

Manuscript_RuthMayta.docx



My Files



My Files



Universidad Peruana Union

Detalles del documento

Identificador de la entrega

trn:oid:::29566:543478823

Fecha de entrega

29 dic 2025, 8:19 a.m. GMT-5

Fecha de descarga

29 dic 2025, 8:22 a.m. GMT-5

Nombre del archivo

Manuscript_RuthMayta.docx

Tamaño del archivo

157.1 KB

17 páginas

5288 palabras

30.492 caracteres

13% Similitud general

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para ca...

Filtrado desde el informe

- Bibliografía
- Texto citado
- Coincidencias menores (menos de 10 palabras)

Exclusiones

- N.º de coincidencias excluidas

Fuentes principales

- 11%  Fuentes de Internet
- 5%  Publicaciones
- 8%  Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Marcas de integridad

N.º de alertas de integridad para revisión

No se han detectado manipulaciones de texto sospechosas.

Los algoritmos de nuestro sistema analizan un documento en profundidad para buscar inconsistencias que permitirían distinguirlo de una entrega normal. Si advertimos algo extraño, lo marcamos como una alerta para que pueda revisarlo.

Una marca de alerta no es necesariamente un indicador de problemas. Sin embargo, recomendamos que preste atención y la revise.

Fuentes principales

- 11% Fuentes de Internet
- 5% Publicaciones
- 8% Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Fuentes principales

Las fuentes con el mayor número de coincidencias dentro de la entrega. Las fuentes superpuestas no se mostrarán.

1	Internet	www.scielosp.org	2%
2	Internet	repositorio.ucv.edu.pe	1%
3	Internet	repositorio.upeu.edu.pe	1%
4	Internet	www.frontiersin.org	1%
5	Trabajos entregados	Universidad Peruana Union on 2023-11-10	<1%
6	Internet	www.researchgate.net	<1%
7	Internet	www.scielo.org.pe	<1%
8	Publicación	Sandra Paulina Chafía Bucay, Klever Armando Moreno Gavilanes. "Evaluación del ...	<1%
9	Internet	novascientia.delasalle.edu.mx	<1%
10	Trabajos entregados	Universidad Privada Antenor Orrego 2025 on 2025-11-05	<1%
11	Internet	revistas.unc.edu.ar	<1%

12	Internet	roderic.uv.es	<1%
13	Internet	gacetasanitaria.org	<1%
14	Internet	www.dykinson.com	<1%
15	Internet	www.infobae.com	<1%
16	Trabajos entregados	Pontificia Universidad Catolica del Peru on 2023-03-20	<1%
17	Trabajos entregados	Universidad Cesar Vallejo on 2024-10-25	<1%
18	Internet	codopsi.com.do	<1%
19	Internet	qa1.scielo.br	<1%
20	Internet	repositorio.ucam.edu	<1%
21	Trabajos entregados	Facultad de Psicología on 2025-12-20	<1%
22	Publicación	Hugo Simkin, Gisela Matrángolo, Susana Azzollini. "Argentine validation of the Pu...	<1%
23	Trabajos entregados	Universidad Peruana Union on 2023-11-17	<1%
24	Internet	pesquisa.teste.bvsalud.org	<1%
25	Internet	revistas.javeriana.edu.co	<1%

26

Internet

www.coursehero.com

<1%

Adaptación y propiedades psicométricas de la escala de angustia por ruptura al español peruano: Un estudio realizado con la edad adulta joven

Adaptation and psychometric properties of the Breakup Distress Scale to Peruvian Spanish: A study conducted with young adults

Ruth Mayta, Universidad Peruana Unión, Unidad de Posgrado de Psicología, Lima, Perú,
ruthmayta@upeu.edu.pe , <https://orcid.org/0009-0001-4324-0624>

Julio Cjuno*, Universidad Peruana Unión, Unidad de Posgrado de Psicología, Lima, Perú,
icjunosuni@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-6732-0381>

Resumen:

El propósito del estudio fue adaptar y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Angustia por Ruptura (BDS) en adultos peruanos con pareja. Es un estudio psicométrico desarrollado en una muestra no probabilística de 366 jóvenes peruanos conformado mayormente por mujeres entre 18 a 35 años que pasaron por lo menos por una experiencia de ruptura en los últimos 5 años. Luego de la traducción directa y retro traducción, participaron expertos y un grupo focal de la población objetivo. Se evaluó el análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC); asimismo, invarianza de medida y se estimó la confiabilidad. Encontramos un modelo unifactorial en el AFE ($KMO = 0.958$, $p < 0.001$) con una varianza explicada de 63.4% y en el AFC con adecuados ajustes ($CFI = 0.999$, $TLI = 0.998$, $SRMR = 0.042$, $RMSEA = 0.057$); asimismo, presentó invarianza de medida por grupos de edad, sexo, estado civil, grado de instrucción y lugar de vivienda y presentó adecuada confiabilidad ($\alpha = 0.958$; $\omega = 0.961$). La BDS en español para peruanos con un modelo unifactorial presentó validez estructural, confiabilidad e invarianza de medida. Por lo tanto, su uso está respaldado para la práctica clínica y académica.

