El doble rol de la resiliencia en la satisfacción con la vida de estudiantes preuniversitarios de Lima Metropolitana: la salud percibida como mecanismo mediador y la aceptación de sí como condición de contorno*

The Dual Role of Resilience in Student Well-being: A Moderated Mediation Model of Perceived Health and Life Satisfaction

O duplo papel da resiliência na satisfação com a vida de estudantes pré-universitários de Lima Metropolitana: a saúde percebida como mecanismo mediador e a autoaceitação como condição de contorno

Rómulo Cresenciano Romero Centeno[1] Miguel Ángel Mosquera Molina[2]

CC BY NC SA

Fecha de recepción: 16 de abril de 2026
Fecha de aprobación: 10 de mayo de 2026

* El artículo es una investigación propia, no tiene un origen que parta de un proyecto individual y/o institucional especifico, es un proyecto concebido por los autores del articulo, y el financiamento proviene de los investigadores.

[1] Universidad Nacional De Ingeniería – UNI Correo: rromero@uni.edu.pe
http://orcid.org/0000-0001-9883-0237

Universidad Nacional Mayor de San Marcos Correo: miguel.mosquera@unmsm.edu.pe
http://orcid.org/0000-0001-8511-2535

Resumen

Objetivo: examinar el papel de la salud percibida en la relación entre la competencia personal y la satisfacción con la vida en estudiantes preuniversitarios, y determinar si la aceptación de sí regula la eficacia de esa vía. Método: diseño transversal, cuantitativo y explicativo con 440 estudiantes preuniversitarios mayores de edad de Lima Metropolitana, seleccionados por muestreo no probabilístico por conveniencia, con tamaño determinado a priori. Los constructos se midieron con instrumentos de autorreporte de formato Likert de cinco puntos y se modelaron en modo reflectivo A mediante ecuaciones estructurales por mínimos cuadrados parciales, con 5000 submuestras de bootstrap, índice de moderación mediada y efectos indirectos condicionales. Resultados: el modelo de medición satisfizo los criterios de fiabilidad y validez discriminante. Las cinco hipótesis recibieron respaldo: la competencia personal predijo la satisfacción de forma directa y a través de la salud percibida, en un patrón de mediación parcial, y la aceptación de sí amplificó esa transferencia; el efecto indirecto no alcanzó significación en el nivel bajo del moderador. Conclusiones: el bienestar en esta etapa depende de la articulación entre un recurso agéntico y uno evaluativo, lo que orienta una secuencia priorizada de intervención.

Palabras clave:

resiliencia psicológica, satisfacción con la vida, percepción de la salud, autoaceptación, bienestar psicológico, estudiantes.

Abstract

Aim: To examine the role of perceived health in the relationship between personal competence and life satisfaction among pre-university students, and to determine whether self-acceptance regulates the efficacy of that pathway. Method: A cross-sectional, quantitative and explanatory design was applied to 440 adult pre-university students from Metropolitan Lima, selected through non-probabilistic convenience sampling, with a priori determined sample size. Constructs were measured with five-point Likert self-report instruments and modelled in reflective mode A through partial least squares structural equation modelling, with 5000 bootstrap subsamples, an index of moderated mediation and conditional indirect effects. Results: The measurement model satisfied reliability and discriminant validity criteria. All five hypotheses received support: personal competence predicted life satisfaction both directly and through perceived health, in a partial mediation pattern, and self-acceptance amplified that transfer; the indirect effect was non-significant at the low level of the moderator. Conclusions: Well-being at this stage depends on the articulation between an agentic and an evaluative resource, which informs a prioritized intervention sequence.

Keywords:

psychological resilience; life satisfaction; health perception; self-acceptance; psychological well-being; students.

Resumo

Objetivo: Examinar o papel da saúde percebida na relação entre a competência pessoal e a satisfação com a vida em estudantes pré-universitários e determinar se a autoaceitação regula a eficácia dessa via. Método: Delineamento transversal, quantitativo e explicativo, com 440 estudantes pré-universitários

maiores de idade de Lima Metropolitana, selecionados por amostragem não probabilística por conveniência, com tamanho determinado a priori. Os construtos foram mensurados com instrumentos de autorrelato em formato Likert de cinco pontos e modelados em modo reflexivo A por meio de equações estruturais com mínimos quadrados parciais, com 5.000 subamostras de bootstrap, índice de mediação moderada e efeitos indiretos condicionais. Resultados: O modelo de mensuração atendeu aos critérios de confiabilidade e validade discriminante. As cinco hipóteses foram respaldadas: a competência pessoal predisse a satisfação de forma direta e por meio da saúde percebida, em um padrão de mediação parcial, e a autoaceitação amplificou essa transferência; o efeito indireto não alcançou significância no nível baixo do moderador. Conclusões: O bem-estar nessa etapa depende da articulação entre um recurso agêntico e um recurso avaliativo, o que orienta uma sequência priorizada de intervenção.

Palabras clave:

resiliência psicológica; satisfação com a vida; percepção de saúde; autoaceitação; bem-estar psicológico; estudantes.

Introducción

La transición hacia la educación superior en Lima Metropolitana constituye uno de los períodos de mayor vulnerabilidad psicosocial en el ciclo vital de los jóvenes peruanos. Durante esta etapa, los estudiantes preuniversitarios enfrentan una reconfiguración identitaria profunda, presiones académicas intensificadas y una exposición creciente a estresores crónicos que comprometen su bienestar psicológico. La evidencia acumulada en poblaciones estudiantiles documenta un deterioro medible de los indicadores de salud mental precisamente en los momentos de mayor exigencia selectiva, manifestado en síntomas ansiosos elevados y en una erosión progresiva de la satisfacción con la vida (Xu y Zhang, 2025). Ese deterioro no se distribuye de manera homogénea: existen jóvenes que atraviesan la misma presión objetiva conservando niveles altos de bienestar evaluativo, lo que desplaza el interés investigativo desde la magnitud del estresor hacia la arquitectura de los recursos personales que modulan su impacto. La resiliencia ocupa, en ese desplazamiento, una posición central, pues concentra la capacidad del sujeto para reorganizar su funcionamiento tras la perturbación y sostener el sentido de continuidad biográfica (Richardson, 2002).

El interés por la resiliencia como predictor del bienestar estudiantil se ha expandido con rapidez durante la última década y ha adoptado configuraciones analíticas cada vez más complejas. Los trabajos disponibles la han situado como resultado de intervenciones tecnológicas y experienciales, con efectos parcialmente transmitidos por estados psicológicos intermedios (Guerra, 2025); como eslabón que conecta la motivación y la autoeficacia en el dominio del ejercicio y el ocio (Li et ál., 2026); como mecanismo que vincula el funcionamiento familiar con la satisfacción vital en contextos de crisis sanitaria (Zarei y Fooladvand, 2022); y como predictor directo de la salud mental en poblaciones sometidas a alta carga formativa (Yusefi et ál., 2025). Paralelamente, la investigación ha extendido el examen del constructo a poblaciones no estudiantiles que

comparten la condición de adversidad sostenida, donde la resiliencia opera como transmisora de los efectos del apoyo social sobre indicadores de satisfacción (Yadollahi et ál., 2025). Esta proliferación ha consolidado la relevancia del constructo, pero también ha generado una heterogeneidad de posiciones estructurales —antecedente, mediador, moderador, resultado— que dificulta la acumulación teórica ordenada.

Un problema análogo afecta al estudio de la satisfacción con la vida en poblaciones jóvenes. Los modelos disponibles han identificado predictores diversos, entre los que destacan el apoyo social y su transmisión a través de recursos psicológicos internos (Hanimoğlu, 2025), la actividad física con sus mecanismos de autoeficacia y estrés percibido (Zhang, 2025), la calidad de vida relacionada con la salud como constructo afín (Yang et ál., 2026), el soporte emocional docente en su articulación con la competencia socioemocional (Gao et ál., 2025) y los estilos de vida promotores de salud con la salud mental y el sueño como vías intermedias (Castillo y Henao, 2026). En el ámbito peruano, la evidencia reciente ha establecido que la autoestima y el bienestar psicológico funcionan como predictores robustos de la satisfacción vital en estudiantes universitarios del sur del país (Mayhua et ál., 2026). Este cuerpo de trabajo comparte, sin embargo, una limitación: privilegia la identificación de predictores sobre la especificación del conducto proximal por el que esos predictores alcanzan el juicio global de satisfacción.

La salud percibida ofrece una candidatura teóricamente sólida para ocupar ese lugar. Lejos de constituir un mero indicador aproximado del estado clínico, la autovaloración de la salud condensa información somática, afectiva y cognitiva sobre el funcionamiento del organismo y ha demostrado una validez predictiva que excede la de los marcadores objetivos considerados aisladamente (Idler y Benyamini, 1997). Su carácter integrador sugiere que los recursos personales no inciden sobre el bienestar evaluativo de manera inmediata, sino que reconfiguran primero la lectura que el sujeto realiza de su propio funcionamiento, y solo después esa lectura se sedimenta en un juicio global sobre la vida. La formulación de esta secuencia como hipótesis mediacional explícita permanece, no obstante, poco explorada en poblaciones preuniversitarias latinoamericanas, donde convergen desigualdades estructurales de acceso, exigencias selectivas crecientes y una oferta asimétrica de servicios de bienestar estudiantil.

