

Evidencias preliminares de validez de la Escala de Trastorno Depresivo Persistente (TDP) en estudiantes universitarios peruanos

Preliminary Evidence of Validity of the Persistent Depressive Disorder Scale (PDD) in Peruvian University Students

Evidências preliminares de validade da Escala de Transtorno Depressivo Persistente (PDD) em estudantes universitários peruanos

 Gilda Elejabo-Pacheco¹

 Maria Enriquez-Cuba¹

 Isaac A. Conde Rodríguez¹

 Cristian E. Adriano-Rengifo¹

¹ Universidad Peruana Unión

Recibido: 12/08/2024

Aceptado: 17/07/2025

Correspondencia

Cristian E. Adriano-Rengifo
cristianadriano@upeu.edu.pe

Cómo citar:

Elejabo-Pacheco, G., Enriquez-Cuba, M., Conde Rodríguez, I. A., & Adriano-Rengifo, C. E. (2025). Evidencias preliminares de validez de la Escala de Trastorno Depresivo Persistente (TDP) en estudiantes universitarios peruanos. *Ciencias Psicológicas*, 19(2), e-4209. <https://doi.org/10.22235/cp.v19i2.4209>

Disponibilidad de datos:

El conjunto de datos que apoya los resultados de este estudio no se encuentra disponible.



Resumen: El Trastorno Depresivo Persistente (TDP), también conocido como distimia, tiene un curso crónico y un impacto negativo en la calidad de vida de las personas, más aún en jóvenes universitarios. Este trastorno es uno de los tipos de trastornos del estado de ánimo menos estudiado y carece de instrumentos para su adecuada evaluación. Por tanto, el objetivo principal del estudio fue construir una escala para medir el TDP y evaluar preliminarmente sus propiedades psicométricas. La muestra total del estudio fue de 868 estudiantes universitarios de 18 a 34 años. Los resultados del análisis factorial exploratorio evidenciaron la presencia de un único factor. Asimismo, el análisis factorial confirmatorio reportó índices de bondad de ajuste adecuados (CFI = .98, TLI = .97, SRMR = .06, RMSEA [90 %CI] = .09 [.08 - .10]) para una estructura unifactorial. Además, la escala demostró ser invariante según el sexo de los participantes. Respecto a la validez convergente, el TDP mostró covarianzas significativas con la ansiedad, depresión y satisfacción con la vida. Por último, la escala presentó elevada fiabilidad ($\alpha = .88$; $\omega = .88$). En conclusión, la escala TDP presenta preliminarmente adecuadas propiedades psicométricas para medir la presencia de patrones del trastorno depresivo persistente en jóvenes universitarios.

Palabras clave: trastorno depresivo persistente; análisis factorial; invarianza factorial; confiabilidad

Abstract: Persistent Depressive Disorder (PDD), also known as dysthymia, has a chronic course and a negative impact on people's quality of life, even more so in young university students. This disorder is one of the least studied types of mood disorders and lacks instruments for its proper evaluation. Therefore, the main objective of the study was to build a scale to measure PDD and preliminarily evaluate its psychometric properties. The total sample of the study was 868 university students aged 18 to 34 years. The results of the exploratory factor analysis showed the presence of a single factor. Likewise, the confirmatory factor analysis reported adequate goodness-of-fit indices (CFI = .98, TLI = .97, SRMR = .06, RMSEA [90 %CI] = .09 [.08 - .10]) for a single-factor structure. In addition, the scale proved to be invariant according to the sex of the participants. Regarding convergent validity, PDD showed significant covariances with anxiety, depression, and life satisfaction. Finally, the scale showed high reliability ($\alpha = .88$; $\omega = .88$). In conclusion, the PDD scale preliminarily presents adequate psychometric properties to measure the presence of patterns of persistent depressive disorder in university students.

Keywords: persistent depressive disorder; factor analysis; factor invariance; reliability

Resumo: O Transtorno Depressivo Persistente (PDD), também conhecido como distímia, apresenta um curso crônico e um impacto negativo na qualidade de vida das pessoas, especialmente em jovens universitários. Esse transtorno é um dos tipos de transtornos do humor menos estudados e carece de instrumentos para sua avaliação adequada. Portanto, o principal objetivo do estudo foi construir uma escala para medir o PDD e avaliar preliminarmente suas propriedades psicométricas. A amostra total do estudo foi por 868 estudantes universitários, de 18 a 34 anos. Os resultados da análise fatorial exploratória evidenciaram a presença de um único fator. Da mesma forma, a análise fatorial confirmatória apresentou índices de ajuste adequados (CFI = .98, TLI = .97, SRMR = .06, RMSEA [IC90%] = .09[.08 - .10]) para uma estrutura unifatorial. Além disso, a escala se mostrou invariante em relação ao sexo dos participantes. Quanto à validade convergente, o PDD apresentou covariâncias significativas com ansiedade, depressão e satisfação com a vida. Por fim, a escala apresentou elevada confiabilidade ($\alpha = .88$; $\omega = .88$). Em conclusão, a escala PDD apresenta, preliminarmente, propriedades psicométricas adequadas para medir a presença de padrões do transtorno depressivo persistente em jovens universitários.

Palavras-chave: transtorno depressivo persistente; análise fatorial; invariância fatorial; confiabilidade

El trastorno depresivo persistente, también llamado distímia, es un tipo de trastorno del estado de ánimo (González-Forteza et al., 2015) que sigue un curso crónico (Halverson, 2015). En el Manual Diagnóstico de Trastornos Mentales DSM-5 (Asociación Americana de Psiquiatría [APA], 2014) se encuentra dentro de los trastornos depresivos, con el nombre de Trastorno Depresivo Persistente (TDP) o distímia (300.4) y en el CIE-11 se encuentra en los trastornos del humor (afectivos) persistentes, (distímia, 6A70.0) (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2019). Sin embargo, ambos manuales mantienen criterios diagnósticos similares (Morocho, 2018). Jiménez-Maldonado et al., (2013) plantean que este trastorno afectivo es uno de los menos estudiados; no obstante, tiene un alto impacto negativo en la calidad de vida de las personas.

El DSM-5 (APA, 2014) refiere que la prevalencia para el trastorno depresivo persistente durante el año 2013 en Estados Unidos fue de aproximadamente 0.5 %. Por otro lado, un estudio de revisión sistemática analizó 38 estudios que abarcan 30 países a nivel mundial y halló una prevalencia del 1.6 %. Asimismo, esta prevalencia aumentó en los jóvenes alcanzando un máximo de sintomatología alrededor de los 50 años. El estudio también encontró que existe una mayor prevalencia de distímia en mujeres que en varones (Charlson et al., 2013). Respecto a los países de América Latina y el Caribe, el 2017 se encontró una prevalencia del 13.3 % de distímia en las personas mayores a 15 años (Tapia, 2017). De igual importancia, en Perú, Melendres (2019) halló una prevalencia de 6.8 % del TDP en postulantes a la universidad.

Frente a esta situación, un diagnóstico temprano es de importancia y no debe tomarse de forma ligera, pues en muchos casos desencadena en una depresión altamente crónica (Aparcana, 2017). Las personas con TDP tienen más probabilidades de suicidarse y ser hospitalizados que aquellas con depresión mayor (Klein et al., 2000). Además, conlleva a significativas consecuencias sociales o personales, tales como la incapacidad laboral, por tanto, requieren de mayor atención clínica (Castro-Díaz et al., 2013; Klein et al., 2000). En cuanto al ámbito laboral, un trabajador con este trastorno puede sentirse recargado de trabajo e incluso discriminado por sus superiores, así como verse comprometido en conflictos continuos con sus colaboradores de trabajo (Halverson, 2015). De igual manera, este trastorno influye en la satisfacción con la vida, ya que esta se enmarca en el análisis de las cogniciones y los sentimientos sobre el estilo de vida (Moreta-Herrera et al., 2018). Cuando una persona presenta un TDP, en ocasiones se ven alteraciones en su vida en el ámbito social y familiar debido a los sentimientos desesperanzadores, lo que induce a ver las situaciones como contrarias a sí mismos o a sus planes (Ortiz, 2023). Asimismo, el TDP se relaciona con la ansiedad, ya que esta aparece cuando la persona se halla en alguna situación de amenaza y la depresión aparece en situaciones de desamparo y pérdida (Gutiérrez, 2020). Por consiguiente, cuando la persona se encuentra con síntomas depresivos, puede llegar a desarrollar ansiedad al enfrentar presión en dichas situaciones. Además, la presencia de un trastorno de ansiedad precedente a la depresión o asociado a esta incrementa su gravedad y el riesgo de recaída (García-Herrera & Noguera, 2013).