Palabras clave: Angustia por ruptura, relaciones amorosas, propiedades psicométricas, análisis factorial

Abstract:

The purpose of this study was to adapt and analyze the psychometric properties of the Breakup Distress Scale (BDS) among Peruvian adults in romantic relationships. This is a psychometric study conducted on a non-probabilistic sample of 366 young Peruvian adults, composed primarily of women aged 18 to 35, all of whom had experienced at least one romantic breakup within the past five years. Following a process of forward and back translation, experts and a focus group drawn from the target population participated in the adaptation. Exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA) were conducted, as well as tests of measurement invariance and reliability estimation. A unidimensional model was identified in the EFA ($KMO = 0.958$, $p < 0.001$), explaining 63.4% of the variance, and was supported by the CFA, which demonstrated good fit indices ($CFI = 0.999$, $TLI = 0.998$, $SRMR = 0.042$, $RMSEA = 0.057$). Additionally, measurement invariance was established across groups defined by age, sex, marital status, educational level, and place of residence. The scale also demonstrated excellent reliability ($\alpha = 0.958$; $\omega = 0.961$). The Spanish version of the BDS for Peruvian adults with a unidimensional structure showed evidence of structural validity, reliability, and measurement invariance. Therefore, its use is supported for both clinical and academic purposes.

Keywords: Breakup distress, romantic relationships, psychometric properties, factor analysis

Introducción

La finalización de una relación amorosa se considera un evento potencialmente traumático (Van der Watt et al., 2024) cuya angustia y perturbación incrementan el riesgo a desarrollar enfermedades mentales lo cual podría conducir a la ideación suicida (Sharp et al., 2023). Esta situación tiene una alta incidencia como lo demuestra un estudio donde el 59.6% de jóvenes acudieron a consulta por motivo de ruptura amorosa (Espinosa Sierra et al., 2017). Este hecho para muchos jóvenes puede constituir uno de los eventos más estresantes en su vida, ya que durante esta etapa se consolida el sentido de identidad y la autovaloración a partir de vínculos afectivos e íntimos (Zapata-Vega et al., 2022; Espinosa Sierra et al., 2017), este dolor que experimenta un individuo, puede compararse con el duelo producido por una pérdida de muerte (Thi Loan et al. 2023).

Son las mujeres quienes suelen tener una mayor angustia después de una ruptura, otros factores como; el no ser religioso, o la acumulación de otras experiencias negativas acumuladas también aumentan el nivel de angustia (Van der Watt et al. 2023), al igual que la aparición de pensamientos intrusivos intensos, punzadas emocionales, sentimientos de angustia, sensación de soledad y vacío, así como alteraciones fisiológicas, entre ellas trastornos del sueño y anhedonia (Horowitz et al., 1997). Asimismo, el rechazo y la traición pueden conducir a la manifestación del denominado síndrome del corazón roto, caracterizado por **síntomas similares a los de un ataque cardíaco, como dolor físico en el pecho** o en la región del corazón (Field & Field, 2017). Otros factores como tener poco tiempo de la ruptura, no iniciar la ruptura, o el darse de manera inesperada o repentina, o el no iniciar un nuevo vínculo sentimental, el sentimiento de rechazo o traición, podrían generar mayor angustia (Field et al., 2009).

Los estudios de la teoría del apego al ámbito de las relaciones románticas, destacan que las rupturas amorosas tienen un impacto significativo en el proceso de duelo debido a la profunda conexión emocional que define este tipo de vínculos (Kazan & Shaver, 1987). Desde la perspectiva del apego, las relaciones de pareja funcionan como una base segura que respalda el bienestar emocional; su pérdida desencadena respuestas emocionales y comportamientos que reflejan los patrones de apego desarrollados en la infancia. Las inseguridades de apego antes de una ruptura, se relacionan con mayores síntomas depresivo y ansiosos, por medio de un mayor autocastigo y un uso mínimo de estrategias de afrontamiento (Gehl et al., 2024), además el apego deseado frente a la angustia por ruptura, hace que haya un acercamiento involuntario hacia la expareja (Eisma et al., 2022) y peor aún practicar sexo en esa etapa podría agravar el dolor y alargar el duelo (Moran et al., 2024)

Por otro lado, el enfoque sistémico ofrece una perspectiva mas amplia, porque una ruptura involucra no solo a un individuo, sino a la familia y demás miembros. Este enfoque señala que el sistema familiar y social pueden ser recursos significativos para reconstruirse emocionalmente de una ruptura, estudios más actuales reafirman otras estrategias de afrontamiento desde el enfoque sistémico (Zamora Huerta et al., 2019) destaca el apoyo social como elemento esencial para afrontar las separaciones, estrategias como la autoayuda, aproximación, acomodación, evitación y el autocastigo promueven la recuperación de una ruptura (Gehl et al., 2024)

El presente estudio aborda un tema de especial interés para los jóvenes: la angustia emocional derivada de una ruptura amorosa. El aporte científico de esta investigación radica en ofrecer una herramienta psicométricamente confiable y culturalmente pertinente que facilite la evaluación del malestar emocional posterior a una ruptura. Además, por su brevedad y facilidad de aplicación, este instrumento podrá emplearse en futuras investigaciones de tipo predictivo, correlacional y comparativo relacionadas con las relaciones amorosas y sus efectos en la salud mental. Además, en el contexto peruano, no se dispone de un instrumento breve, adaptado y validado al español del Perú, que permita evaluar adecuadamente este estado emocional tras una ruptura. Por ello, el objetivo de esta investigación es adaptar a una versión corta de una escala que mida la angustia por ruptura amorosa en jóvenes peruanos.