Persiste, además, una brecha conceptual de orden más fundamental. La literatura tiende a operar con una noción unitaria de resiliencia, lo que obliga a asignar a un mismo constructo funciones estructurales incompatibles dentro de un solo modelo y genera una ambigüedad difícil de resolver empíricamente. Si la resiliencia predice el bienestar y simultáneamente regula la intensidad de otras relaciones, la interpretación de sus coeficientes se vuelve opaca y la colinealidad entre el predictor y el término de interacción compromete la estimación. La distinción entre facetas —una de naturaleza agéntica, referida a la autoconfianza y la perseverancia, y otra de naturaleza evaluativa, referida a la ecuanimidad y la aceptación serena de las propias limitaciones— abre la posibilidad de

asignar cada función a una dimensión empíricamente discriminable. La lógica de la conservación de recursos, según la cual los recursos disponibles potencian el rendimiento de los recursos restantes, proporciona el fundamento para esperar que la faceta evaluativa opere como amplificador de la eficiencia con que otros recursos se traducen en bienestar (Hobfoll, 1989).

La presente investigación aborda esta doble brecha mediante la siguiente pregunta central: ¿qué rol ejerce la salud percibida en la relación entre la competencia personal y la satisfacción con la vida en estudiantes preuniversitarios de Lima Metropolitana? Sobre la base de la teoría de la resiliencia, del enfoque de la salud percibida como integrador psicosomático y de la teoría de conservación de recursos, se formulan cinco hipótesis. H1 (efecto directo): la competencia personal se relaciona positiva y significativamente con la satisfacción con la vida; H2 (efecto directo): la salud percibida se relaciona positiva y significativamente con la satisfacción con la vida; H3 (efecto directo): la competencia personal se relaciona positiva y significativamente con la salud percibida; H4 (mediación): la salud percibida media positivamente la relación entre la competencia personal y la satisfacción con la vida; y H5 (moderación mediada): la aceptación de sí modera la vía que une la salud percibida con la satisfacción con la vida, de modo que el efecto indirecto de la competencia personal sobre la satisfacción a través de la salud percibida se intensifica a mayores niveles de aceptación de sí.

El aporte central de esta investigación es doble: desvelar el mecanismo por el que la resiliencia se traduce en satisfacción vital —la vía mediada por la salud percibida— e identificar la condición que regula ese mecanismo —la aceptación de sí—, distinguiendo empíricamente las dos facetas de la resiliencia y evitando la ambigüedad de atribuir a un mismo constructo el doble papel de predictor y moderador. Con ello, el estudio contribuye a la literatura sobre bienestar estudiantil en contextos latinoamericanos y fundamenta intervenciones orientadas al fortalecimiento diferenciado de recursos personales durante la transición preuniversitaria.

Justificación conceptual y desarrollo de hipótesis

La resiliencia como capacidad estructurada en facetas

La teoría de la resiliencia, en la formulación del modelo de reintegración resiliente, constituye el marco principal de este estudio (Richardson, 2002). La resiliencia se concibe allí como una capacidad adaptativa que se despliega tras la ruptura del equilibrio biopsicoespiritual y que admite una estructuración en facetas diferenciables. La competencia personal —autopercepción de eficacia, perseverancia y confianza ante los desafíos— posee naturaleza agéntica y opera como un recurso de primer orden que moviliza estrategias de afrontamiento activo y sostiene la percepción de control sobre el entorno académico. La aceptación de sí —reconocimiento sereno de las propias limitaciones y valoración positiva de la vida— posee, en cambio, naturaleza evaluativa y no interviene tanto en la movilización de la acción como en la interpretación de sus resultados. Esta asimetría funcional es teóricamente consecuente: un recurso que impulsa la acción y un recurso que califica su significado no tienen por qué ocupar la misma posición en un modelo estructural. De la naturaleza agéntica de la competencia personal se deriva su efecto directo sobre la satisfacción con la vida (H1) y su efecto sobre la salud percibida (H3), en tanto la eficacia percibida sobre el entorno reduce la carga alostática atribuida a las demandas académicas.

La salud percibida como conducto proximal del bienestar

El enfoque de la salud percibida como un integrador psicosomático sostiene que la autovaloración del estado de salud no replica un dato clínico, sino que sintetiza información somática y cognitiva del funcionamiento físico y mental en un juicio unitario dotado de validez predictiva propia (Idler y Benyamini, 1997). Desde esta perspectiva, la salud percibida funciona como el conducto proximal por el que los recursos personales se traducen en bienestar evaluativo: quien se percibe funcional dispone de una base experiencial favorable sobre la cual construir el juicio global acerca de su vida. Esa condición de conducto sustenta dos derivaciones. La primera es que una salud percibida positiva incide directamente sobre la satisfacción vital (H2). La segunda, de mayor calado teórico, es que la salud percibida canaliza parte del efecto de la competencia personal, lo que configura la hipótesis de mediación (H4): la resiliencia no actúa en el vacío ni de manera puramente cognitiva, sino que ejerce parte de su influencia, lo que promueve una autoevaluación más favorable del estado de salud, que a su vez alimenta el juicio de satisfacción.

La aceptación de sí como condición de contorno

La teoría de conservación de recursos aporta el fundamento de la condición de contorno del modelo (Hobfoll, 1989). Su principio de que los recursos existentes potencian el rendimiento de otros recursos —

y de que las caravanas de recursos se acumulan de manera interdependiente— permite hipotetizar que la aceptación de sí actúa como amplificador de la vía que une la salud percibida con la satisfacción. En estudiantes con alta aceptación de sí, la mejora de la salud percibida se capitaliza de manera más eficiente en satisfacción con la vida, porque el marco evaluativo desde el que se interpreta esa mejora es benevolente y tolerante con la imperfección.

En estudiantes con baja aceptación, en cambio, la misma mejora encuentra un marco interpretativo exigente que atenúa la transferencia. De este razonamiento se deriva la moderación mediada (H5), en la que la aceptación de sí modula la fuerza de la vía salud percibida → satisfacción y, con ello, la magnitud del efecto indirecto de la competencia personal.

La articulación de estos tres marcos configura un modelo en el que la resiliencia ejerce un doble rol —la competencia personal como predictor y motor del mecanismo mediado y la aceptación de sí como condición que regula su eficacia— frente a los estresores propios de la transición preuniversitaria en el contexto limeño.

Método

Diseño y participantes

Se ejecutó un estudio transversal de enfoque cuantitativo y alcance explicativo, con análisis de un solo nivel, sin modelamiento de anidamiento. La muestra estuvo conformada por 440 estudiantes preuniversitarios de Lima Metropolitana, seleccionados mediante muestreo no probabilístico por conveniencia, procedimiento de uso extendido en la investigación sobre satisfacción vital en poblaciones estudiantiles (Quynh et ál., 2023). Se invitó a 612 estudiantes matriculados en los ciclos activos de las academias participantes y se obtuvieron 440 protocolos completos y válidos, lo que representa una tasa de respuesta del 71.9 %. El tamaño se determinó a priori mediante el método de la raíz inversa para PLS-SEM: para detectar, con una potencia de .80 y un nivel de significación de .05 en contraste unilateral, el coeficiente estructural más débil anticipado por el modelo ($|\beta| \approx .12$, correspondiente a los efectos de la aceptación de sí y de la interacción sobre la satisfacción), se requerían al menos 430 casos, umbral que la muestra satisfizo. De forma convergente, para el incremento de varianza asociado al término de interacción —un efecto pequeño ($f^2 \approx .02$), magnitud característica de los términos de interacción en modelos de moderación— una muestra de 440 casos proporcionó una potencia de .84 en la prueba F correspondiente. Los criterios de inclusión fueron: 1) encontrarse matriculado en un programa preuniversitario al momento de la evaluación, 2) tener 18 años o más, y 3) aceptar participar mediante consentimiento informado. Se excluyeron los protocolos incompletos o con patrones de respuesta uniforme.

Variables e instrumentos

Las variables se midieron mediante instrumentos de autorreporte con escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos, formato

consistente con el empleado en estudios previos sobre determinantes psicosociales del bienestar estudiantil (Sui et ál., 2024). La resiliencia se operacionalizó a través de dos dimensiones complementarias derivadas de la Escala de Resiliencia (Wagnild y Young, 1993): Competencia_personal, que evalúa la autoconfianza, la perseverancia y la capacidad de afrontamiento ante la adversidad, y Aceptacion_de_si, que refleja la tolerancia a la frustración, el equilibrio emocional y la valoración positiva de las propias limitaciones. Esta partición en facetas resulta coherente con la evidencia que ha modelado la resiliencia como recurso interpuesto entre el soporte social percibido y la satisfacción general (Sağar y Ateş, 2026). La Salud_percibida se definió como la valoración subjetiva del estado de salud físico y mental general, en línea con la operacionalización de percepciones de salud en población universitaria (Cheng et ál., 2026). La Satisfaccion_vida se conceptualizó como el juicio global que la persona realiza sobre su vida en su conjunto, siguiendo la definición del instrumento original (Diener et ál., 1985), cuya estructura ha sido sometida a examen mediante teoría de respuesta al ítem (Lee, 2024) y complementada por desarrollos instrumentales específicos para población estudiantil (Masagca, 2025) y adolescente (Tabueva et ál., 2024). La operacionalización completa de los constructos, con sus fuentes y número de ítems, se presenta en la tabla 1.