Por otro lado, el trastorno depresivo persistente es el más prevalente en comorbilidad con trastornos de la personalidad, como el trastorno límite, evitativo, narcisista, antisocial, dependiente y obsesivo compulsivo (Irastorza, 2012; The Government of Canada, 2006).

Existen diversos instrumentos que miden el TDP desde varias perspectivas teóricas. Entre los instrumentos más utilizados, la Escala Hospitalaria de Ansiedad y Depresión (HADS) y el Cuestionario de Salud General (GHQ) presentan algunas limitaciones: (a) no miden exclusivamente distimia y (b) sus ítems miden menos del 50 % de los síntomas (Sanz et al., 2013). De manera similar la subescala de Distimia-D, también llamada neurosis depresiva (Condorcillo & Alvarez, 2016) en el Inventario Clínico Multiaxial de Millon III, no superó en ningún caso el 50 % de los síntomas y la escala de Depresión del Cuestionario de 90 síntomas en la escala de valoración (SCL-90-R), compuesta de 90 ítems, de los cuales solo 13 ítems miden depresión. No obstante, no superó la mitad de los síntomas de la distimia de acuerdo al DSM IV (Sanz et al., 2013).

También, la escala de Depresión Estado/Rasgo (IDER) de Spielberger et al. (2008) hace una diferencia entre la frecuencia de aparición de los síntomas (rasgo) y la afectación que tiene la persona de acuerdo a dicha sintomatología (estado) (Sotelo et al., 2012). No obstante, Agudelo (2009) menciona que es alta la probabilidad de confusión por esta distinción de medidas entre intensidad y frecuencia, así como de síntomas característicos de esta entidad clínica (distimia). Además, sus ítems no logran medir todos los indicadores según los criterios diagnósticos del TDP de acuerdo con el DSM-5.

Diversos estudios han evidenciado que los estudiantes universitarios son una población particularmente vulnerable al desarrollo de trastornos del estado de ánimo, como el TDP (Moreta-Herrera et al., 2018). Este grupo enfrenta múltiples factores estresantes, como la presión académica, la incertidumbre sobre el futuro laboral, la adaptación a nuevos entornos y la falta de apoyo familiar o social, que pueden contribuir al deterioro de su salud mental (Sotelo et al., 2012). En el contexto peruano, estos factores se ven intensificados por condiciones estructurales, como la desigualdad social y económica (Tapia, 2017), limitando el acceso a servicios de salud mental y aumentando el riesgo de que estos síntomas no sean detectados ni tratados a tiempo (Melendres, 2019). A pesar de ello, la investigación sobre el TDP en esta población sigue siendo escasa, lo que resalta la necesidad de contar con instrumentos específicos y culturalmente adaptados para su evaluación (Condorcillo & Álvarez, 2016). Por lo expuesto, se aprecia que la mayoría de los instrumentos actuales no miden adecuadamente el constructo TDP. Por ello, el objetivo principal del estudio es construir una escala para medir la presencia de patrones del TDP en estudiantes universitarios peruanos. Los objetivos específicos son: 1) analizar la validez de contenido de los ítems mediante el juicio de expertos, 2) evaluar la estructura interna de la escala a través del análisis factorial exploratorio y confirmatorio, 3) evidenciar la invarianza factorial intergrupo según el sexo, 4) examinar la validez de criterio relacionada con otras variables, y 5) estimar la fiabilidad de la escala mediante el coeficiente alfa y omega.

Delimitación conceptual del constructo

El TDP es un tipo de depresión incapacitante y crónica, que hace referencia a sentimientos depresivos constantes de bajo nivel. Entre las características de la distimia cabe mencionar la falta de interés prolongada por cualquier tipo de cosas, la baja autoestima y la tendencia a la autocrítica, así como anhedonia, fatiga, irritabilidad y pobre concentración (Argoff & McCleane, 2011; Jiménez-Maldonado et al., 2013).

Por otro lado, el CIE-11 (OMS, 2019) lo define como una depresión crónica del humor con durabilidad de al menos varios años y no suficientemente grave, o bien cuyos episodios individuales no alcanzan a ser prolongados como para justificar el diagnóstico depresión moderada a grave o como para diagnosticar un trastorno depresivo mayor. En el manual DSM-IV TR (1998), este trastorno es conocido con el nombre de trastorno distímico, que posteriormente en el DSM-5 (APA, 2014) se renombra a TDP. Asimismo, este se clasifica en dos subtipos: inicio temprano, antes de los 21 años, y de inicio tardío, después de los 21 años. Teniendo en cuenta lo mencionado, el TDP se caracteriza por un estado de ánimo deprimido en la mayor parte del día y casi todos los días. Bajo esta perspectiva se planteó un modelo unidimensional del constructo, considerando los ocho criterios para el diagnóstico del TDP según el manual DSM-5 (APA, 2014).

Desde un punto de vista metodológico, la construcción de un instrumento específico para medir TDP resulta relevante dado que esta condición clínica ha sido reconocida desde hace décadas, aunque con distintas denominaciones como *neurosis depresiva* o *distimia* (González-Forteza et al., 2015). Sin embargo, llama la atención que, a pesar de su inclusión formal en manuales diagnósticos como el DSM y la CIE, no se haya desarrollado una escala ampliamente validada que mida de forma integral sus

síntomas según criterios actualizados (Sanz et al., 2013). Esta brecha puede explicarse por la tendencia de los instrumentos existentes a centrarse en trastornos depresivos mayores o en dimensiones generales de depresión y ansiedad, lo que ha llevado a una subrepresentación del TDP como constructo específico (Condorcillo & Álvarez, 2016). Contar con una escala psicométricamente sólida permitiría mejorar el diagnóstico diferencial, identificar precozmente casos clínicos, y diseñar intervenciones más adecuadas en poblaciones de riesgo, como los estudiantes universitarios (Sotelo et al., 2012). Además, facilitaría la investigación sobre la prevalencia y las características del TDP al superar la actual invisibilización clínica y académica de esta entidad (Agudelo, 2009).

Materiales y Método

Diseño

Este estudio es de tipo instrumental, se centra en el desarrollo de un instrumento de medición psicológica y analiza sus propiedades psicométricas (Ato et al., 2013).

Participantes

En este estudio participaron un total de 868 universitarios dividido en dos muestras. Con la primera muestra (*n* = 302) se realizó el análisis factorial exploratorio (AFE) y con la segunda muestra (*n* = 566) el análisis factorial confirmatorio (AFC). Ambas muestras se obtuvieron mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia (Otzen & Manterola, 2017).

En la Tabla 1 se detallan las características sociodemográficas de las muestras. El rango de edad de los participantes oscila entre 18 y 34 años en ambas muestras; la edad promedio en la muestra del análisis confirmatorio fue de 22.34 (*DE* = 2.86). Se destaca mayor porcentaje de participación de mujeres que residen en la región costa y sierra.