Material y Métodos

Participantes

La muestra estuvo conformada por 366 adultos jóvenes que mantuvieron una relación y pasaron por una ruptura amorosa en un promedio de hasta poco más de 5 años atrás, los mismo que fueron residentes en Perú y desearon participar voluntariamente en el estudio; todos estos fueron las condiciones para ser parte de este estudio. Participaron un 75,6%(277) mujeres y un 24,4% (89) varones, respecto a la edad de los participantes, el 87,1% (319) tenían entre 18 a 25 años, mientras que el restante 12,8% (47) tenían entre 26 y 35 años. En cuanto al tiempo de relación, el 40,7% (149) tuvo una relación corta de menos de 1 año, el 18,3% (67) pasaron por una relación intermedia, con una duración de 1 año y medio y finalmente, y el 40,9% (150) tuvieron una relación larga de más de 2 años. Por último, sobre el tiempo transcurrido desde término de la ruptura de relación, el 19,9% (73) pasaron por una ruptura reciente aguda de menos de 3 meses, el 36,8% (135) tuvieron una ruptura transitoria

de menos de 6 meses a 1 año y medio, y el 43,1% (158) indicaron tener una ruptura antigua de hace 2 años a más.

Instrumentos

La escala de angustia por ruptura (BDS) se derivó como una adaptación del inventario duelo complicado (ICG) de (Prigerson et al. 1995) este inventariado fue producto de un estudio que identificó un conjunto de síntomas específicos del duelo, los cuales se distinguían claramente de los síntomas propios de la depresión y ansiedad, esa versión poseía 19 ítems y presentó una alta consistencia interna (α) de Cronbach de 0,94. (Field et al., 2009). A partir de ese estudio, adaptaron y validaron transculturalmente la escala “Breakup Distress Scale” (BDS), en República Dominicana por (Zapata-Vega et al., en el 2022) en una población de 179 jóvenes dominicanos entre 18 y 30 años que vivieron al menos una ruptura en los últimos 5 años, obtuvo una alta confiabilidad de consistencia interna ($\omega = 0,86$). Esta escala pide que los participantes se califiquen como se han sentido después haber experimentado una ruptura amorosa a través de una escala de Likert que va de 1 (nada) a 4 (mucho), para este estudio se usa la versión que consta de 16 ítems. Cuanto más alta sea la puntuación, mayor será la angustia experimentada. Este instrumento evalúa aspectos como pensamientos intrusivos, sentimientos por la ruptura.

Procedimientos

El proyecto fue aprobado por el comité de ética, posteriormente la escala pasó por 5 expertos quienes observaron algunos términos, que debieron ser adaptados al español peruano. Tras haber sido adaptada por criterio de jueces psicólogos de profesión y especialistas en el área, con criterios de relevancia, representatividad y claridad; con 4 opciones de respuesta (1= nada, 4= mucho). En seguida se desarrolló una prueba piloto con la participación de 30 jóvenes que previamente brindaron su consentimiento informado para participar, los mismos indicaron que había claridad y comprensión en las preguntas por lo que se aprobó la versión en español para peruanos del instrumento.

Posterior a ello, los datos fueron recolectados virtualmente por redes sociales y plataformas virtuales (WhatsApp y Facebook), los participantes recibieron un formulario de OneDrive con el consentimiento informado en formato digital. Ese formulario explicaba el objetivo de estudio, implicaciones y posibles riesgos. Además, el consentimiento indicaba que la participación sería voluntaria, confidencial y anónima y si quisiera retirarse en cualquier momento podía sentirse libre de hacerlo sin ninguna repercusión, todo este proceso de

recolección duro un promedio de 3 meses y fue realizada por una encuestadora con formación en psicología.

Análisis de datos

La validación de contenido de los instrumentos fue determinada por el método de criterio de jueces y fue cuantificada por el coeficiente V de Aiken (Aiken, 1985; Escurra, 1969). Según la literatura si los valores de Aiken son mayores a 0.8 se consideraron válidos los ítems (Boluarte & Tamari, 2017). En seguida, se realizaron análisis estadísticos descriptivos para variables numérica se estimaron medidas de tendencia central, dispersión y distribución; mientras que para variables categóricas se estimaron frecuencias absolutas y relativas. Se utilizó el análisis factorial exploratorio (AFE) para explorar la organización interna considerando la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett, asimismo se empleó un método de extracción de residuos mínimos y rotación promax. Posterior a ello, se desarrolló el análisis factorial confirmatorio (AFC) para confirmar la estructura considerando el método de estimación de WLSMV (Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted) debido a que el instrumento presenta respuestas ordinales (Muthén & Muthén, 2017). Asimismo, se consideró según la literatura los valores aceptables para los índices de ajuste como CFI > 0.90, TLI > 0.90; RMSEA y el SRMR < .08 (Bentler, 2006; MacCallum et al., 1996; Browne & Cudeck, 1992).

Para la fiabilidad se determinó el coeficiente de confiabilidad alfa de Cronbach considerando aceptable cuando el valor era > 0.70 (Cronbach, 1951; González & Pazmiño, 2015). Para el caso del coeficiente omega de McDonald se tomó el mismo criterio de corte de aceptabilidad que el alfa (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Zinbarg et al., 2005).

