edición.
Hermogenes Huallpa Mamani: validación, supervisión, redacción – revisión y edición.
Roxana Merma Flores: conceptualización, supervisión, adquisición de recursos.