Tabla 1
Características sociodemográficas de los participantes

Variables sociodemográficas	Análisis Exploratorio (<i>n</i> = 302)		Análisis Confirmatorio (<i>n</i> = 566)	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Sexo				
Femenino	194	64.5	287	50.7
Masculino	108	35.5	279	49.3
Residencia				
Costa	82	27.1	270	47.7
Sierra	153	50.6	248	43.8
Selva	67	22.1	48	8.5
Facultad				
Ciencias de la Salud	119	39.4	226	39.9
Ingeniería y Arquitectura	68	22.5	91	16.1
Ciencias Empresariales	--	--	130	23.0
Ciencias Humanas y Educación	53	17.5	80	14.1
Teología	--	--	39	6.9
Otro	62	20.5	--	--
¿Estás en un tratamiento psicológico?				
Sí	84	27.8	26	4.6
No	218	72.1	540	95.4

Instrumentos

La *Escala de Trastorno Depresivo Persistente* (TDP) ha sido elaborada por los autores de este estudio con el objetivo de identificar la presencia de rasgos de TDP siguiendo los criterios de diagnósticos clínicos del DSM-5 (APA, 2014) en estudiantes universitarios mayores de 18 años. La propuesta inicial de la escala fue unidimensional y consta de 12 ítems (Apéndice A). Para la evaluación del criterio A se estableció el ítem número 1 “En los dos últimos años, me he sentido melancólico y/o

triste". Para el criterio B, se establecieron los ítems 2 "En las últimas semanas, mi apetito ha disminuido o se ha incrementado"; 3 "En las últimas semanas, he dormido menos de lo normal o habitual"; 4 "En las últimas semanas, he dormido más de lo normal"; 5 "En las últimas semanas, he sentido cansancio durante la mayor parte del día"; 6 "En las últimas semanas, he pensado que no valgo nada"; 7 "En las últimas semanas, he pensado que tengo más defectos que cualidades"; 8 "En las últimas semanas, he sentido que no tengo muchos motivos para sentirme único y valioso"; 9 "En las últimas semanas, he tenido dificultades para mantener mi concentración"; 10 "En las últimas semanas, he tenido dificultades para tomar decisiones"; 11 "En las últimas semanas, el futuro me parece inseguro e incierto" y 12 "En las últimas semanas, me sentí abandonado por las personas de mi entorno". Las respuestas del ítem 1 se estructuraron mediante escalas ordinales de tipo frecuencia: 0: *Ningún día*; 1: *Algunos días (1 a 2 días)*; 2: *Varios días (3 a 4 días)*; 3: *La mayoría de los días (5 a 6 días)*; 4: *Todos los días*. Los ítems del 2 al 12 presentaron respuestas de tipo Likert: 0: *Nunca*, 1: *Casi nunca*, 2: *A veces*, 3: *Casi siempre* y 4: *Siempre*.

General Anxiety Disorder-7 (GAD-7). La escala GAD-7 fue desarrollada por Spitzer et al. (2006) y adaptada al Perú por Franco-Jimenez y Nuñez-Magallanes (2022). Este instrumento evalúa siete síntomas de la ansiedad que son definidos en el DSM-IV, relacionados a la continuidad o nivel de molestias presentes en las dos últimas semanas. Los ítems responden a una escala de calificación tipo Likert desde 0: *En absoluto* hasta 3: *Casi todos los días*. Las puntuaciones más altas sugieren niveles altos de sintomatología ansiosa. La versión peruana del GAD-7 presenta índices de ajuste adecuados ($\chi^2 = 31.717$, $gl = 14$, CFI = .995, TLI = .992, RMSEA = .056, SRMR = .026), lo que evidencia una estructura unifactorial de acuerdo al modelo original. Asimismo, presenta una elevada fiabilidad mediante el coeficiente omega de McDonald ($\omega = .89$) (Franco-Jimenez & Nuñez-Magallanes, 2022).

Patient Health Questionnaire (PHQ-9). El cuestionario salud del paciente, por sus siglas en inglés PHQ-9, fue elaborado por Spitzer et al. (1999). En Perú, Calderón et al. (2012) evaluaron el contenido de la versión española del instrumento y elaboraron la versión peruana que posteriormente fue usada en investigaciones posteriores para tamizajes de depresión. Este instrumento realiza diagnósticos en base a los criterios de depresión y otros trastornos que comúnmente se dan en la atención primaria. Los ítems se califican con un valor de 0 a 3, donde 0 es *En absoluto* y 3 *Casi todos los días*. Una investigación realizada con estudiantes universitarios de Medicina en Lima halló índices adecuados de ajuste en el modelo bifactorial en el AFC ($\chi^2 = 26.451$, $gl = 17$, $p = .067$; CFI = .991; GFI = .969; RMSEA = .056) en comparación con los modelos unidimensional y bidimensional y una adecuada consistencia interna ($\alpha = .903$) (Huarcaya-Victoria et al., 2020).

Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS). La escala fue desarrollada por Diener et al. (1985) y es uno de los instrumentos más usados en el campo de la investigación (Pavot & Diener, 2008), puesto que se enfoca netamente en la evaluación de la satisfacción con la vida global y no relaciona otros factores, como el afecto positivo o la soledad. Está conformada por cinco ítems que evalúan el sentimiento general de satisfacción de la persona con su vida como un todo (Diener et al., 1985). Los ítems se responden con una escala tipo Likert de cinco alternativas que van desde: (1) *Totalmente en desacuerdo* hasta (5) *Totalmente de acuerdo*. La escala fue adaptada al contexto peruano por Oliver et al. (2018). Sus resultados en una muestra de estudiantes universitarios peruanos brindaron índices de ajuste adecuados ($\chi^2 = 19.464$, $gl = 5$, $p = .001$, CFI = .985, RMSEA = .075 [.042-.111]); además, presentó una fiabilidad adecuada, ($\alpha = .78$).

Procedimiento y consideraciones éticas

Los datos fueron recolectados en dos fases. La primera recolección de datos para el AFE fue en junio del 2021. La segunda recolección para el AFC se realizó de octubre hasta noviembre del 2022. La recolección de datos fue mediante formularios virtuales (Google Forms). El enlace del formulario fue compartido en diversos medios de comunicación y redes sociales como WhatsApp, Instagram, Facebook y código QR. En la encuesta se expuso el objetivo de la investigación y se requirió el consentimiento informado de cada participante, donde se señaló que la información sería anónima, confidencial y su uso sería solo para fines de la investigación. Asimismo, se indicó que la participación sería de forma voluntaria y se podría abandonar en cualquier momento si así lo desearan. Si alguno de los participantes deseaba más información de la investigación, podía contactar a los investigadores a través de una dirección electrónica.

Se consideraron los lineamientos éticos de la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013). Esta investigación obtuvo la aprobación del Comité de Ética de la Facultad Ciencias de la Salud de la Universidad Peruana Unión con referencia de aprobación N°1926-2022/UPEU-FCS-CF.