La invarianza fue examinada por CFA multigrupos, su determinación se realizó en 4 niveles de restricción, así como lo refiere Meredith (1993): 1) Configuracional (busca equivalencia entre factores e ítems), 2) Métrica (agregar equivalencia de cargas factoriales), 3) Escalar (agrega equivalencias de interceptos) y 4) Estricta (agrega equivalencia de varianzas de errores). Según Cheung & Rensvold (2002) el instrumento presenta invarianza si cada nivel reporta adecuados ajustes y una diferencia < 0.01 en los coeficientes delta CFI o RMSEA. Todos los análisis estadísticos se realizaron utilizando el programa estadístico R Studio versión 2025.09.2-418.

Aspectos éticos

El presente estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Escuela de Posgrado de la Universidad Peruana Unión, Lima, Perú con Informe No 2025-CE EPG-00012. Asimismo, respetó los principios éticos de investigación en seres humanos por medio del uso del consentimiento informado para todos los participantes, la confidencialidad y la justicia.

Resultados

La muestra del AFE estuvo conformada por 250 participantes, en donde la mayoría se encontraba en un rango de edad de 18 a 25 años (88.0%), de los cuales el 73,2% fueron de sexo femenino. Además, el 42.4% de los participantes indicó que su relación duró menos de un año. Sobre el tiempo transcurrido de la ruptura, se encontró que el 36.8% del grupo AFE había terminado su relación hace más de veinticuatro meses, respecto a procedencia geográfica, el 86.4% fue de procedencia de la sierra. Mientras que la muestra del AFC estuvo conformada por 366 participantes, donde la mayoría estuvo en un rango de edad de 18 a 25 años (82.8%), donde predominó el sexo femenino en un 75,7%, el 40,7% reportó una duración menor a un año, y el 43,2% reportó una ruptura reciente de más de veinticuatro meses, por último, el 86,1% fueron de la región sierra.

Como se puede observar, en la tabla 2, se realizó un análisis descriptivo de los 16 ítems de la Breakup Distress Scale (BDS). Las medias (M) de los ítems oscilaron entre 1.81 (ítem 5) y 2.14 (ítem 1), lo cual indica niveles moderadamente bajos de malestar posterior a la ruptura en la muestra evaluada. Las desviaciones estándar (DE) estuvieron cercanas a 1 en todos los ítems, reflejando una dispersión moderada en las respuestas.

La asimetría y curtosis presentaron valores menores a ± 1.5 , por lo tanto, presenta una distribución normal. En cuanto a las cargas factoriales presentaron cargas factoriales entre 0,59 en el (ítem 1) y 0.89 en el (ítem 12). Lo cual confirma los ítems presentan cargas factoriales adecuados λ mayor a 0.40.

Los resultados de la prueba de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) indicando un valor general de 0.958, considerándose excelente para el análisis factorial. Además, la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($p < 0.001$), confirmando la pertinencia de aplicar este procedimiento. Asimismo, la varianza total explicada alcanzó el 63.4%, evidenciando una adecuada capacidad de la escala para representar la estructura latente evaluada (Tabla 3).

El gráfico de sedimentación muestra que solo el primer factor tiene un valor claramente superior a los demás, que caen de manera abrupta y se mantienen bajos. Esto significa que la mayor parte de la información que recoge la escala se concentra en un solo factor. En

términos prácticos, los resultados indican que la BDS mide principalmente una misma dimensión, lo que respalda su uso como herramienta unidimensional (Figura 1).

En el análisis factorial confirmatorio, encontramos que el modelo de un factor, presento adecuados índices de bondad de ajustes (CFI= 0.999, TLI=0.998, SRMR =0.042, RMSEA =0.057) estas confirman la validez de la estructura interna de la BDS (Tabla 4).

En el análisis de modelos estructurales, encontramos que los ítems de la BDS presentaron cargas factoriales entre $\lambda = 0.69$ en el ítem 1 y $\lambda = 0.93$ en el ítem 13, considerándose adecuadas por presentar cargas factoriales mayores a 0.30 (Figura 2).

Respecto a consistencia interna de la BDS, encontramos adecuada confiabilidad por Alpha de Cronbach= 0.958 y Omega de McDonald =0.961 (Tabla 4).

La prueba de invarianza multigrupo de la BDS mostró que el modelo es invariante tanto por sexo como por tiempo de ruptura, ya que los cambios en CFI ($\leq .01$) y RMSEA ($\leq .015$) se mantuvieron dentro de los criterios recomendados. Esto indica que la estructura factorial de la escala es equivalente en ambos grupos de comparación (Tabla 5).

Discusión

La adaptación de la Escala de Angustia por Ruptura (BDS) al contexto peruano en población de adultos jóvenes mostró indicadores psicométricos altamente satisfactorios. El análisis factorial exploratorio reveló cargas factoriales entre 0.59 y 0.89, mientras que el confirmatorio confirmó un modelo unidimensional con índices de ajuste sobresalientes (CFI=0.999; TLI=0.998; RMSEA=0.057). Estos hallazgos respaldan la teoría original de la escala, (Field et al., 2009) la cual concibe la angustia postruptura como un constructo unidimensional que sintetiza síntomas emocionales y cognitivos posteriores a la separación. La evidencia encontrada coincide con estudios internacionales, como la versión china y española (Zapata-Vega et al., 2022), que también confirmaron la estructura de un solo factor. La adaptación de BDS de la versión china (Qiao et al., 2025) halló un alto porcentaje de varianza en la estructura unifactorial, los ítems alcanzaban cargas factoriales superiores a .60, valores similares en la muestra peruana ($\lambda = 0.69 - \lambda = 0.93$). Estos valores paralelos refuerzan la robustez transcultural de la escala.