Tabla 1.

Operacionalización de las variables (diseño de medición)

Constructo	Tipo	n ítems	Escala	Fuente
Competencia Personal	Reflectivo	4	Likert de 5 puntos	Factor de Competencia Personal de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young (autoconfianza, independencia, perseverancia y sentido de dominio)
Satisfacción Vida	Reflectivo	5	Likert de 5 puntos	Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et ál., 1985)
Aceptación De Sí	Reflectivo	3	Likert de 5 puntos	Factor de Aceptación de Sí Mismo y de la Vida de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young (ecuanimidad, adaptabilidad y sentido de vida)
Salud Percibida	Reflectivo	3	Likert de 5 puntos	Percepción general de salud física y mental, subescala de Salud General del Cuestionario de

	Salud SF-36 (autovaloración global, salud funcional y salud comparada con pares)

Nota. Operacionalización de los constructos del modelo: tipo de medición, número de ítems, escala de respuesta y fuente del instrumento. Las propiedades psicométricas computadas (λ, α, ω, AVE) y la validez se reportan en resultados (evaluación del modelo de medición). N = 440. Fuente: Elaboración propia

Análisis estadístico

Se empleó un modelo de ecuaciones estructurales por mínimos cuadrados parciales (PLS-SEM, partial least squares structural equation modeling), de orientación predictiva y basado en varianza, con modo reflectivo A para todos los constructos. La técnica resultó apropiada dado el carácter complejo del modelo —que incluye efectos directos, indirectos y de moderación— y porque no exige normalidad multivariante de los datos, ventaja que ha motivado su adopción en el estudio de configuraciones psicosociales complejas (Zhang y Zhao, 2025). El modelo de medición reflectivo se evaluó mediante cargas externas estandarizadas ($\lambda \geq 0.50$, reteniendo ítems cuando la fiabilidad compuesta CR ≥ 0.70 y el AVE ≥ 0.50), fiabilidad compuesta, α de Cronbach, AVE y validez discriminante por el criterio HTMT. El modelo estructural se estimó con bootstrapping de 5000 submuestras, reportando coeficientes de ruta β estandarizados con sus valores t, p e intervalos de confianza al 95 %, junto con los coeficientes de determinación R^2, el tamaño del efecto f^2 y la relevancia predictiva mediante Q^2 y PLSpredict con benchmark LM. El ajuste global se evaluó mediante el SRMR.

La mediación se estimó de forma nativa en PLS-SEM, siguiendo la lógica de descomposición de efectos aplicada en análisis previos sobre recursos personales y estrés (Tafoya et ál., 2023): el efecto indirecto a·b se calculó con bootstrapping de 5000 submuestras e IC95 %, y el efecto total (c) se descompuso en efecto directo (c′) e indirecto (a·b); la persistencia de c′ junto a un indirecto significativo se interpretó como mediación parcial. La moderación de la vía b (salud percibida → satisfacción) por la aceptación de sí se modeló mediante el término de interacción salud percibida × aceptación de sí con enfoque two-stage. La moderación mediada se cuantificó con el índice de moderación mediada y los efectos indirectos condicionales del efecto a·b evaluados a ±1 DE del moderador, con IC95 % por bootstrap, procedimiento cuyo fundamento inferencial reside en la prueba formal de dependencia del efecto indirecto respecto del moderador (Hayes, 2015). Como análisis de robustez se ejecutaron una regresión OLS jerárquica M1–M4 con errores robustos HC3, un procedimiento jackknife de tipo leave-one-out y un submuestreo bootstrap de sensibilidad. Todos los análisis se realizaron con software estadístico especializado.

Consideraciones éticas

El estudio se desarrolló conforme a los principios de la Declaración de Helsinki. La institución preuniversitaria otorgó autorización directiva para la aplicación de los instrumentos. Se deja constancia expresa de que dicha autorización constituye un

permiso administrativo de acceso al campo y no equivale al dictamen de un comité de ética de la investigación: el protocolo no fue sometido a evaluación por un comité acreditado y esta ausencia se declara con sus implicaciones. En consecuencia, los hallazgos deben interpretarse considerando que la supervisión ética externa del diseño no fue formalizada, si bien el procedimiento observó las salvaguardas sustantivas que dicha revisión persigue: participación voluntaria, consentimiento informado previo y explícito, anonimato completo de las respuestas, ausencia de incentivos condicionantes y derecho a interrumpir la participación en cualquier momento sin consecuencia alguna. Todos los participantes eran mayores de edad, por lo que no se requirió consentimiento informado ni autorización de representantes legales; no se recogieron datos que permitieran identificar a los participantes ni información sensible ajena a los constructos del estudio.

Resultados

Los resultados se organizan por capas de evidencia —descriptiva, de medición, estructural, de moderación y de robustez—; cada tabla responde una pregunta específica y no redundante. Su interpretación se desarrolla en la discusión.

Estadísticos descriptivos y correlaciones

Las cuatro variables del modelo presentaron medias equivalentes y dispersiones prácticamente idénticas, con índices de asimetría y curtosis contenidos dentro del rango convencionalmente admitido para el análisis basado en varianza, salvo el aplanamiento observado en aceptación de sí. Todas las correlaciones bivariadas resultaron positivas y estadísticamente significativas, con magnitudes que se escalonaron desde el valor mínimo observado entre aceptación de sí y salud percibida hasta el máximo entre competencia personal y salud percibida, tal como recoge la tabla 2.

Tabla 2.

Estadísticos descriptivos y correlaciones entre las variables del modelo

N.º	Variable	DE	sim.	Curt.	r_1	r_2	r_3	r_4
1	Competencia Personal	0.666	.196	−0.097		0.397*** [0.315, 0.473]	0.444*** [0.366, 0.516]	0.218*** [0.127, 0.305]
2	Satisfacción Vida	0.664	.106	0.295	.397***	-	0.390*** [0.308, 0.467]	0.180*** [0.088, 0.269]
3	Salud Percibida	0.667	0.028	−0.303	.444***	0.390***	-	0.120* [0.026, 0.211]
4	Aceptación De Sí	0.667	.0822	−1.121	.218***	0.180***	0.120*	-

Nota. Triángulo superior: r con IC95 % por Fisher Z entre corchetes. Triángulo inferior: r. M = media; DE = desviación estándar; Asim. = asimetría; Curt. = curtosis. Los descriptivos de los constructos se reportan en la escala Likert declarada del instrumento; las correlaciones son estandarizadas. N = 440. *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Fuente: elaboración propia.

Evaluación del modelo de medición

Todas las cargas externas estandarizadas superaron el umbral de retención de .50, con un valor mínimo en el primer indicador de salud percibida y un máximo en el tercer indicador de aceptación de sí. Los cuatro constructos alcanzaron valores de α de Cronbach y de fiabilidad compuesta ω por encima de .70, y tres de ellos superaron el criterio de .50 en varianza media extraída; salud percibida presentó un AVE marginalmente inferior a ese umbral. El detalle por ítem se consigna en la tabla 3.

Tabla 3.