Análisis de datos

El análisis se efectuó en seis fases. En la primera fase se procedió a realizar la validación de contenido por medio de criterio de expertos (cinco psicólogos clínicos con un mínimo de cinco años de experiencia), quienes revisaron la claridad, relevancia y representatividad de cada ítem. Se consideró el coeficiente V-Aiken $> .70$ para garantizar la validez de contenido de los ítems. En la segunda fase, se realizó el AFE para comprobar la naturaleza teórica y dimensional del constructo. Para el cumplimiento de los supuestos se utilizó el Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Seguidamente, se empleó el Análisis Paralelo (AP) para determinar el número de factores. Para el AFE se usó el Método de Mínimos Residuales, por tratarse variables ordinales, con rotación Oblimin al haberse propuesto dimensiones relacionadas. En la tercera etapa, se realizó el AFC con la finalidad de corroborar la estructura interna de la escala. Primero se comprobó el supuesto de normalidad multivariada con la prueba de Mardia, por lo cual se utilizó el estimador Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonales (DWLS) porque es un estimador robusto que no asume normalidad y es recomendado para datos de naturaleza ordinal y categóricos (Brown, 2008). Para evidenciar un buen ajuste del modelo se analizaron los indicadores del Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI) los cuales deben ser $> .90$ como ajuste aceptable y $> .95$ como ajuste óptimo. También se utilizó el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) y Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) que debe ser $< .06$ o $.08$ para un ajuste aceptable (Hu & Bentler, 1999; Mueller & Hancock, 2008; Schreiber et al., 2006). En la cuarta etapa, se evaluó la confiabilidad mediante el coeficiente omega de McDonald, cuyo valor adecuado es $\omega > .80$ (Raykov & Hancock, 2005), y el coeficiente de Alfa de Cronbach $\alpha > .70$ (Oviedo & Campos-Arias, 2005). En la quinta etapa, se analizó la validez convergente mediante Modelamiento de Ecuaciones Estructurales (SEM). Para evaluar el modelo propuesto se utilizó el estimador Máxima Verosimilitud Robusto (MLR) porque es un estimador robusto, recomendable para análisis de covarianza en variables latentes (Brown, 2008). Además, para evidenciar un buen ajuste del modelo se analizaron los indicadores del CFI, TLI los cuales deben ser $> .90$ como ajuste aceptable y $> .95$ como ajuste óptimo. También se utilizó el RMSEA y SRMR que debe ser $< .06$ o $.08$ para un ajuste aceptable (Hu & Bentler, 1999; Mueller & Hancock, 2008; Schreiber et al., 2006). En la sexta etapa, se evaluó la invarianza factorial por sexo mediante un AFC multigrupo aplicando modelos jerárquicos progresivos: configural, métrico, escalar y estricto. Se consideraron indicadores de invarianza aceptables cuando la diferencia en el CFI (ΔCFI) entre modelos sucesivos fue menor a $.01$, en concordancia con las recomendaciones de Cheung y Rensvold (2002).

Los análisis estadísticos se realizaron en el programa R versión 4.2.2 de acceso libre (R Studio Team, 2021). El AFE y AFC se realizaron con el paquete Lavaan versión 0.6-8 y la fiabilidad con el paquete SemTools versión 0.5-5.

Resultados

Validez de contenido

La validez basada en el contenido del instrumento se evaluó mediante V de Aiken. Valores cercanos a 1 señalan un perfecto acuerdo entre los jueces, pero el punto de corte mínimo requerido es de $.70$ (Ventura-León, 2022). En la Tabla 2 se aprecia que el ítem 3 evidencia por parte de uno o más jueces observaciones en claridad del ítem. Siguiendo estas observaciones, el ítem 3 ("En las últimas semanas me ha sido difícil conciliar el sueño") fue modificado por "En las últimas semanas, he dormido menos de lo normal o habitual". Los demás ítems presentaron valores superiores a $.70$, lo que indica acuerdo entre la mayoría de los jueces respecto a la relevancia, coherencia, claridad y contenido de los ítems.

Tabla 2

Validez de contenido de la escala TDP por acuerdo interjueces V de Aiken

Ítem	Relevancia	Coherencia	Claridad	Contenido
Ítem 1	.89	.89	.78	1.00
Ítem 2	.89	1.00	1.00	.89
Ítem 3	1.00	1.00	.67	1.00
Ítem 4	.89	1.00	1.00	1.00
Ítem 5	1.00	1.00	1.00	1.00
Ítem 6	1.00	1.00	1.00	1.00
Ítem 7	1.00	1.00	1.00	1.00
Ítem 8	1.00	0.89	.89	.78
Ítem 9	1.00	1.00	.89	1.00
Ítem 10	1.00	1.00	1.00	1.00
Ítem 11	.89	1.00	.78	1.00
Ítem 12	1.00	1.00	1.00	1.00

Análisis factorial exploratorio

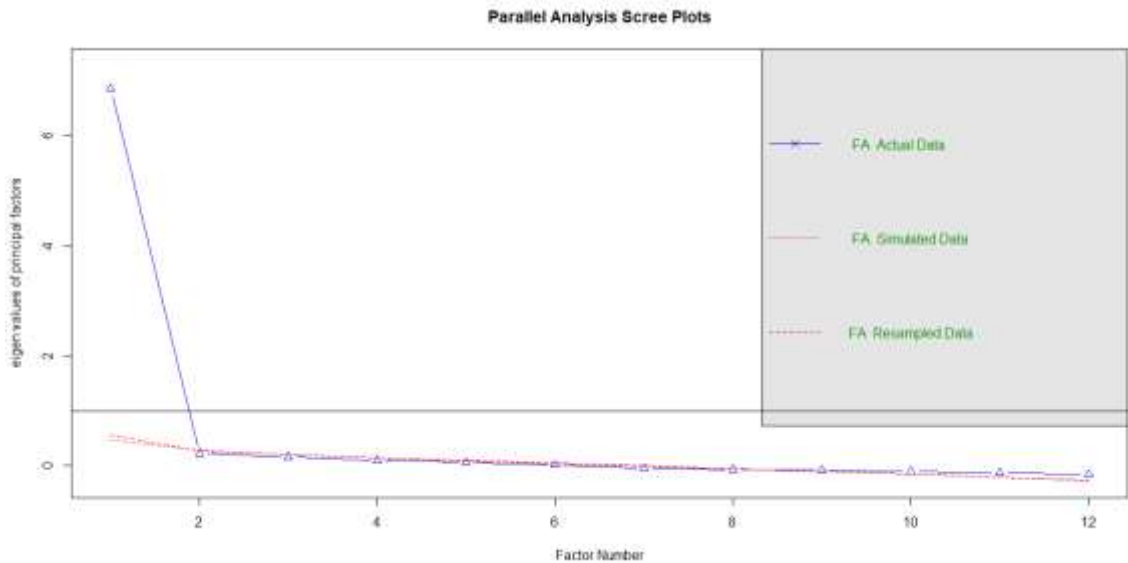
En primer lugar, se verificó el cumplimiento de los supuestos de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett (Tabla 3). En segundo lugar, el método de Análisis Paralelo (AP) evidencia que los 12 ítems planteados forman un solo factor (Figura 1), esto coincide con el planeamiento teórico de la escala basado en el modelo unidimensional del constructo según el DSM-5. También, se observa que todos los ítems ingresan en el componente correspondiente con un peso factorial alto ($\lambda > .60$). Asimismo, el factor logra explicar el 63 % de variabilidad del conjunto de ítems.

Tabla 3

Análisis factorial exploratorio de la escala TDP

Ítems	λ
T1	.71
T2	.70
T3	.65
T4	.67
T5	.77
T6	.82
T7	.88
T8	.85
T9	.84
T10	.80
T11	.84
T12	.87
% Total de varianza explicada	63 %
Prueba de KMO	0.96
Prueba de Barlett	$\chi^2 (11) = 2221.93 (66) p < .001$

Figura 1
Análisis paralelo



Análisis descriptivos de los ítems

Se realizó un análisis descriptivo de cada uno de los ítems con la finalidad de establecer la distribución de la muestra, evaluando la media, desviación estándar, asimetría y curtosis. En la Tabla 4 se observa que el ítem 5 presenta una puntuación media mayor ($M = 1.80$; $DE = .75$) y el ítem 6 la puntuación media más baja ($M = 1.46$; $DE = .84$). Respecto a la asimetría y la curtosis, los valores se mantienen dentro de los límites recomendados de ± 1.5 (Forero et al., 2009). Los resultados del test de Mardia indican que no se cumple el supuesto de normalidad multivariada (asimetría = 5694.67, $p < .001$; curtosis = 62.81, $p < .001$). Estos hallazgos sugieren que los datos analizados se desvían de la distribución normal multivariada esperada.

Tabla 4
Análisis preliminar de los ítems de la escala TDP

Ítems	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>g1</i>	<i>g2</i>
1	1.59	0.69	0.35	0.11
2	1.59	0.76	-0.06	0.30
3	1.67	0.75	-0.10	0.05
4	1.60	0.76	-0.08	0.28
5	1.80	0.75	-0.01	0.81
6	1.46	0.84	-0.07	-0.19
7	1.59	0.79	-0.25	0.17
8	1.54	0.84	-0.28	-0.12
9	1.70	0.72	-0.24	0.67
10	1.67	0.76	-0.26	0.43
11	1.70	0.80	-0.24	0.45
12	1.62	0.79	-0.28	0.20

Nota. *M*: Media; *DE*: Desviación Estándar; *g1*: Asimetría; *g2*: Curtosis.