En cuanto a la consistencia interna, el alfa de Cronbach (0.958) y el coeficiente Omega (0.961) mostraron una excelente confiabilidad, lo que ratifica que los ítems de la BDS en su versión peruana se comportan de manera estable. Estos resultados son comparables a lo reportado en la validación española y en la versión china (Qiao et al., 2025), donde también se registraron valores superiores a 0.90. Incluso en contextos más exigentes, como en la versión

persa (Negar Mousivand et al., s. f.), donde se realizaron ajustes al modelo, la escala logró mantener niveles aceptables de confiabilidad. Esto evidencia que, a pesar de las diferencias culturales, el instrumento conserva su robustez teórica y empírica, reforzando su aplicabilidad transcultural.

Otro aspecto relevante de esta validación es la invarianza multigrupo, que mostró que la escala se comporta de forma equivalente según sexo y tiempo de ruptura, lo hace interpretar que la escala es consiente para los distintos subgrupos. Ello resulta congruente con estudios como el de Qiao et al., quienes reportaron equivalencia estricta entre géneros e iniciadores de ruptura en la versión china. Sin embargo, investigaciones previas han mostrado diferencias en los niveles de distrés: las mujeres y las personas que no inician la ruptura suelen reportar mayor malestar. Esto implica que, aunque la estructura del instrumento sea estable, la experiencia subjetiva de la angustia debe interpretarse considerando factores individuales y situacionales.

Finalmente, esta adaptación y validación aportan una herramienta confiable para la investigación y la práctica clínica en el Perú, donde el estudio de las rupturas amorosas en adultos jóvenes aún es incipiente. Tal como señalan revisiones internacionales, la angustia por ruptura está estrechamente vinculada a síntomas de depresión, ansiedad, dificultades de sueño y sentimientos de traición. En este sentido, contar con un instrumento validado culturalmente permite avanzar en la identificación de estas problemáticas y en el diseño de estrategias de intervención en salud mental. Así, la BDS en español peruano no solo refuerza la teoría del instrumento, sino que amplía su alcance y utilidad en contextos latinoamericanos.

Implicancias

El desarrollo de la escala Breakup Distress Scale (BDS) al contexto peruano constituye un aporte valioso para la evaluación del malestar emocional asociado a las rupturas amorosas en jóvenes adultos una experiencia común pero frecuentemente subestimada en la literatura psicológica. Al demostrar solidez psicométricamente y culturalmente, permitirá a los investigadores profundizar la angustia post una ruptura amorosa desde una perspectiva contextualizada, fortaleciendo la evidencia empírica sobre procesos afectivos posteriores una ruptura de una relación. Por otro lado, para los profesionales de la salud mental, la escala promete ser una herramienta útil para la detección temprana de esta problemática y al mismo tiempo para proyectar el diseño de intervenciones para las vastas secuelas que deja este suceso asociado a los jóvenes.

Limitaciones e investigaciones futuras

Se encontró como limitaciones el acceso fácil a la población con esta problemática, debido la delicadeza del tema, por otro lado, algunos de los que aceptaban participar, diferían de la población objetivo, motivo por el cual se perdió un porcentaje considerable en la limpieza de datos.

Conclusión

La validación de la Escala de Angustia por Ruptura al español peruano confirma su solidez psicométrica y pertinencia cultural para evaluar el estrés postruptura en adultos jóvenes. Este estudio aporta una herramienta confiable y válida para la investigación y la práctica clínica en el Perú, contribuyendo al conocimiento transcultural del fenómeno y al diseño de intervenciones en salud mental juvenil.

Para futuras investigaciones, se recomienda realizar estudios correlacionales o predictivos con esta variable relacionado a rupturas con infidelidades, bienestar psicológico u otros que ayuden a determinar literatura e información científica respecto a relaciones en pareja.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses

Responsabilidad ética

El presente estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Escuela de Posgrado de la Universidad Peruana Unión, Lima, Perú con Informe No 2025-CE EPG-00012. Asimismo, respetó los principios éticos de investigación en seres humanos por medio del uso del consentimiento informado para todos los participantes, la confidencialidad y la justicia.

Contribución de autoría

RM: desarrollo del estudio, conceptualización, metodología, redacción y revisión del manuscrito, visualización de resultados y supervisión general del proceso de investigación, aprobación de la versión final del manuscrito.

JC: desarrollo del estudio, conceptualización, metodología, recopilación y análisis de datos, redacción y revisión del manuscrito, visualización de resultados y supervisión general del proceso de investigación, aprobación de la versión final del manuscrito.