Modelo de medición: propiedades psicométricas por ítem

Constructo	Instrumento	Ítem	λ	R^2_SMC	α	ω	AVE
Competencia Personal	Factor de Competencia Personal de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young	Cuando hago planes durante mis estudios, los llevo a cabo hasta el fin	0.774	0.599	0.87	0.871	0.629
Competencia Personal	Factor de Competencia Personal de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young	Puedo salir adelante en situaciones difíciles porque he experimentado adversidades antes	0.731	0.534	0.87	0.871	0.629
Competencia Personal	Factor de Competencia Personal de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young	Suelo resolver los problemas académicos de una u otra manera.	0.839	0.704	0.87	0.871	0.629
Competencia Personal	Factor de Competencia Personal de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young	Me siento capaz de asumir varias responsabilidades a la vez en la transición	0.823	0.677	0.87	0.871	0.629
Satisfacción Vida	Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et ál., 1985)	En la mayoría de los aspectos, mi vida se acerca a mi ideal.	0.829	0.687	0.859	0.861	0.557
Satisfacción Vida	Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et ál., 1985)	Las condiciones de mi vida son excelentes.	0.812	0.659	0.859	0.861	0.557
Satisfacción Vida	Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et ál., 1985)	Estoy satisfecho con mi vida.	0.618	0.382	0.859	0.861	0.557
Satisfacción Vida	Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et ál., 1985)	Hasta ahora he conseguido las cosas importantes que deseo en la vida.	0.717	0.514	0.859	0.861	0.557
Satisfacción Vida	Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et ál., 1985)	Si pudiera vivir mi vida de nuevo, no cambiaría casi nada.	0.735	0.54	0.859	0.861	0.557
Aceptación De Sí	Factor de Aceptación de Sí Mismo y de la Vida de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young	Tomo las cosas con calma y acepto que la vida tiene altibajos.	0.74	0.548	0.828	0.83	0.621
Aceptación De Sí	Factor de Aceptación de Sí Mismo y de la Vida de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young	Me siento bien conmigo mismo, aun cuando hay cosas que no puedo cambiar	0.731	0.534	0.828	0.83	0.621
Aceptación De Sí	Factor de Aceptación de Sí Mismo y de la Vida de la Escala de Resiliencia de Wagnild y Young	Acepto mi situación actual con serenidad y encuentro sentido a mi vida	0.884	0.781	0.828	0.83	0.621
Salud Percibida	Subescala de Salud General del Cuestionario de Salud SF-36	En general, considero que mi salud es buena.	0.588	0.346	0.714	0.716	0.459
Salud Percibida	Subescala de Salud General del Cuestionario de Salud SF-36	Mi salud me permite realizar con normalidad mis actividades académicas	0.694	0.482	0.714	0.716	0.459

Salud Percibida	Subescala de Salud General del Cuestionario de Salud SF-36	En comparación con otras personas de mi edad, mi estado de salud es bueno	0.741	0.549	0.714	0.716	0.459

Nota. λ = carga externa estandarizada; R^2_SMC = comunalidad del ítem; α = alfa de Cronbach; ω = fiabilidad compuesta; AVE = varianza media extraída. Ítems e instrumento declarados en el diseño; λ y fiabilidades computadas del modelo de medición PLS-SEM (modo A reflectivo). Criterio: λ ≥ .50, α/ω ≥ .70, AVE ≥ .50. AVE marginal (≈ .50) en salud percibida: la validez convergente se sostiene por la fiabilidad compuesta (CR ≥ .70) y la validez discriminante se confirma por HTMT; el constructo se retiene por parsimonia teórica (Fornell y Larcker, 1981; Henseler et ál., 2015). N = 440.

Fuente: elaboración propia.

La validez discriminante se contrastó mediante la ratio heterotrait-monotrait para los seis pares de constructos. Como muestra la tabla 4, ninguna ratio se aproximó siquiera al umbral estricto, y el valor máximo correspondió al par competencia personal-salud percibida.

Tabla 4.

Validez discriminante mediante la ratio heterotrait-monotrait (HTMT)

Par de constructos	HTMT	Criterio < 0.85	Criterio < 0.90
Competencia Personal - Satisfacción Vida	0.417	✓	✓
Competencia Personal - Aceptación de Sí	0.228	✓	✓
Competencia Personal - Salud Percibida	0.471	✓	✓
Satisfacción Vida - Aceptación de Sí	0.229	✓	✓
Satisfacción Vida - Salud Percibida	0.395	✓	✓
Aceptación de Sí - Salud Percibida	0.177	✓	✓

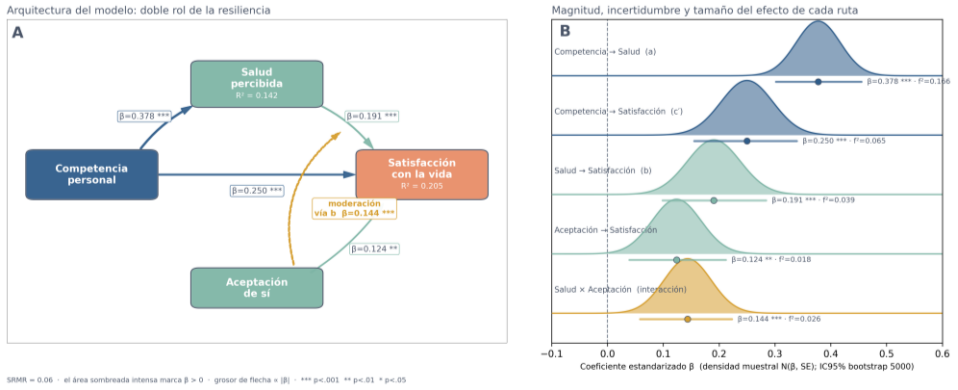
Nota. HTMT = ratio *heterotrait-monotrait* (Henseler et ál., 2015) sobre los ítems del modelo de medición. Criterio HTMT < 0.85 (estricto) / < 0.90 (liberal). Máx. HTMT = 0.471 → validez discriminante establecida. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

Establecidas la fiabilidad y la validez del modelo de medición, la figura 1 sintetiza la arquitectura del modelo estimado y la distribución muestral de cada trayectoria.

Figura 1.

Modelo estructural del doble rol de la resiliencia y distribución muestral de las rutas estimadas



Nota. El panel A presenta la arquitectura del modelo, en la que la competencia personal predice la satisfacción con la vida de forma directa y a través de la salud percibida, y la aceptación de sí modera la ruta salud a satisfacción. El panel B presenta, para cada ruta, la densidad muestral N(β, SE), el intervalo de confianza al 95 % por *bootstrap* de 5000 réplicas y el tamaño del efecto. β = coeficiente de ruta estandarizado; f^2 = tamaño del efecto, con .02 pequeño, .15 medio y .35 grande; R^2 sobre los constructos endógenos; SRMR = 0.06. N = 440. *** p menor que .001; ** p menor que .01; * p menor que .05.

Fuente: elaboración propia.

Evaluación del modelo estructural

Las cinco rutas estructurales especificadas resultaron estadísticamente significativas y de signo positivo. La trayectoria de mayor magnitud fue la que une la competencia personal con la salud percibida, seguida por el efecto directo de la competencia personal sobre la satisfacción con la vida; el término de interacción y el efecto de la aceptación de sí sobre la satisfacción ocuparon el extremo inferior del rango. Los tamaños del efecto f^2 se situaron en el rango pequeño, con excepción de la ruta competencia personal → salud percibida, próxima al umbral medio. La tabla 5 detalla los coeficientes, su error estándar, sus estadísticos de contraste y sus intervalos de confianza.

Tabla 5.

Rutas estructurales del modelo PLS-SEM

Ruta	β estand.	SE	t	p	IC95 %	f²	Sig.
Competencia Personal → Salud Percibida	0.378	0.04	9.564	<.001	[0.3016, 0.4551]	0.166	***
Competencia Personal → Satisfacción Vida	0.25	0.046	5.374	<.001	[0.1554, 0.3391]	0.065	***
Salud Percibida → Satisfacción Vida	0.191	0.048	4.006	<.001	[0.0988, 0.284]	0.039	***
Aceptacion de sí → Satisfacción Vida	0.124	0.044	2.821	.005	[0.0392, 0.2121]	0.018	**
Salud Percibida × Aceptación de sí → Satisfacción Vida	0.144	0.042	3.398	.001	[0.0585, 0.223]	0.026	***

Nota. β estandarizados (PLS-SEM, modo A reflectivo). t, p e IC95 % por *bootstrapping* (B = 5000, con reemplazo). f^2 = tamaño del efecto (≥ .02 pequeño, ≥ .15 medio, ≥ .35 grande). R^2: Salud_percibida = 0.1425; Satisfaccion_vida = 0.2052. SRMR = 0.06. Modelo estructural primario; la OLS jerárquica se reporta como robustez. N = 440. *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Fuente: elaboración propia.

Los diagnósticos del modelo arrojaron un VIF máximo entre predictores de 1.064, por debajo del umbral de 3.3, y un SRMR de 0.06, inferior al criterio de 0.08. La validez discriminante se satisfizo también por el criterio de Fornell-Larcker, dado que la raíz cuadrada del AVE de cada constructo superó su mayor correlación interconstructo. Con ello, H1, H2 y H3 recibieron respaldo empírico en la dirección positiva prevista.

Contraste de la hipótesis de mediación

La descomposición del efecto total confirmó la presencia de una vía indirecta significativa. El efecto indirecto a·b y el efecto directo c′ excluyeron el cero en sus intervalos de confianza al 95 % por bootstrap, y el efecto total se distribuyó entre ambos componentes con predominio del directo, configurando el patrón de mediación parcial. La tabla 6 presenta la descomposición completa.

Tabla 6.