Análisis factorial confirmatorio y confiabilidad

Posteriormente, se realizó el AFC considerando el modelo de un único factor latente evidenciado en el AFE. En la Tabla 5 se presentan los índices de bondad de ajuste que fueron adecuados ($\chi^2 = 318.72$, $gl = 54$, $p < .001$; CFI = .98, TLI = .97, RMSEA [90 %CI] = .09[0.8 - .10], SRMR = .06); aunque el RMSEA es ligeramente superior, se puede tomar con prudencia con los otros indicadores que se encuentran dentro del rango. Además, las saturaciones (λ) de todos los ítems son superiores a .50 (Raykov & Hancock,

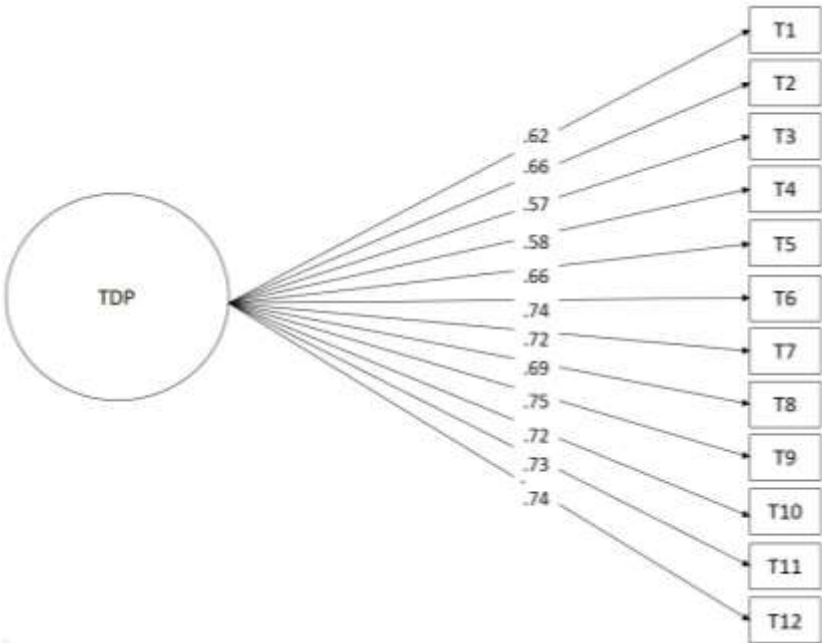
2005). Finalmente, la confiabilidad de la escala se evaluó mediante el coeficiente de Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, evidenciando adecuados índices de fiabilidad ($\alpha = .88$; $\omega = .88$).

Tabla 5
Análisis factorial confirmatorio de la escala TDP (N = 566)

Ítems	Factor 1 (λ)
T1	.62
T2	.66
T3	.57
T4	.58
T5	.66
T6	.74
T7	.72
T8	.69
T9	.75
T10	.72
T11	.73
T12	.74
α	.88
ω	.88
X^2	318.72
<i>gl</i>	54
<i>p-value</i>	.000
CFI	.98
TLI	.97
SRMR	.06
RMSEA [IC 90 %]	.09 [.08 - .10]

Nota. X^2 : chi cuadrado; *gl*: grados de libertad; CFI: Índice de Ajuste Comparativo; TLI: Índice Tucker-Lewis; SRMR: Raíz Residual Estandarizada Cuadrática Media; RMSEA: Error Cuadrático Medio de Aproximación; IC: Intervalos de Confianza.

Figura 2
Estructura interna de la escala TDP



Validez convergente

La validación convergente se realizó a través del Modelamiento de Ecuaciones Estructurales (SEM), que permite modelar y estimar todas las relaciones entre las variables al mismo tiempo. Se halló que la Escala de Trastorno Depresivo Persistente covaría significativamente y en la orientación esperada con constructos relacionados, como depresión (PHQ-9), ansiedad (GAD-7) y satisfacción con la vida (SWLS). En la Tabla 6, el análisis SEM muestra índices de ajuste adecuados (RMSEA = .043; SRMR = .050; CFI = .91; TLI = .91).

Tabla 6

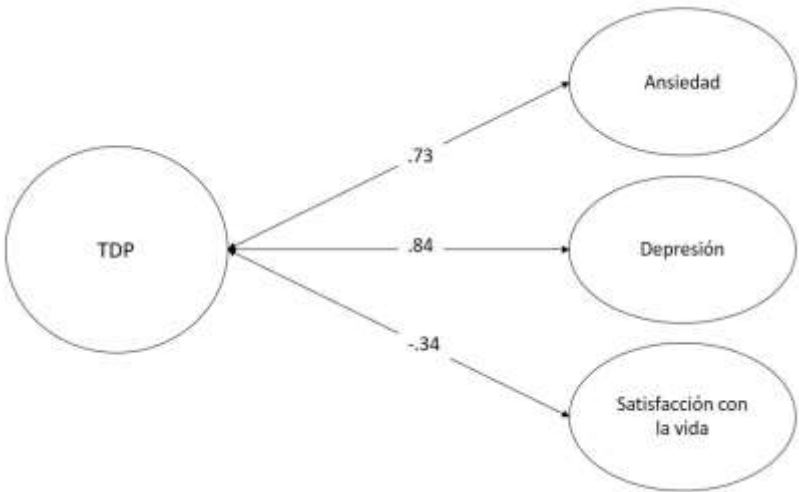
Análisis SEM con variables de ansiedad, depresión y satisfacción con la vida

Índice de ajuste	X ² (gl)	p	X ² /gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [IC 90 %]
Valor	1005.75 (489)	.000	2.05	.91	.91	.050	.043 [.040; .047]

Nota. χ^2 : chi cuadrado; gl: grados de libertad; CFI: Índice de Ajuste Comparativo; TLI: Índice Tucker-Lewis; SRMR: Raíz Residual Estandarizada Cuadrática Media; RMSEA: Error Cuadrático Medio de Aproximación; IC: Intervalos de Confianza.

Figura 3

Modelamiento de Ecuaciones Estructurales del TDP con otras variables



Invarianza factorial según sexo

La Tabla 7 muestra la evaluación de la invarianza factorial por sexo a través de una secuencia jerárquica de modelos con restricciones progresivas. A medida que se introducen restricciones (igualdad de cargas, interceptos y varianzas de error), los índices de ajuste se mantienen dentro de rangos aceptables. Las diferencias de CFI entre modelos consecutivos (Δ CFI) son mínimas, todas por debajo del umbral de .01, recomendado por Cheung y Rensvold (2002); lo que indica que la imposición de restricciones no deteriora significativamente el modelo. Esto sugiere que los ítems de la escala TDP funcionan de manera equivalente en hombres y mujeres en términos de estructura factorial, fuerza de relación con el constructo, y niveles de error, lo que permite comparaciones válidas entre grupos. Aunque el cambio de CFI entre los modelos métrico y escalar se acerca al límite de decisión, su magnitud (-.003) sigue siendo aceptable. En conjunto, los resultados respaldan la invarianza configural, métrica y estricta, y aportan evidencia parcial a favor de la invarianza escalar.

Tabla 7
Invarianza factorial según sexo

Modelo	χ^2	gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2$	Δgl	p	ΔCFI
Configural	415.91	108	.880	.854	.100	.058	—	—	—	—
Métrico	428.97	119	.879	.866	.096	.066	13.06	11	.289	-.001
Escalar	448.26	130	.876	.874	.093	.067	19.29	11	.056	-.003
Estricto	464.76	142	.874	.883	.090	.067	16.50	12	.169	-.002

Nota. CFI: Índice de ajuste comparativo; TLI: Índice Tucker-Lewis; RMSEA: Raíz del error cuadrático medio de aproximación; SRMR: Raíz del residuo cuadrático medio estandarizado. $\Delta\chi^2$ y p indican la comparación con el modelo anterior menos restringido.