Referencias

- Aiken, L. R. (1985). Three Coefficients for Analyzing the Reliability and Validity of Ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45(1), 131-142.
<https://doi.org/10.1177/0013164485451012>
- Arrogante, Ó. (2018). Modelos de ecuaciones estructurales en Enfermería: metodología y aplicación en la investigación enfermera. *Index de Enfermería*, 27(1-2), 67-71.
https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1132-12962018000100014
- 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>
- Avendaño Prieto, B. L., Avendaño Prieto, G., Cruz, W., & Cárdenas-Avendaño, A. (2014). Guía de referencia para investigadores no expertos en el uso de estadística multivariada. *Diversitas*, 10(1), 13-27. <https://doi.org/10.15332/s1794-9998.2014.0001.01>
- Bentler, P. M. (2006). *EQS 6, Structural Equations Program Manual* (C. M. S. Inc. Encino, Ed.).
<http://www.econ.upf.edu/~satorra/CourseSEMVVienna2010/EQSManual.pdf>
- Bhat, S. A., & Beri, A. (2016). Development and validation of teachers perceived job performance scale (TPJP) in higher education. *Man in India*, 96(4), 935-944.
https://www.researchgate.net/publication/305263924_Development_and_validation_of_teachers_perceived_job_performance_scale_TPJP_in_higher_education
- Boluarte Carbajal, A., & Tamari, K. (2017). Validez de contenido y confiabilidad inter-observadores de Escala Integral Calidad de Vida. *Revista de Psicología*, 35(2), 641-666.
<https://doi.org/10.18800/psico.201702.009>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839.
<https://www.redalyc.org/pdf/422/42210515.pdf>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Eisma, M. C., Tõnus, D., & de Jong, P. J. (2022). Desired attachment and breakup distress relate to automatic approach of the ex-partner. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 75. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2021.101713>
- Escurra Mayaute, L. M. (1969). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(1-2), 103-111. <https://doi.org/10.18800/psico.198801-02.008>
- Espinosa Sierra, V., Salinas Rodríguez, J. L., & Santillán Torres-Torija, C. (2017). Incidencia del duelo en la ruptura amorosa en estudiantes universitarios en un Centro de Crisis, Emergencias y Atención al Suicidio (CREAS). *Journal of Behavior, Health & Social Issues*, 9(2), 27-35.
<https://doi.org/10.1016/j.jbhsi.2018.01.001>

- Field, R. A., & Field, T. (2017). Citation: Field T. Romantic Breakup Distress, Betrayal and Heartbreak: A Review. *Int J Behav Res Psychol*, 5(2), 217-225.
<https://doi.org/10.19070/2332-3000-1700038>
- Field, T., Diego, M., Pelaez, M., Deeds, O., & Delgado, J. (2009). *BREAKUP DISTRESS IN UNIVERSITY STUDENTS*.
<https://web.p.ebscohost.com/ehost/detail/detail?vid=0&sid=d07a716f-175a-4916-9a1a-3da638eb25a1%40redis&bdata=JkF1dGhUeXBIPWlwLHNzbyZsYW5nPWVzJnNpdGU9ZWhvc3QtbGl2ZSZzY29wZT1zaXRl#db=asn&AN=47715860>
- Gehl, K., Brassard, A., Dugal, C., Lefebvre, A. A., Daigneault, I., Francoeur, A., & Lecomte, T. (2024). Attachment and Breakup Distress: The Mediating Role of Coping Strategies. *Emerging Adulthood*, 12(1), 41-54. <https://doi.org/10.1177/21676968231209232>
- González Alonso, J. A., & Pazmiño Santacruz, M. (2015). Cálculo e interpretación del Alfa de Cronbach para el caso de validación de la consistencia interna de un cuestionario, con dos posibles escalas tipo Likert . *Revista Publicando*, 2(2), 62-77.
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7510855>
- Hernandez, R., Fernandez, C., & Baptista, P. (2010). Metodología de la investigación. En S. A. D. C. V. McGRAW-HILL/INTERAMERICANA EDITORES (Ed.), *Metodología de la investigación* (Quinta edi).
- Horowitz, M. J., Siegel, B., Holen, A., Bonanno, G. A., Milbrath, C., & Stinson, C. H. (1997). Diagnostic Criteria for Complicated Grief Disorder. En *Am J Psychiatry* (Vol. 154, Número 7). <https://doi.org/10.1176/ajp.154.7.904>
- Kazan, C., & Shaver, P. (1987). *Romantic Love Conceptualized as an Attachment Process*.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.52.3.511>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Moran, J. B., Burch, R. L., Wade, T. J., & Murray, D. R. (2024). If you leave, don't leave now: The role of gender, sociosexuality, and fear of being single on desire to engage in breakup sex. *Personality and Individual Differences*, 216. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2023.112420>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus: Statistical Analysis with Latent Variables: User's Guide* (Muthén & Muthén, Eds.; 8.^a ed.).
- Negar Mousivand, Masoume Pourmohamadreza-Tajrishi, & Jahangir Mohammadi Bytamar. (s. f.). *Assessment of the Validity and Reliability of the Persian Version of the Breakup Distress Scale and Its Relationship with Resilience Among College Students*.
<https://doi.org/https://doi.org/10.5812/mejrh-160552>
- Norona, J. C., Scharf, M., Welsh, D. P., & Shulman, S. (2018). Predicting post-breakup distress and growth in emerging adulthood: The roles of relationship satisfaction and emotion regulation. *Journal of Adolescence*, 63, 191-193.
<https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2018.01.001>
- Oviedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580.
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80634409>