Descomposición de efectos: análisis de mediación (bootstrap de 5000 réplicas)

Ruta	Coeficiente	IC95 % inf.	IC95 % sup.	Significativo
a (Competencia_personal → Salud_percibida)	0.378	0.302	0.455	Sí
b (Salud_percibida → Satisfacción_vida)	0.191	0.099	0.284	Sí
c′ directo (Competencia_personal → Satisfacción_vida)	0.25	0.155	0.339	Sí
a×b (indirecto)	0.072	0.036	0.115	Sí
c total (c′ + a×b)	0.322	0.237	0.406	Sí

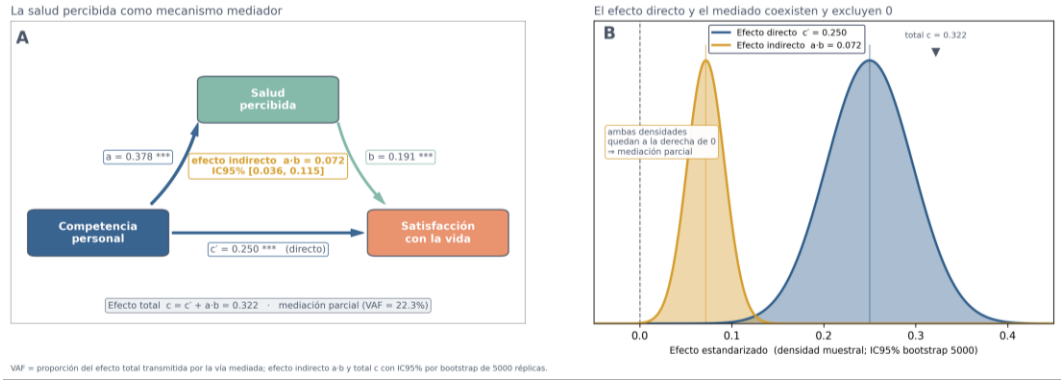
Nota. Todas las rutas (a, b, c′, indirecto a×b y total c) con IC95 % por *bootstrap* de 5000 réplicas; se consideran significativas si el intervalo excluye 0. c total = c′ + a×b. Mediación parcial si c′ permanece significativo junto al efecto indirecto. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

La figura 2 representa la partición del efecto total y el contraste de las distribuciones muestrales de sus componentes. En consecuencia, H4 quedó respaldada bajo la forma de una mediación parcial.

Figura 2.

Descomposición del efecto de la competencia personal sobre la satisfacción con la vida a través de la salud percibida.



Nota. El panel A descompone el efecto total en su componente directo y en el transmitido por la salud percibida, con mediación parcial y VAF de 22.3 %. El panel B contrasta las distribuciones muestrales de ambos efectos, situadas íntegramente a la derecha del cero. a = efecto de la competencia personal sobre la salud percibida; b = efecto de la salud percibida sobre la satisfacción con la vida; c′ = efecto directo; a•b = efecto indirecto; c = efecto total; VAF = proporción del efecto total transmitida por la vía mediada. Intervalos de confianza al 95 % por bootstrap de 5000 réplicas. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

Contraste de la moderación mediada

El índice de moderación mediada excluyó el cero en su intervalo de confianza al 95 %, y los efectos indirectos condicionales exhibieron una progresión monótona creciente a lo largo de los tres niveles evaluados del moderador: no significativo en el nivel bajo, y significativo en el nivel medio y en el alto, con magnitudes crecientes. La tabla 7 reporta el índice y los efectos condicionales.

Tabla 7.

Moderación mediada: índice y efectos indirectos condicionales de la vía b (bootstrap de 5000 réplicas)

Nivel de Aceptación de Sí	Efecto indirecto condicional (a·b)	IC95 % inf.	IC95 % sup.	Significativo
−1 DE (baja aceptación)	0.018	−0.033	0.071	No
Media	0.072	0.036	0.115	Sí
+1 DE (alta aceptación)	0.126	0.076	0.183	Sí
Índice de moderación mediada	0.054	0.022	0.091	Sí

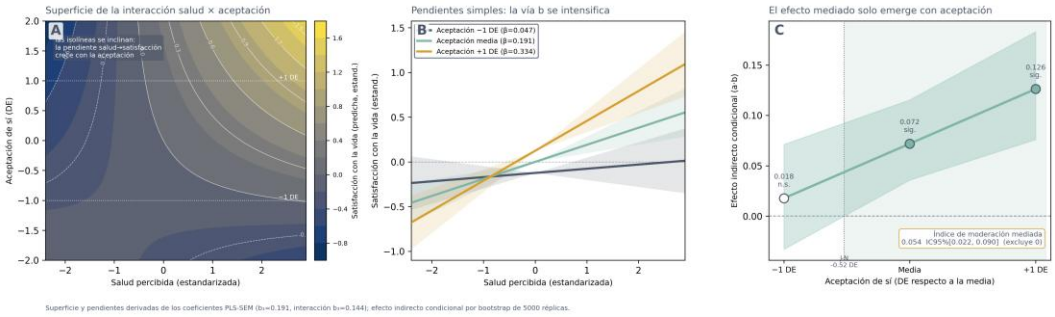
Nota. Efecto indirecto condicional de competencia personal sobre satisfacción con la vida a través de salud percibida, evaluado a distintos niveles del moderador aceptación de sí (moderación de la vía b, salud → satisfacción; enfoque two-stage). IC95 % por bootstrap de 5000 réplicas; significativo si el intervalo excluye 0. El índice de moderación mediada (Hayes, 2015) resume la dependencia del efecto indirecto respecto del moderador. DE = desviación estándar. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

La figura 3 representa la superficie de respuesta, las pendientes simples de la vía b y la trayectoria del efecto indirecto condicional a lo largo del continuo del moderador. Con ello, H5 recibió respaldo empírico: el efecto indirecto de la competencia personal sobre la satisfacción con la vida a través de la salud percibida se intensificó a mayores niveles de aceptación de sí.

Figura 3.

Moderación de la vía salud percibida a satisfacción con la vida en función de la aceptación de sí.



Nota. El panel A presenta la superficie de satisfacción con la vida predicha sobre el plano de salud percibida y aceptación de sí, cuyas isolíneas se inclinan al aumentar el moderador. El panel B presenta las pendientes simples de la vía salud percibida a satisfacción con la vida en tres niveles del moderador. El panel C traza el efecto indirecto condicional a lo largo del continuo del moderador, con punto de Johnson-Neyman en −0.52 DE, por debajo del cual el intervalo incluye el cero. b_1 = efecto base de la vía b; b_3 = coeficiente de interacción; índice de moderación mediada = 0.054, IC 95 % de 0.022 a 0.091, que resume la dependencia del efecto indirecto respecto del moderador. Intervalos de confianza al 95 % por bootstrap de 5000 réplicas. DE = desviación estándar. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

Varianza de método común

Dado que todas las medidas fueron autoinformadas, se evaluó la varianza de método común mediante el VIF de colinealidad total. Como recoge la tabla 8, los cuatro constructos presentaron valores muy por debajo del umbral de 3.3, con un máximo correspondiente a competencia personal.

Tabla 8.

Varianza de método común: VIF de colinealidad total

Constructo	R^2 (sobre los demás)	F CVIF	Criterio < 3.3
Competencia personal	0.274	1.377	✓
Aceptación de sí	0.058	1.061	✓
Salud percibida	0.252	1.336	✓
Satisfacción con la vida	0.222	1.286	✓

Nota. VIF de colinealidad total (full collinearity VIF; Kock, 2015): cada constructo se regresa sobre todos los demás y FCVIF = 1/(1 − R^2). Criterio FCVIF < 3.3 ⇒ ausencia de sesgo de método común y de multicolinealidad lateral. Máx. FCVIF = 1.377. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

Poder explicativo, relevancia predictiva y robustez

El modelo explicó una proporción moderada de la varianza de los dos constructos endógenos, con un valor superior para satisfacción con la vida. El Q^2_predict obtenido por PLSpredict para el endógeno primario situó la relevancia predictiva del modelo en el rango medio, conforme se detalla en la tabla 9.

Tabla 9.

Evaluación del modelo estructural: varianza explicada y relevancia predictiva

Constructo endógeno	R^2	Q^2_predict	Relevancia
Salud percibida	0.143	-	-
Satisfacción con la vida	0.205	0.155	Media

Nota. R^2 = varianza explicada de cada constructo endógeno. Q^2_predict por PLSpredict (Shmueli et ál., 2019), validación cruzada 10-fold con benchmark de modelo lineal (LM); $Q^2 > 0$ ⇒ relevancia predictiva (> 0.15 media, > 0.35 alta); RMSE del modelo ≈/< RMSE_LM ⇒ poder predictivo sobre el benchmark. Q^2 se reporta para el endógeno primario. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

Las pruebas de estrés muestral confirmaron la estabilidad del efecto focal. En los tres procedimientos —jackknife leave-one-out y submuestreos al 80 % y al 60 %— la totalidad de las remuestras conservó el signo del efecto y alcanzó significación estadística, con una dispersión que se amplió de manera esperable al reducirse la fracción de muestreo. La tabla 10 resume estos resultados.

Tabla 10.