Discusión

El TDP es un trastorno del estado de ánimo crónico que no es común; sin embargo, es más incapacitante que la depresión mayor episódica. Se da con más frecuencia en la población adulta entre las edades de 18 hasta 44 años (Gómez-Restrepo, 2015). Los pacientes con TDP describen su estado de ánimo como triste o con el ánimo "por los suelos" (APA, 2014) Asimismo, el TDP puede ser difícil de detectar en contextos psiquiátricos y atención primaria hasta que se incrementa en forma de un episodio depresivo mayor superpuesto (Schramm et al., 2020). El propósito del presente estudio fue construir y evaluar las propiedades psicométricas de una escala para medir la presencia de patrones del TDP en estudiantes universitarios peruanos de 18 a 34 años.

La construcción de la escala TDP se sustentó en los criterios diagnósticos del DSM-5 (APA, 2014) y fue sometida a revisión por expertos clínicos en salud mental. El juicio experto permitió afinar los ítems, especialmente en claridad y coherencia, y aportó evidencia inicial de validez de contenido (Ventura-León, 2022). No obstante, este tipo de evidencia se limita a la consistencia con marcos teóricos y no puede sustituir análisis empíricos sobre la validez discriminante del instrumento (Rios & Wells, 2014).

El análisis factorial exploratorio y confirmatorio evidenció una estructura unidimensional con cargas factoriales adecuadas (Raykov & Hancock, 2005). Desde una perspectiva teórica, esta unidimensionalidad sugiere que el constructo medido corresponde a una manifestación global del malestar afectivo persistente (Watson et al., 1988). Sin embargo, el TDP es una condición multidimensional, caracterizada por una variedad de síntomas (alteraciones del sueño, apetito, autoestima, desesperanza), que podrían estructurarse en dominios específicos (González-Forteza et al., 2015). Por tanto, la elección de una estructura unifactorial implica una simplificación conceptual útil para propósitos de tamizaje, aunque no refleja necesariamente la heterogeneidad clínica del trastorno (Sanz et al., 2013).

En relación con la confiabilidad, los coeficientes obtenidos ($\alpha = .88$; $\omega = .88$) indican una alta consistencia interna de la Escala de Trastorno Depresivo Persistente. Estos valores superan los puntos de corte mínimos sugeridos para instrumentos de nueva construcción ($\alpha > .70$; $\omega > .80$) (Hayes & Coutts, 2020), lo que respalda su uso en contextos de investigación y tamizaje inicial. Una alta consistencia interna sugiere que los ítems comparten un núcleo semántico común y miden una misma dimensión subyacente: el malestar afectivo persistente propio del TDP. Esto fortalece la validez estructural del constructo y permite su operacionalización como una unidad coherente de análisis (Raykov & Hancock, 2005). Considerando que el TDP es un trastorno históricamente subestimado y con limitada visibilidad clínica, contar con una medida fiable representa un avance hacia su delimitación empírica y su estudio sistemático en poblaciones no clínicas, como los estudiantes universitarios, grupo en el que los estudios son escasos a nivel internacional (Auerbach et al., 2018; Ge et al., 2024). Este hallazgo invita a replantear el abordaje de la salud mental en la universidad, superando modelos genéricos de depresión para incorporar dimensiones crónicas como el TDP, cuya detección oportuna puede tener implicancias decisivas en la prevención de deterioro funcional y riesgo suicida.

En cuanto a la validez convergente, el modelo SEM mostró relaciones esperadas entre la escala TDP y medidas de ansiedad, depresión y satisfacción con la vida (Diener et al., 1985; Spitzer et al., 1999; Spitzer et al., 2006). Estas asociaciones respaldan la conexión teórica entre el TDP y otros indicadores del bienestar psicológico (Goodheart et al., 2006). Sin embargo, no permiten concluir sobre la especificidad diagnóstica del instrumento, ya que los síntomas evaluados pueden coincidir con episodios de depresión mayor u otros trastornos afectivos (Irastorza, 2012). Es particularmente relevante que solo uno de los ítems incluya explícitamente la evaluación de la temporalidad del síntoma depresivo, lo que representa una limitación sustantiva si se considera que este es el criterio diferencial más importante del TDP (APA, 2014).

El análisis de invarianza factorial mostró que la escala funciona de manera estructuralmente equivalente entre hombres y mujeres, lo cual permite realizar comparaciones entre grupos con confianza (Cheung & Rensvold, 2002). No obstante, este hallazgo se basa en una muestra no clínica y homogénea, compuesta exclusivamente por estudiantes universitarios peruanos jóvenes, lo que restringe la generalización de los resultados (Otzen & Manterola, 2017). Además, la ausencia de datos provenientes de poblaciones clínicas limita la posibilidad de recomendar su uso como herramienta diagnóstica o para decisiones clínicas individualizadas (Sotelo et al., 2012).

Aunque los hallazgos del presente estudio aportan evidencia preliminar relevante sobre la validez y confiabilidad de la Escala de Trastorno Depresivo Persistente, deben interpretarse a la luz de ciertas limitaciones metodológicas. En primer lugar, la recolección de datos se realizó mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, lo cual limita la generalización de los resultados a la población universitaria nacional o a otros contextos socioculturales (Otzen & Manterola, 2017). Asimismo, la muestra estuvo compuesta exclusivamente por estudiantes universitarios jóvenes, lo que restringe el rango etario y deja fuera a poblaciones potencialmente relevantes, como adultos mayores o adolescentes, en quienes también puede presentarse el TDP con características distintas (Charlson et al., 2013). En segundo lugar, si bien la escala fue diseñada en base a criterios diagnósticos del DSM-5 y revisada por jueces expertos, su validez diagnóstica aún no ha sido establecida. En otras palabras, no se ha determinado empíricamente su capacidad para diferenciar el TDP de otros trastornos del estado de ánimo, especialmente el trastorno depresivo mayor, con el cual comparte sintomatología significativa (Irastorza, 2012). La ausencia de procedimientos clínicos, como entrevistas estructuradas o grupos control, limita la interpretación de la escala como herramienta de tamizaje o apoyo diagnóstico. En tercer lugar, aunque se obtuvo evidencia de validez convergente mediante análisis SEM, no se evaluaron indicadores de validez discriminante o sensibilidad/especificidad diagnóstica, los cuales son fundamentales para valorar el uso clínico de cualquier instrumento psicométrico (Goodheart et al., 2006; Rios & Wells, 2014).

Los resultados obtenidos en el presente estudio tienen implicancias relevantes tanto para la práctica psicológica como para la investigación en salud mental universitaria. En primer lugar, la Escala de Trastorno Depresivo Persistente representa un instrumento inicial que permite evaluar de manera breve y estructurada la sintomatología depresiva persistente en contextos no clínicos, particularmente en estudiantes universitarios, una población reconocida por su vulnerabilidad a los trastornos afectivos (Arrieta et al., 2014; Moreta-Herrera et al., 2018). Su estructura unifactorial y adecuada consistencia interna la hacen útil como herramienta de tamizaje preliminar para identificar personas que podrían estar experimentando un malestar emocional crónico. En segundo lugar, la evidencia de invarianza factorial por sexo sugiere que el instrumento opera de manera equivalente en varones y mujeres, lo cual permite realizar comparaciones válidas entre grupos sin sesgos de medición (Cheung & Rensvold, 2002). Esto contribuye al desarrollo de evaluaciones psicométricas más justas y sensibles al análisis de diferencias de género en salud mental. Desde el ámbito investigativo, la escala puede ser empleada como una medida de autorreporte en estudios epidemiológicos, programas de promoción de la salud mental, o intervenciones psicológicas orientadas al abordaje de síntomas depresivos de curso prolongado. También abre camino para investigaciones futuras sobre comorbilidades, factores protectores, y trayectorias longitudinales del TDP en jóvenes, lo cual permitiría enriquecer la comprensión teórica y clínica del constructo.