- Qiao, X., Zhan, T., & Geng, Y. (2025). Validity and reliability of the Chinese version of the Break-up Distress Scale for college students. *Frontiers in Psychology*, 16. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1615021>
- Sharp, P., Ogrodniczuk, J. S., Sha, M., Kelly, M. T., Montaner, G. G., Kealy, D., Seidler, Z. E., Rice, S. M., & Oliffe, J. L. (2023). Working with men in the context of distressed and disrupted intimate partner relationships: A qualitative study. *Patient Education and Counseling*, 115. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2023.107873>
- Soper, D. (2024). *Calculadora de tamaño de muestra a priori para modelos de ecuaciones estructurales*. Software. <https://www.danielsoper.com/statcalc/default.aspx>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using Multivariate Statistics* (Harlow: Pearson Education, Ed.; 6.^a ed.).
- Thi Loan, N., Thi Khanh Minh, T., Vu Thanh Truc, N., & Thien Hoan My, T. (2023). The Mediating Role Of Rumination In Breakup Distress After Romantic Relationships And Sleep Disturbance Of The Students And A Five-Day-Proposed Intervention Programvn (Tran Thien Hoan My). En *Journal of Namibian Studies*. <https://namibian-studies.com/index.php/JNS/article/view/2909/2034>
- Van der Watt, A. S. J., Du Plessis, S., Ahmed, F., Roos, A., Lesch, E., & Seedat, S. (2024). Hippocampus, amygdala, and insula activation in response to romantic relationship dissolution stimuli: A case-case-control fMRI study on emerging adult students. *Journal of Affective Disorders*, 356, 604-615. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2024.04.059>
- van der Watt, A. S. J., Roos, A., Lesch, E., & Seedat, S. (2023). Factors associated with breakup distress following a romantic relationship dissolution among emerging adult students. *Journal of Psychology in Africa*, 33(2), 183-188. <https://doi.org/10.1080/14330237.2023.2190232>
- Zamora Huerta, C. C., Alvarez Cuevas, S. M., & Peña Castillo, R. F. (2019). Terapia Sistémica y apoyo social. Una intervención psicoterapéutica ante el divorcio. *Revista Reflexiones*, 99(1). <https://doi.org/10.15517/rr.v99i1.35183>
- Zapata-Vega, D., Pichardo-Marte, C., Frías-Hiciano, M., Pacheco del Castillo, L., Espinal, J., & Garrido, L. E. (2022). Heartache in Young Adulthood: Cross-Cultural Adaptation and Validation of a Spanish Version of the Breakup Distress Scale. *Emerging Adulthood*, 10(3), 788-803. <https://doi.org/10.1177/21676968221076340>
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω H: their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123-133. <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>

Tabla 1
Características de los participantes

	AFE (n= 250)		AFC (n=366)	
	n	%	n	%
Edad				
18 a 25 años	220	88.0	303	82.8
26 a 35 años	30	12.0	63	17.2
Sexo				
Femenino	183	73.2	277	75.7
Masculino	67	26.8	89	24.3
Tiempo que duró su relación				
Menor a un año	106	42.4	149	40.7
Entre uno a dos años	50	20.0	67	18.3
Más de dos años	94	37.6	150	41.0
Tiempo de ruptura de su relación				
Menor de 3 meses	70	28.0	73	19.9
De 3 a 24 meses	88	35.2	135	36.9
Mayor de 24 meses	92	36.8	158	43.2
Región				
Costa	19	7.6	30	8.2
Sierra	216	86.4	315	86.1
Selva	15	6.0	21	5.7

Tabla 2
Análisis descriptivo de los ítems de la BDS

	M	DE	g1	g2	Factor 1*	Unicidad
Ítem 1	2.14	0.96	0.4	-0.9	0.59	0.65
Ítem 2	2.12	0.95	0.4	-0.9	0.74	0.46
Ítem 3	1.99	0.97	0.5	-0.8	0.80	0.35
Ítem 4	1.88	0.92	0.6	-0.7	0.71	0.50
Ítem 5	1.81	0.91	0.7	-0.6	0.77	0.41
Ítem 6	1.96	0.95	0.5	-0.8	0.84	0.30
Ítem 7	1.88	0.94	0.7	-0.6	0.83	0.31
Ítem 8	2.12	0.97	0.4	-0.9	0.73	0.47
Ítem 9	2.04	0.96	0.5	-0.7	0.81	0.35
Ítem 10	2.01	0.97	0.5	-0.9	0.82	0.33
Ítem 11	2.04	1.02	0.5	-0.9	0.78	0.39
Ítem 12	1.89	0.96	0.6	-0.8	0.89	0.21

Ítem 13	1.85	0.90	0.6	-0.7	0.88	0.23
Ítem 14	1.84	0.94	0.7	-0.6	0.82	0.33
Ítem 15	1.94	0.97	0.6	-0.8	0.84	0.30
Ítem 16	1.96	0.98	0.6	-0.8	0.86	0.27

Nota: M, media; DE, desviación estándar; g1, asimetría; g2, curtosis; *Lambda o carga factorial

Tabla 3

Prueba de KMO y varianza de la BDS

	KMO
Ítem 1	0.916
Ítem 2	0.939
Ítem 3	0.962
Ítem 4	0.969
Ítem 5	0.963
Ítem 6	0.971
Ítem 7	0.967
Ítem 8	0.951
Ítem 9	0.955
Ítem 10	0.969
Ítem 11	0.979
Ítem 12	0.957
Ítem 13	0.945
Ítem 14	0.938
Ítem 15	0.970
Ítem 16	0.964
General	0.958
Bartlett	p< 0.001
Varianza	0.634