Pruebas de estrés del efecto focal (jackknife LOO y submuestreo)

Prueba	k	β medio	DE	IC95 %	Signo (%)	estable (%)	Significativo
Jackknife (leave-one-out)	440	0.2944	0.0002	[0.2909, 0.2984]	100		100
Submuestreo 80 %	100	0.2931	0.0017	[0.2604, 0.3279]	100		100
Submuestreo 60 %	100	0.29	0.0029	[0.2342, 0.3395]	100		100

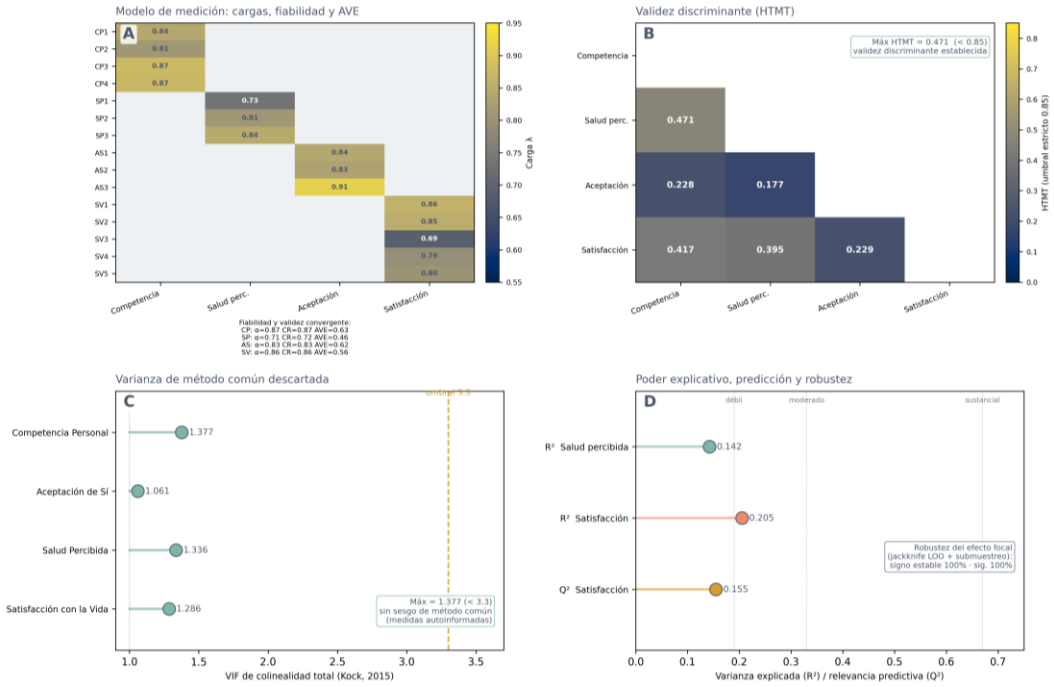
Nota. Estabilidad del efecto principal bajo perturbaciones de la muestra (procedimiento determinista, semilla del estudio). β base = 0.2944 (signo +, p = 0.0). El β base es el estimado OLS empleado como lente de robustez; el coeficiente primario del estudio es el PLS-SEM β = 0.25 (tabla 5), con el que coincide en signo y significancia. «Signo estable» = porcentaje de re-muestras que conservan el signo del efecto; «significativo» = porcentaje con $p < .05$. k = número de réplicas. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

La figura 4 integra la evidencia psicométrica, discriminante, de método común y de estabilidad estructural.

Figura 4.

Propiedades del modelo de medición, validez discriminante, varianza de método común y capacidad predictiva.



Nota. El panel A presenta las cargas externas estandarizadas por ítem y, al pie, la fiabilidad y la validez convergente de cada constructo. El panel B presenta la ratio heterotrait-monotrait de los seis pares de constructos. El panel C presenta el VIF de colinealidad total de cada constructo frente al umbral de 3.3. El panel D presenta la varianza explicada de los constructos endógenos, la relevancia predictiva y el resultado de las pruebas de estrés muestral. λ = carga externa estandarizada; α = alfa de Cronbach; CR = fiabilidad compuesta; AVE = varianza media extraída, criterio de .50; HTMT = ratio heterotrait-monotrait, umbral estricto de 0.85; FCVIF = VIF de colinealidad total (Kock, 2015), umbral de 3.3; R^2 = varianza explicada, con bandas de referencia según Chin; Q^2 = relevancia predictiva por PLSpredict con validación cruzada de diez particiones. N = 440.

Fuente: elaboración propia.

Discusión

El hallazgo más desconcertante no es que la salud percibida transmita parte del efecto de la competencia personal, sino que esa transmisión desaparezca por completo en el extremo inferior de la aceptación de sí. En los estudiantes situados una desviación estándar por debajo de la media del moderador, el efecto indirecto no se atenúa: se anula, con un intervalo de confianza que cruza el cero. La implicación es incómoda para el consenso que trata la resiliencia como un recurso cuya sola magnitud garantiza dividendos en bienestar. Lo que estos datos sugieren es que existe un segmento de la población preuniversitaria para el cual la ruta salud-satisfacción está funcionalmente cerrada: por competente que se sienta el estudiante, y por mucho que esa competencia mejore su autovaloración de salud, la mejora no se convierte en satisfacción vital. La resiliencia, en ese segmento produce el insumo, pero no encuentra el circuito que lo convierta en producto. Este resultado matiza de forma sustantiva la lectura de trabajos que documentan mediaciones completas de la resiliencia entre estresores y satisfacción sin examinar condiciones de contorno (Quynh et ál., 2023) y la de aquellos que reportan mediaciones parciales estables sin evaluar su dependencia de terceras variables (Batmaz y Çelik, 2024).

En contraste con esa tradición, la evidencia aquí obtenida es consistente con la posibilidad de que muchas mediaciones reportadas como poblacionales sean, en rigor, promedios que enmascaran una heterogeneidad condicional considerable; el índice de moderación mediada, cuya lógica inferencial consiste precisamente en someter a prueba esa dependencia (Hayes, 2015), permite distinguir entre un mecanismo universal débil y un mecanismo fuerte pero selectivo. Notablemente, el patrón sugiere lo segundo: entre el nivel bajo y el alto del moderador, la magnitud del efecto indirecto se multiplica por un factor considerable, de modo que el promedio muestral describe con exactitud a una porción de la muestra y con inexactitud a sus dos extremos.

Desde una perspectiva crítica, este resultado obliga a reconsiderar cómo la literatura ha asignado posiciones estructurales a la resiliencia. Los estudios que la ubican como mediador entre recursos contextuales y bienestar (Sağar y Ateş, 2026; Zarei y Fooladvand, 2022) y aquellos que la sitúan como variable moderada por el soporte social (Xue et ál., 2022) llegan a conclusiones difícilmente conmensurables, no porque alguno se equivoque, sino porque operan con un constructo agregado que admite ambas lecturas simultáneamente. La partición en una faceta agéntica y una evaluativa disuelve buena parte de esa indeterminación: en el presente modelo, la competencia personal ocupó sin ambigüedad la posición de predictor y origen del mecanismo, mientras que la aceptación de sí ocupó la de condición reguladora, y la correlación modesta entre ambas facetas —la más baja del conjunto, según se aprecia en la tabla 2— confirma que la asignación no fue un artefacto de colinealidad.

Los trabajos que han modelado conjuntamente mediación y moderación en poblaciones estudiantiles enfrentan sistemáticamente este problema de solapamiento cuando el moderador y el predictor proceden del mismo constructo (Lyu, 2024; Wang, 2025; Meng et ál., 2022), y la solución adoptada aquí sugiere una vía de salida replicable: en lugar de introducir un

moderador exógeno al marco teórico, se identifica dentro del propio constructo focal una faceta empíricamente discriminable con función estructural distinta. Es importante, sin embargo, no sobreinterpretar el alcance de esta solución. La discriminabilidad establecida por HTMT es una condición necesaria, no suficiente, para sostener que ambas facetas remiten a procesos psicológicos independientes; un diseño longitudinal con medidas repetidas resultaría necesario para descartar que la aceptación de sí sea, en parte, una consecuencia sedimentada de la competencia acumulada.

La jerarquía interna de los efectos merece atención por lo que revela sobre la naturaleza del vínculo entre resiliencia y bienestar. El coeficiente más elevado del modelo no unió la resiliencia con la satisfacción, sino la competencia personal con la salud percibida, y su tamaño del efecto fue el único que se aproximó al rango medio. Esto es consistente con la tesis de que la autovaloración de la salud constituye un integrador psicosomático que condensa información sobre el funcionamiento global del organismo y no un simple indicador aproximado del estado clínico (Idler y Benyamini, 1997). Si la competencia personal actúa primariamente sobre ese integrador, entonces su efecto sobre el bienestar es en buena medida un efecto sobre la lectura corporal de la propia eficacia. Los trabajos que han documentado cómo el autocontrol y la resiliencia operan a través de la calidad y la duración del sueño en la relación con el estrés percibido apuntan en la misma dirección somática (Tafoya et ál., 2023), al igual que los que sitúan la actividad física y sus estados experienciales asociados como vía hacia la salud mental (Fu y Huang, 2026) o hacia la calidad de vida relacionada con la salud (Yang et ál., 2026). En contraste, los modelos puramente cognitivos del bienestar estudiantil, que conectan recursos personales con satisfacción sin pasar por el cuerpo, parecen omitir el eslabón de mayor magnitud del sistema.