En síntesis, el presente estudio aporta evidencia preliminar sobre las propiedades psicométricas de una escala diseñada para evaluar el TDP en estudiantes universitarios peruanos. La escala mostró una estructura unidimensional, adecuados niveles de consistencia interna y relaciones convergentes

con variables teóricamente asociadas como ansiedad, depresión y satisfacción con la vida. Además, se confirmó la invarianza factorial por sexo, lo cual permite comparaciones válidas entre hombres y mujeres. No obstante, debido a la naturaleza no clínica de la muestra y la ausencia de análisis de validez discriminante, se recomienda cautela en la interpretación de los resultados. La escala puede ser útil como herramienta de tamizaje en contextos educativos, pero no reemplaza una evaluación diagnóstica especializada. Se sugiere ampliar su validación en muestras clínicas y explorar su aplicabilidad en estudios longitudinales que evalúen la estabilidad del constructo en el tiempo.

Referencias

- Agudelo, D. (2009). Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) con adolescentes y universitarios de la ciudad de Bucaramanga. *Pensamiento Psicológico*, 5(12), 139-159. <https://doi.org/10.11144/111>
- Aparcana, F. (2017). *La depresión y el rendimiento académico en los estudiantes de la Carrera de Gestión y Negocios del Instituto Superior Sistema Informativo y Soporte Estudiantil (SISE), sede SJL, 2016* [Tesis de maestría]. Universidad Nacional de Educación Enrique Guzmán y Valle. <https://repositorio.une.edu.pe/handle/20.500.14039/1367>
- Argoff, C., & McCleane, G. (2011). *Tratamiento del dolor* (3ª ed.). Elsevier Mosby.
- Arrieta, K., Díaz, S., & González, F. (2014). Síntomas de depresión y ansiedad en jóvenes universitarios: prevalencia y factores relacionados. *Revista Clínica de Medicina de Familia*, 7(1), 14-22. <https://doi.org/10.4321/s1699-695x2014000100003>
- Asociación Americana de Psiquiatría. (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (DSM-5)*.
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en Psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Auerbach, R. P., Mortier, P., Bruffaerts, R., Alonso, J., Benjet, C., Cuijpers, P., Demyttenaere, K., Ebert, D. D., Green, J. G., Hasking, P., Murray, E., Nock, M. K., Pinder-Amaker, S., Sampson, N. A., Stein, D. J., Vilagut, G., Zaslavsky, A. M., Kessler, R. C., & WHO WMH-ICS Collaborators. (2018). WHO World Mental Health Surveys International College Student Project: Prevalence and distribution of mental disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 127(7), 623-638. <https://doi.org/10.1037/abn0000362>
- Brown, T. (2008). Confirmatory factor analysis for applied research. *The American Statistician*, 62(1), 91-92. <https://doi.org/10.1198/tas.2008.s98>
- Calderón, M., Gálvez-Buccollini, J., Cueva, G., Ordoñez, C., Bromley, C., & Fiestas, F. (2012). Validación de la versión peruana del PHQ-9 para el diagnóstico de depresión. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 29(4), 578-579. <https://doi.org/10.1590/s1726-46342012000400027>
- Castro-Díaz, S., Gómez-Restrepo, C., Gil, F., Uribe, M., Miranda, C., De La Espriella, M., Arenas, Á., & Pinto, D. (2013). Factores de riesgo para ideación suicida en pacientes con trastorno depresivo en Colombia. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 43(1), 27-35. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2013.11.003>
- Charlson, F., Ferrari, A., Flaxman, A., & Whiteford, H. (2013). The epidemiological modelling of dysthymia: Application for the Global Burden of Disease Study 2010. *Journal of Affective Disorders*, 151(1), 111-120. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2013.05.060>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Condorcillo, A., & Alvarez, S. (2016). *Perfil clínico de personalidad y niveles de resistencia en personas adictas en situación de internamiento* [Tesis de grado, Universidad Nacional de San Agustín]. Repositorio Campus UNSA. <https://repositorio.unsa.edu.pe/items/23769f41-4fae-4155-bfd0-0f15a7e1d345>
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, E., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with sex life scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 45(1), 18-31. <https://doi.org/10.1177/0748175611422898>

- Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: A Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(4), 625-641. <https://doi.org/10.1080/10705510903203573>
- Franco-Jimenez, R., & Nuñez-Magallanes, A. (2022). Propiedades psicométricas del GAD-7, GAD-2 y GAD-Mini en universitarios peruanos. *Propósitos y Representaciones* 10(1), e1437. <https://doi.org/10.20511/pyr2022.v10n1.1437>
- García-Herrera, J., & Nogueras, V. (2013). *Guías de autoayuda para la depresión y los trastornos de ansiedad*. Servicio Andaluz de Salud. <https://consaludmental.org/publicaciones/Guiasautoayudadepresionansiedad.pdf>
- Ge, P., Tan, C., Liu, J.-X., Cai, Q., Zhao, S.-Q., Hong, W.-Y., Liu, K.-M., Qi, J.-L., Hu, C., Yu, W.-L., Li, Y.-M., You, Y., Guo, J.-H., Hao, M.-Y., Chen, Y., Pan, L.-T., Liu, D.-Y., Yan, M.-Y., Zhang, J.-Z., ... Bian, Y. (2024). Prevalence of subthreshold depression and its related factors in Chinese college students: A cross-sectional study. *Heliyon*, 10(12), e32595. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e32595>
- Gómez-Restrepo, C. (2015). Encuesta Nacional de Salud Mental – ENSM 2015 - Tomo I. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 45. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2016.09.006>
- González-Forteza, C., Hermosillo de la Torre, A., Vacio-Muro, M. de los Á., Peralta, R., & Wagner, F. (2015). Depresión en adolescentes. Un problema oculto para la salud pública y la práctica clínica. *Boletín medico del Hospital Infantil de Mexico*, 72(2), 149-155. <https://doi.org/10.1016/j.bmhmx.2015.05.006>
- Goodheart, C. D., Levant, R. F., Barlow, D. H., Carter, J., Davidson, K. W., Hagglund, K. J., Hollon, S. D., Johnson, J. D., Leviton, L. C., Mahrer, A. R., Newman, F. L., Norcross, J. C., Silverman, D. K., Smedley, B. D., Wampold, B. E., Westen, D. I., Yates, B. T., Zane, N. W., Reed, G. M., ... Bullock, M. (2006). Evidence-based practice in psychology. *American Psychologist*, 61(4), 271-285. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.61.4.271>
- Gutiérrez, J. (2020). *Trastorno Depresivo Persistente (Distimia) desde la Intervención Cognitivo - Conductual* [Tesis de especialidad]. Universidad Pontificia Bolivariana Seccional Bucaramanga. https://repository.upb.edu.co/bitstream/handle/20.500.11912/9316/117_1%281%29.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Halverson, J. (2015). Dysthymic Disorder: Background, Etiology, Epidemiology. *Medscape*. <http://emedicine.medscape.com/article/290686-overview>
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2008). Best Practices in Structural Equation Modeling. En J. Osborne (Ed.), *Best Practices in Quantitative Methods* (pp. 488-508). Sage. <https://doi.org/10.4135/9781412995627.d38>
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than cronbach's alpha for estimating reliability. But.... *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huarcaya-Victoria, J., De-Lama-Morán, R., Quiros, M., Bazán, J., López, K., & Lora, D. (2020). Propiedades psicométricas del Patient Health Questionnaire (PHQ-9) en estudiantes de medicina en Lima, Perú. *Revista de Neuro-Psiquiatría*, 83(2), 72-78. <https://doi.org/10.20453/rnp.v83i2.3749>
- Irastorza, L. (2012). *Personalidad depresiva: concepto y diferenciación Diagnóstico diferencial entre trastorno de personalidad depresiva y distimia* [Tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid]. DOCTA Complutense. <https://eprints.ucm.es/id/eprint/15066/1/T24648.pdf>
- Jiménez-Maldonado, M., Gallardo-Moreno, G., Villaseñor-Cabrera, T., & Gonzáles-Garrido, A. (2013). La distimia en el contexto clínico. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 42(2), 212-218. [https://doi.org/10.1016/s0034-7450\(13\)70008-8](https://doi.org/10.1016/s0034-7450(13)70008-8)
- Klein, D., Schwartz, J. E., Rose, S., & Leader, J. (2000). Five-year course and outcome of dysthymic disorder: A prospective, naturalistic follow-up study. *American Journal of Psychiatry*, 157(6), 931-939. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.157.6.931>