Nota: KMO, Kaiser-Meyer-Olkin

Figura 1

Gráfico de sedimentación de la BDS

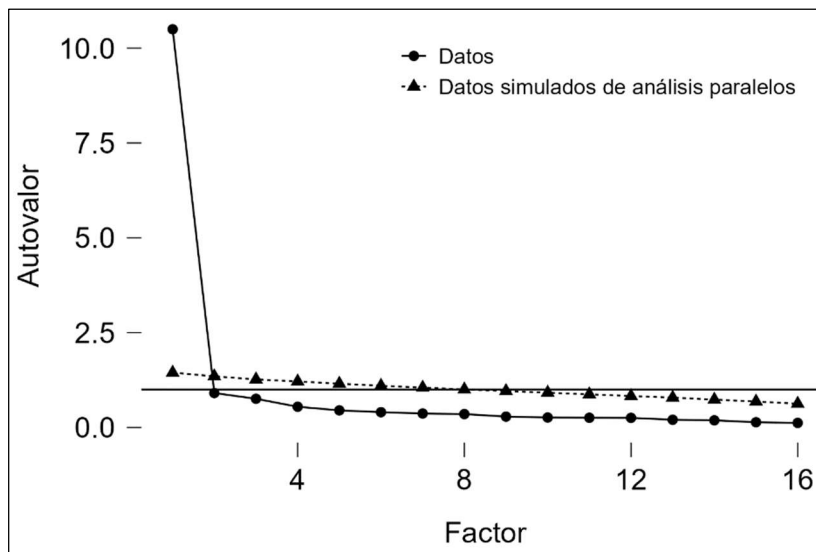


Tabla 4

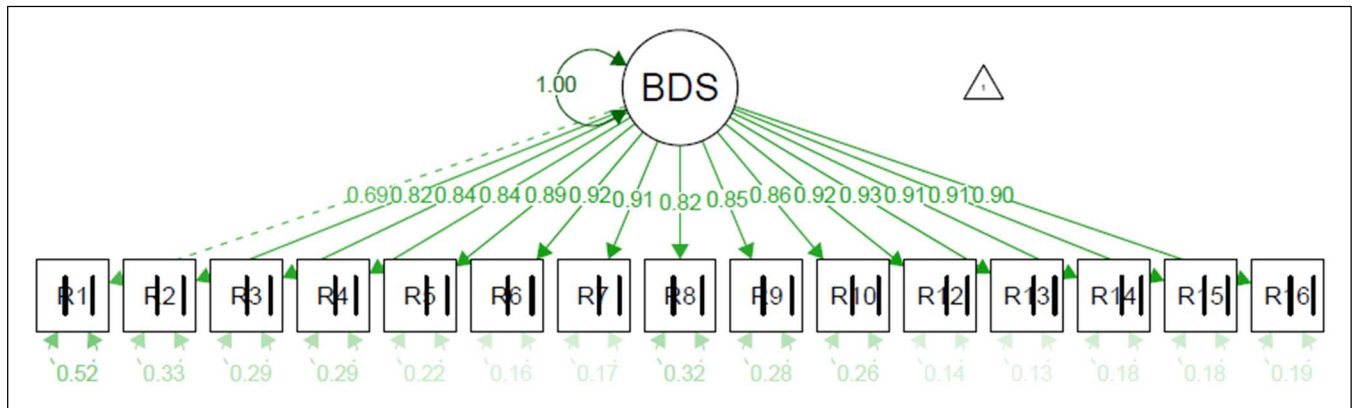
Estructura factorial de la BDS

Modelo	índices de bondad de ajuste	BDS español (n=366)
	X^2 (105)	287.959
	CFI	0.999
	TLI	0.998
1 dimensión	SRMR	0.042
	RMSEA	0.057
	RMSEA IC 90%	0.046 - 0.068
	Alpha	0.958
	Omega	0.961

Nota: X^2 (df) for model versus baseline, CFI= Comparative fit index, TLI= Tucker-Lewis's index, SRMR= Standardized root mean squared residual, RMSEA= Root mean squared error of approximation.

Figura 2

Gráfico de Modelamiento de Ecuaciones Estructurales de la BDS



Nota: λ = Lambda of standardized factor loadings; θ = Theta of the residual variance or unique error of a latent variable.

Tabla 5

Invarianza por CFA multigrupo de la BDS

Variable de agrupamiento	Invarianza (Modelo)	X ²	Gl	p	CFI	Δ CFI	RMSEA	Δ RMSEA
Sexo	1. Configural	313.668	180	2.633	0.998		0.063	
	2. Métrica	379.199	194	4.318	0.997	0.000	0.072	0.080
	3. Fuerte	329.835	208	1.495	0.998	0.000	0.056	-0.015
	4. Estricta	329.835	208	1.495	0.998	0.000	0.056	0.000
Tiempo de ruptura	1. Configural	328.737	270	8.360	0.999		0.042	
	2. Métrica	491.641	298	1.094	0.997	-0.001	0.073	0.030
	3. Fuerte	364.065	326	7.183	0.999	0.002	0.031	-0.042
	4. Estricta	364.065	326	7.183	0.999	0.000	0.031	0.000

Nota: $X^2(df)$ = Chi-square statistic (χ^2) with degrees of freedom (df), CFI = Comparative Fit Index, TLI = Tucker-Lewis Index, SRMR = Standardized Root Mean Square Residual, RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation, Δ = difference.