En contraste con la lectura predominante, conviene señalar dónde los hallazgos sí convergen con la literatura previa. La mediación parcial documentada aquí replica el patrón hallado en modelos donde la resiliencia y la satisfacción median parcialmente relaciones entre estresores y malestar (Batmaz y Çelik, 2024), y la significación del efecto directo de la faceta evaluativa sobre la satisfacción es coherente con la evidencia sobre recursos personales como predictores del bienestar estudiantil peruano (Mayhua et ál., 2026). Esta coincidencia, aunque modesta, sostiene la validez externa del modelo.

La proyección regional y global de estos hallazgos exige cautela y, a la vez, la reconoce como necesaria. La transición preuniversitaria limeña posee rasgos que no se replican universalmente: un sistema de admisión altamente selectivo, una industria de academias preparatorias con dinámicas competitivas propias y una desigualdad de acceso a servicios de salud mental que fragmenta la población estudiantil según origen socioeconómico. No obstante, la estructura del mecanismo identificado —recurso agéntico que opera sobre la lectura corporal, y recurso evaluativo que regula su conversión en bienestar— no depende, en principio, de esas particularidades. La evidencia comparada procedente de contextos asiáticos (Li et ál., 2026; Xu y

Zhang, 2025), de Oceanía, donde se ha examinado la interacción entre estrés adolescente, intenciones de búsqueda de ayuda y satisfacción vital mediante contrastes simultáneos de mediación y moderación (Sotardi et ál., 2021); de Europa, donde la resiliencia ha mostrado un papel protector frente al estrés traumático en jóvenes (Iordanou y Turner, 2024); y de la propia región latinoamericana —con modelos que vinculan estilos de vida saludables y bienestar en población universitaria hondureña (Castillo y Henao, 2026) o experiencias de flujo y resiliencia en estudiantes mexicanos (Guerra, 2025)— sugiere que los componentes del modelo son reconocibles en configuraciones culturales muy diversas.

Lo que probablemente varíe entre contextos no es la existencia del umbral de aceptación de sí, sino su ubicación: en sistemas educativos donde el fracaso académico se codifica como fracaso moral, cabría esperar que la proporción de estudiantes situados por debajo del punto de significación fuera mayor. Esa hipótesis comparativa resulta contrastable y define una agenda de investigación transcultural con implicaciones de política educativa que exceden el caso peruano.

En el plano aplicado, la jerarquía de efectos ofrece una guía priorizada para los programas de acompañamiento preuniversitario. Dado que el vínculo de mayor magnitud es el que une la competencia personal con la salud percibida, los talleres de autoeficacia académica y manejo del estrés durante los primeros ciclos constituyen la palanca de mayor rendimiento esperado. Su impacto, sin embargo, se maximiza cuando se acompañan de componentes orientados a la aceptación de sí —validación de logros parciales, tolerancia a la frustración, reencuadre del error como información— que son la condición bajo la cual la mejora de la salud percibida rinde plenamente en satisfacción. La secuencia importa, intervenir sobre la competencia sin atender al marco evaluativo equivale, en el segmento de baja aceptación, a producir un insumo que el sistema no procesa.

Esta lógica de complementariedad entre recursos es consistente con evidencia procedente de dominios muy distintos, como las intervenciones basadas en música que operan sobre la resiliencia emocional para incidir en el bienestar y la empleabilidad (Feng y Wang, 2025), o los modelos de socialización financiera parental, donde el efecto sobre la satisfacción vital transita por comportamientos intermedios susceptibles de moderación (Mahapatra et ál., 2023). En todos estos casos, el rendimiento de una intervención depende menos de su intensidad que de la disponibilidad del recurso complementario que permite capitalizarla, principio que la teoría de conservación de recursos anticipa y que los presentes datos son consistentes con respaldar (Hobfoll, 1989).

Cabe, finalmente, una consideración de orden teórico sobre el modelo de reintegración resiliente que enmarca el estudio (Richardson, 2002). Ese modelo postula que, tras la disrupción, el individuo puede reintegrarse de modo resiliente, homeostático, con pérdida o disfuncionalmente. Los presentes hallazgos sugieren una lectura del mecanismo por el que se selecciona una u otra trayectoria: la competencia personal determinaría la energía

disponible para la reintegración, mientras que la aceptación de sí determinaría la calidad del punto de llegada. Un estudiante con alta competencia y baja aceptación dispondría de recursos para restablecer el funcionamiento sin que ello se traduzca en un juicio vital más favorable —una reintegración homeostática, no resiliente—. La distinción es teóricamente sustantiva y, si futuras réplicas la sostienen, permitiría dotar de contenido empírico a una tipología que ha permanecido largamente descriptiva. La evidencia disponible es consistente con esta lectura, aunque el diseño transversal empleado no permite establecer la secuencia temporal que la interpretación presupone.

Conclusiones

La resiliencia influye en la satisfacción con la vida de los estudiantes preuniversitarios mediante un doble rol: la competencia personal actúa como predictor directo y como origen de un mecanismo mediado por la salud percibida, mientras que la aceptación de sí actúa como condición que modula la fuerza de ese mecanismo. El bienestar en esta etapa no es el producto de un recurso aislado, sino de la articulación entre un recurso agéntico y un recurso evaluativo, articulación que solo resulta visible cuando ambas facetas se modelan por separado.

Las implicaciones prácticas incluyen: 1) diseñar intervenciones de fortalecimiento de la autoeficacia y la persistencia académica dirigidas a estudiantes preuniversitarios mayores de edad de academias de Lima Metropolitana, implementadas durante los primeros ciclos; 2) incorporar tamizajes breves de salud percibida en los servicios de bienestar estudiantil, dado su papel mediador; y 3) integrar componentes de aceptación de sí, que condicionan la eficacia de la vía salud-satisfacción y sin los cuales la inversión en los dos primeros frentes rinde por debajo de su potencial.

Las limitaciones deben reconocerse. La varianza media extraída marginal en salud percibida indica que el constructo captura solo parcialmente la varianza de sus indicadores; se retiene por su fiabilidad compuesta y su validez discriminante, pero el hallazgo invita a refinar su operacionalización con escalas multiítem más extensas. El diseño transversal impide inferencias causales estrictas sobre la direccionalidad de las relaciones estimadas. El carácter autoinformado de todas las medidas aconseja cautela, si bien la prueba de colinealidad total descartó el sesgo de método común. Por último, el muestreo por conveniencia limita la generalización a otras poblaciones preuniversitarias.

Las investigaciones futuras deberían contrastar longitudinalmente si el efecto mediado se intensifica en períodos de alta exigencia, como los exámenes de admisión; examinar si la moderación ejercida por la aceptación de sí se mantiene al sustituir la autovaloración por medidas objetivas de salud; y replicar el modelo en poblaciones preuniversitarias de regiones situadas fuera de Lima Metropolitana, a fin de explorar la variabilidad contextual del umbral de aceptación identificado.

Declaraciones

Estándar de reporte

El manuscrito se redactó siguiendo el estándar JARS-QUANT para la comunicación de investigación cuantitativa; su lista de comprobación se adjunta como material suplementario.

Disponibilidad de datos

El conjunto de datos analizado y el libro de códigos se encuentran disponibles ante solicitud razonada dirigida a la autoría de correspondencia.

Disponibilidad de métodos analíticos

La especificación del modelo y la sintaxis de estimación empleadas se encuentran disponibles ante solicitud razonada dirigida a la autoría de correspondencia.

Disponibilidad de materiales

Los instrumentos empleados corresponden a escalas publicadas, referenciadas en el apartado de medición; la versión administrada se encuentra disponible ante solicitud razonada.

Prerregistro

El estudio no fue prerregistrado. Se declara expresamente esta ausencia, por lo que las hipótesis contrastadas, aun formuladas con antelación al análisis, no cuentan con registro público previo.