- Melendres, N. (2019). *Prevalencia y factores asociados a Depresión Mayor y/o Distimia en postulantes a la Universidad Nacional De Piura –Perú, 2019* [Tesis de grado]. Universidad Nacional de Piura. <http://repositorio.unp.edu.pe/bitstream/handle/UNP/1639/CCS-MEL-HUA-2019.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Moreta-Herrera, R., López-Calle, C., Gordón-Villalba, P., Ortiz-Ochoa, W., & Gaibor-González, I. (2018). Satisfacción con la vida, bienestar psicológico y social como predictores de la salud mental en ecuatorianos. *Actualidades En Psicología*, 32(124), 112-126. <https://doi.org/10.15517/ap.v32i124.31989>
- Morocho, G. (2018). *Análisis semiológico de la distimia, tomando como referencia los manuales de diagnóstico DSM V y CIE 10*. <https://repositorio.utmachala.edu.ec/handle/48000/8531>
- Oliver, A., Galiana, L., & Bustos, V. (2018). Validación de la Escala de Satisfacción con la Vida y su relación con las dimensiones del autoconcepto en universitarios peruanos. *Persona*, 2(021), 29-44. <https://doi.org/10.26439/persona2018.n021.3018>
- Organización Mundial de la Salud. (2019). *Clasificación Internacional de Enfermedades, undécima revisión (CIE-11)*. <https://icd.who.int/browse11>
- Ortiz, M. (2023). *Niveles de depresión y satisfacción con la vida en estudiantes de tercero de bachillerato del colegio Benigno Malo, Post confinamiento por Covid-19, periodo 2021-2022* [Tesis de maestría]. Universidad Politécnica Salesiana de Ecuador. <https://dspace.ups.edu.ec/bitstream/123456789/24193/1/UPS-CT010309.pdf>
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de muestreo sobre una población a estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <https://doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>
- Oviedo, H., & Campos-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Espanola de Salud Publica*, 76(2), 81-84. <https://doi.org/10.1590/s1135-57272002000200001>
- Pavot, W., & Diener, E. (2008). The Satisfaction With Life Scale and the emerging construct of life satisfaction. *Journal of Positive Psychology*, 3(2), 137-152. <https://doi.org/10.1080/17439760701756946>
- Raykov, T., & Hancock, G. R. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 58(1), 65-82. <https://doi.org/10.1348/000711005X38753>
- Rios, J., & Wells, C. (2014). Evidencia de validez basada en la estructura interna. *Psicothema*, 26(1), 108-116. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.260>
- R-Studio Team. (2021). R Studio: Integrated Development for R (R versión 4.2.2.) [Software]. Rstudio Team Inc.
- Sanz, J., Izquierdo, A., & García-Vera, M. (2013). *Una Revisión desde la Perspectiva de la Validez de Contenido de los Cuestionarios, Escalas e Inventarios Autoaplicados más Utilizados en España para Evaluar la Depresión Clínica en Adultos* [Trabajo académico]. Universidad Complutense de Madrid. <https://www.pearsonclinical.es/mwdownloads/download/link/id/879/>
- Schramm, E., Klein, D. N., Elsaesser, M., Furukawa, T. A., & Domschke, K. (2020). Review of dysthymia and persistent depressive disorder: history, correlates, and clinical implications. *The Lancet Psychiatry*, 7(9), 801-812. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30099-7](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30099-7)
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A., & Barlow, E. A. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Sotelo, L., Sotelo, N., Dominguez, S., Poma, I., Cueto, E., Alarcón, D., Barboza, M., & Padilla, O. (2012). Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión Estado-Rasgo (IDER) en Adultos de Lima. *Avances en Psicología*, 20(2), 59-68.
- Spielberger, C., Agudelo, D., & Buela-Casal, G. (2008). *IDER Inventario de Depresión Estado-Rasgo. MANUAL*. TEA. <http://www.web.teaediciones.com/Ejemplos/IDER-Manual-Extracto.pdf>
- Spitzer, R., Kroenke, K., & Williams, J. (1999). Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD. *Primary Care Companion to the Journal of Clinical Psychiatry*, 2(1), 31. <https://doi.org/10.1001/jama.282.18.1737>
- Spitzer, R., Kroenke, K., Williams, J., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092-1097. <https://doi.org/10.1001/archinte.166.10.1092>

- Tapia, R. (2017). La salud mental en el Perú, marco normativo y legislación comparada. *Área de Servicios de Investigación*, 14(511), 1-49.
- The Government of Canada. (2006). *The human face of mental health and mental illness in Canada 2006*. Minister of Public Works and Government Services Canada. https://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/human-humain06/pdf/human_face_e.pdf
- Ventura-León, J. (2022). De regreso a la validez basada en el contenido. *Adicciones*, 34(4), 323. <https://doi.org/10.20882/adicciones.1213>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- World Medical Association. (2013). Declaration of Helsinki: Ethical Principles for Medical Research Involving Human Subjects. *American Journal of Medicine*, 310(20), 2191-2194. <https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053>

Contribución de los autores (Taxonomía CRediT): 1. Conceptualización; 2. Curación de datos; 3. Análisis formal; 4. Adquisición de fondos; 5. Investigación; 6. Metodología; 7. Administración de proyecto; 8. Recursos; 9. Software; 10. Supervisión; 11. Validación; 12. Visualización; 13. Redacción: borrador original; 14. Redacción: revisión y edición.

G. E. P. ha contribuido en 1, 5, 7, 8, 13; M. E. C. en 1, 5, 7, 8, 13; I. A. C. R. en 1, 2, 6, 9, 10, 13; C. E. A. R. en 1, 3, 6, 9, 10, 14.

Editora científica responsable: Dra. Cecilia Cracco.

Apéndice A

Tabla A1

ESCALA DE DEPRESIÓN DEL TRASTORNO DEPRESIVO PERSISTENTE						
Fecha:.....		Edad:		Sexo:		
A continuación, se presentan diversas situaciones hipotéticas en la relación al estado de ánimo. Marca la respuesta que mejor te describa. Recuerda que no existen respuestas buenas ni malas, y que no es necesario dedicar mucho tiempo a cada frase.						
		Ningún día	Algunos días (1 a 2 días)	Varios días (3 a 4 días)	La mayoría de los días (5 a 6 días)	Todos los días
1	En los dos últimos años, me he sentido melancólico y/o triste.					
		Nunca	Casi Nunca	A veces	Casi siempre	Siempre
2	En las últimas semanas, mi apetito ha disminuido o se ha incrementado.					
3	En las últimas semanas me ha sido difícil conciliar el sueño.					
4	En las últimas semanas he dormido más de lo normal.					
5	En las últimas semanas he sentido cansancio durante la mayor parte del día					
6	En las últimas semanas, he pensado que no valgo nada.					
7	En las últimas semanas, he pensado que tengo más defectos que cualidades					
8	En las últimas semanas he sentido que no tengo muchos motivos para sentirme único y valioso.					
9	En las últimas semanas, he tenido dificultades para mantener mi concentración					
10	En las últimas semanas, he tenido dificultades para tomar decisiones					
11	En las últimas semanas, el futuro me parece inseguro e incierto					
12	En las últimas semanas, me sentí abandonado por las personas de mi entorno.					