Referencias

Batmaz, H. y Çelik, E. (2024). Examining the mediating role of resilience and life satisfaction in the relationship between anxiety sensitivity and perceived stress. *Psychological Reports*, *129*(2), 1278-1304. https://doi.org/10.1177/00332941241263572

Castillo, M. y Henao, C. (2026). Health-promoting lifestyle as a predictor of well-being in Honduran university students: a structural equation modeling approach with mental health and sleep quality as mediators. *Frontiers in Psychology*, *16*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1735602

Cheng, C., Wang, Q. y Chen, X. (2026). Development and preliminary validation of college students' perceived public health crisis scale. *Behavioral Sciences*, *16*(6), 927. https://doi.org/10.3390/bs16060927

Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. y Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, *49*(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13

Feng, Y. y Wang, M. (2025). Effect of music therapy on emotional resilience, well-being, and employability: a quantitative investigation of mediation and moderation. *BMC Psychology*, *13*(1). https://doi.org/10.1186/s40359-024-02336-x

Fornell, C. y Larcker, D. (1981). Modelos de ecuaciones estructurales con variables no observables y error de medición: álgebra y estadística. *Journal of Marketing Research*, *18*(3), 382-388. http://dx.doi.org/10.2307/3150980

Fu, Z. y Huang, Y. (2026). The impact of physical activity on mental health in obese female college students: the role of flow experience in mediation and intrinsic motivation in moderation. *Frontiers in Psychology*, *16*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1694324

Gao, Y., Gan, L. y Zhang, D. (2025). The mediating role of perceived teacher emotional support in EFL students' social-emotional competence and psychological well-being: a structural equation modelling (SEM) study. *Journal of Multilingual and Multicultural Development*, *46*(7), 1924-1940. https://doi.org/10.1080/01434632.2023.2260787

Guerra, C. (2025). Flow-mediated effects of virtual reality on post-pandemic resilience in Mexican university students: a cross-sectional PLS-SEM study. *Frontiers in Education*, *10*. https://doi.org/10.3389/feduc.2025.1618968

Hanimoğlu, E. (2025). A mediation and moderation model for life satisfaction: The role of social support, psychological resilience, and gender. *Acta Psychologica*, *259*, 105360. https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2025.105360

Hayes, A. (2015). An Index and Test of Linear Moderated Mediation. *Multivariate Behavioral Research*, *50*(1), 1-22. https://doi.org/10.1080/00273171.2014.962683

Henseler, J., Ringle, C. y Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *43*(1), 115-135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

Hobfoll, S. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, *44*(3), 513-524. https://doi.org/10.1037/0003-066x.44.3.513

Idler, E. y Benyamini, Y. (1997). Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior*, *38*(1), 21-37. https://doi.org/10.2307/2955359

Iordanou, C. y Turner, E. (2024). COVID-19 trauma-related stress in young people: do sensory-processing sensitivity, resilience, and life satisfaction play a role? *Psychology, Health & Medicine*, *30*(4), 708-722. https://doi.org/10.1080/13548506.2024.2439065

Kock, N. (2015). Common method bias in PLS-SEM: Full collinearity assessment and full collinearity tests. International Journal of e-Collaboration (IJeC), 11(4), 1-10. https://doi.org/10.4018/ijec.2015100101

Lee, K. (2024). Validation of the satisfaction with life scale for Korean older adults using item response theory. *Journal of Health Psychology*, *29*(12), 1365-1376. https://doi.org/10.1177/13591053241233461

Li, T., Ye, Q., Yuan, Y., Dong, J. y Yan, Y. (2026). Associations between exercise motivation and self-efficacy through leisure satisfaction and psychological resilience in college students: a PLS-SEM study. *Frontiers in Public Health*, 14. https://doi.org/10.3389/fpubh.2026.1763971

Lyu, C. (2024). Relations between perceived social support and prosocial behavior among Chinese college students during online learning: Testing mediation and moderation models of meaning in life. *Heliyon*, *10*(18), e37677. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e37677

Mahapatra, M., Xiao, J., Mishra, R. y Meng, K. (2023). Parental financial socialization and life satisfaction of college students: mediation and moderation analyses. *Young Consumers*, *25*(1), 65-83. https://doi.org/10.1108/yc-10-2022-1626

Masagca, R. (2025). Development of the college student life satisfaction scale (CSLSS): initial validation among Filipino college students. *Frontiers in Psychology*, *16*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1560997

Mayhua, P., Apaza, M., Pelinco, Y. y Puño, L. (2026). Self-esteem and psychological well-being as predictors of life satisfaction among university students in southern Peru: a cross-sectional predictive study. *BMC Psychology*. https://doi.org/10.1186/s40359-026-05212-y

Meng, X., Su, H. y Li, C. (2022). Effect of self-efficacy on bedtime procrastination among chinese university students: A moderation and mediation model. *Frontiers in Psychology*, *13*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.863523

Quynh, T., Nguyen, P., Nguyen, V. y Tran, T. (2023). Resilience fully mediated in the link between risk of smartphone addiction and life satisfaction among college students. *Advances in Mental Health*, *21*(3), 218-227. https://doi.org/10.1080/18387357.2023.2200009

Richardson, G. (2002). The metatheory of resilience and resiliency. *Journal of Clinical Psychology*, *58*(3), 307-321. https://doi.org/10.1002/jclp.10020

Sağar, M. y Ateş, B. (2026). The mediating role of resilience in the relationship between perceived family social support and general life satisfaction. *Frontiers in Psychology*, *17*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1862015

Shmueli, G., Sarstedt, M., Hair, J., Cheah, J., Ting, H., Vaithilingam, S. y Ringle, C. (2019), Predictive model assessment in PLS-SEM: guidelines for using PLSpredict. *European Journal of Marketing*, *53*(11), 2322-2347. https://doi.org/10.1108/EJM-02-2019-0189

Sotardi, V., Watson, P., Swit, C., Roy, D. y Bajaj, M. (2021). Adolescent stress, help - seeking intentions, subjective achievement and life satisfaction in New Zealand: Tests of mediation, moderated mediation and moderation. *Stress and Health*, *37*(4), 650-668. https://doi.org/10.1002/smi.3021

Sui, X., Zhao, B., Na, D., Liu, J. y Zhang, Q. (2024). The relationship between physical exercise and sense of social fairness among college students: the chain-mediated role of perceived social support and life satisfaction. *Frontiers in Psychology*, *15*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1430492

Tabueva, A., Ismatullina, V., Adamovich, T., Malykh, A., Kolyasnikov, P. y Malykh, S. (2024). Life satisfaction among adolescents: validation of the adapted multidimensional students' life satisfaction scale. *Behavioral Sciences*, *14*(11), 1042. https://doi.org/10.3390/bs14111042

Tafoya, S., Aldrete, V., Tafoya, F., Fouilloux, C. y Díaz, C. (2023). Sleep and perceived stress: an exploratory mediation analysis of the role of self-control and resilience among university students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *20*(16), 6560. https://doi.org/10.3390/ijerph20166560

Wagnild, G. y Young, H. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, *1*(2), 165-178. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/7850498/

Wang, Z. (2025). How perceived social support influences Chinese students' intention to change majors: a chain mediation model with moderation. *Frontiers in Psychology*, *16*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1502128

Xu, S. y Zhang, Q. (2025). Coping styles, resilience, and mental health symptoms in first-year medical students: a structural equation modeling approach in a cross-sectional study. *BMC Psychology*, *13*(1), 1229. https://doi.org/10.1186/s40359-025-03561-8

Xue, S., Kaufman, M., Zhang, X., Xia, S., Niu, C., Zhou, R. y Xu, W. (2022). Resilience and prosocial behavior among chinese university students during COVID-19 mitigation: Testing mediation and moderation models of social support. *Psychology Research and Behavior Management*, *15*, 1531-1543. https://doi.org/10.2147/prbm.s364356

Yadollahi, P., Doostfatemeh, M., Khalajinia, Z., Karimi, Z. y Ghavi, F. (2025). Perceived social support, marital satisfaction, and resilience in women with abortion experience through structural equation modeling. *Scientific Reports*, *15*(1), 332. https://doi.org/10.1038/s41598-024-83485-2

Yang, Z., Villodres, G., Ye, J., Zhang, X., Huang, L. y Muros, J. (2026). Associations between physical activity intensity, resilience, self-esteem and health-related quality of life in university students: A structural equation modeling approach. *Healthcare*, *14*(11), 1438. https://doi.org/10.3390/healthcare14111438

Yusefi, A., Beigzadeh, A. y Kaya, F. (2025). Resilience as a predictor of mental health among medical students: a cross-sectional study using PLS-SEM. *BMC Medical Education*, *25*(1). https://doi.org/10.1186/s12909-025-08063-0

Zarei, S. y Fooladvand, K. (2022). Family functioning and life satisfaction among female university students during COVID-19 outbreak: the mediating role of hope and resilience. *BMC Women's Health*, *22*(1), 493. https://doi.org/10.1186/s12905-022-02103-3

Zhang, L. y Zhao, F. (2025). Enablers of students' health-promoting lifestyle: evidence from PLS-SEM and fsQCA. *Frontiers in Public Health*, *13*. https://doi.org/10.3389/fpubh.2025.1667920

Zhang, R. (2025). The role of physical acgtivity in life satisfaction and psychological resilience among college students: Mediating effects of self-efficacy and perceived stress. *PLOS One*, *20*(9), e0331463. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0331463

DIVERSITAS
ISSN impreso: 1794-9998 - ISSN online: 2256-3067

Vol.22 Núm.1 (2026) | enero-junio
ISSN: 1794-9998 | e-ISSN: 2256-3067

Cómo citar este artículo

Romero Centeno, R.C. & Mosquera Molina, M.A. (2026) El doble rol de la resiliencia en la satisfacción con la vida de estudiantes preuniversitarios de Lima Metropolitana: la salud percibida como mecanismo mediador y la aceptación de sí como condición de contorno. *Diversitas 22*(1), 10-41

https://doi.org/10.15332/22563067.11940