

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD  
CATÓLICA DEL PERÚ**

**FACULTAD DE PSICOLOGÍA**



***Ansiedad, rumiación y fusión cognitiva en estudiantes universitarios de Lima  
Metropolitana***

Tesis para obtener el título profesional de Licenciado en Psicología  
que presenta:

Ivan Adolfo Ninahuanca Torres

Asesor:

Mg. Jorge Diego Augusto Borja Chávez

Lima, 2024

## INFORME DE SIMILITUD

Yo, Jorge Diego Augusto Borja Chavez,

docente de la Facultad de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Perú, asesor de la tesis/el trabajo de investigación titulado


**Ansiedad, rumiación y fusión cognitiva en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana**

Del autor: Ivan Adolfo Ninahuanca Torres

dejo constancia de lo siguiente:

- El mencionado documento tiene un índice de puntuación de similitud de 14%. Así lo consigna el reporte de similitud emitido por el software *Turnitin* el (23/07/2024). He revisado con detalle dicho reporte y confirmo que cada una de las coincidencias detectadas no constituyen plagio alguno.
- Las citas a otros autores y sus respectivas referencias cumplen con las pautas académicas.

Lugar y fecha: Lima, 23 de julio del 2024

Apellidos y nombres del asesor: Jorge Diego Augusto Borja Chávez	
DNI: 73973231	Firma 
ORCID: 0000-0001-5519-5077	

## Resumen

La presente investigación buscó conocer el modo en que la ansiedad, la rumiación y la fusión cognitiva se relacionan en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana a fin de identificar, específicamente, la asociación de las últimas dos variables con la primera, ya que dichas relaciones han sido escasas o nulas estudiadas en universitarios peruanos. La muestra estuvo compuesta por 104 estudiantes universitarios, 77 mujeres (74%) y 27 hombres (26%), de entre 18 y 25 años ( $M = 21.19$ ,  $DE = 1.76$ ). Tanto la rumiación como la fusión cognitiva correlacionaron significativamente con la ansiedad. A partir de este resultado, se realizó una regresión lineal múltiple para un modelo predictivo de la ansiedad compuesto por las subescalas de la rumiación y la fusión cognitiva. Este modelo logró explicar el 58% de la variabilidad de la ansiedad, siendo la fusión cognitiva y la subescala de reproches de la rumiación predictores significativos. Además, algunas variables de estudio correlacionaron con la edad y el número de créditos en el que se encontraban inscritos los participantes. Se observó también que las mujeres presentaron niveles en las variables de interés significativamente mayores a los de los hombres. Esta investigación brinda una comprensión más amplia de la ansiedad en estudiantes universitarios, que podría ser de utilidad para el desarrollo futuro de intervenciones e investigaciones centradas en la ansiedad.

*Palabras clave:* ansiedad, rumiación, fusión cognitiva, estudiantes universitarios peruanos.

## Abstract

This research sought to study the relationship between anxiety, rumination and cognitive fusion in university students from Metropolitan Lima in order to identify, specifically, the association of the last two variables with the first, since these relationships have been little or not studied in Peruvian university students. The sample consisted of 104 university students, 77 women (74%) and 27 men (26%), between 18 and 25 years old ( $M = 21.19$ ,  $SD = 1.76$ ). Both rumination and cognitive fusion correlated significantly with anxiety. Based on this result, a multiple linear regression was performed for a predictive model of anxiety composed of the rumination subscales and cognitive fusion. This model was able to explain 58% of the variability of anxiety, with cognitive fusion and the rumination brooding subscale being significant predictors. In addition, some study variables correlated with age and the number of credits in which the participants were enrolled. It was also observed that women presented significantly higher levels of the variables of interest than those of men. This research provides a broader understanding of anxiety in college students, which could be useful for future development of anxiety-focused research and interventions.

*Keywords:* anxiety, rumination, cognitive fusion, Peruvian university students.

## Tabla de contenidos

Introducción	1
Método	12
Participantes	12
Medición	12
Procedimiento	17
Análisis de datos	17
Resultados	19
Discusión	22
Referencias	29
Apéndices	
Apéndice A: Información sociodemográfica de la muestra	42
Apéndice B: Consentimiento informado	43
Apéndice C: Ficha de datos sociodemográficos	44
Apéndice D: Pruebas de normalidad para las variables de estudio	45

## Introducción

La ansiedad es un estado afectivo que se caracteriza principalmente por desempeñar un rol defensivo y estar orientado hacia el futuro (Barlow, 2000; Barlow et al., 2017; Sue et al., 2010). En esencia, la ansiedad es una sensación de no tener el control y de indefensión frente a los eventos futuros percibidos como amenazantes de acuerdo con el sistema motivacional y defensivo propio de cada persona (Barlow, 2000; 2002). Asimismo, se caracteriza por la evaluación interna de que las habilidades que se posee no son suficientes o adecuadas para afrontar las condiciones externas venideras (Barlow, 2002). A partir de esta definición, la ansiedad podría resumirse en la siguiente frase: “Algo podría salir mal y no estoy seguro de que pueda manejarlo, pero debo prepararme para intentarlo” (Barlow et al., 2017, p. 128).

El fenómeno psicológico de la ansiedad está conformado por cuatro componentes: fisiológico, cognitivo, afectivo y conductual. A nivel fisiológico, se asocia a una mayor activación del sistema nervioso, la cual se expresa por medio de un incremento de la actividad cardiovascular, la tensión muscular y la frecuencia respiratoria (Martínez et al., 2012). A nivel cognitivo, la ansiedad involucra preocupación y pensamientos catastrofistas (Martínez et al., 2012), y a nivel afectivo, se caracteriza por sentimientos de inquietud e intranquilidad (Barlow et al., 2017). Por último, a nivel conductual, la ansiedad se puede apreciar a través de respuestas motoras, tales como tics, tartamudeo, temblores, entre otras, y comportamientos como la evitación de situaciones en las que se podría encontrar un estímulo ansiógeno (Martínez et al., 2012).

Según Thyer (1987, como se citó en Yagüe et al., 2016), la evolución pudo haber favorecido la transmisión intergeneracional de la ansiedad y su mantenimiento en la actualidad debido a que su función de preparación ante posibles futuras amenazas pudo haber potenciado la supervivencia de la especie humana. Otro aspecto adaptativo de la ansiedad es que, en niveles leves y moderados, promueve un mejor desempeño al realizar actividades sociales, físicas e intelectuales (Barlow et al., 2017; Hooley et al., 2017). Por el contrario, cuando la ansiedad excede los niveles de normalidad en intensidad y frecuencia, y se relaciona a estímulos que no son peligrosos en sí mismos, esta se considera desadaptativa y se convierte en una condición psicopatológica que recibe el nombre de trastornos de ansiedad (Gao et al., 2012; Hooley et al., 2017; Yagüe et al., 2016).

En cuanto a los trastornos de ansiedad, en el año 2015 se registró que el 3.6% del total de la población a nivel mundial presentaba alguno (World Health Organization [WHO], 2017). Durante el mismo año, en el contexto nacional se identificó que la prevalencia anual de dichos trastornos fue de 2.5% en Lima Metropolitana y de 4.2% en otras regiones del país (Instituto

Nacional de Salud Mental, 2018; 2019). En el periodo de la pandemia causada por la COVID-19, se estimó una prevalencia a nivel global de 4802.4 casos de trastornos de ansiedad por cada 100 000 habitantes (Santomauro et al., 2021). Respecto al Perú, se encontró que durante la pandemia la prevalencia anual de los trastornos de ansiedad en Lima Metropolitana fue de 9.8% en una muestra probabilística de 1823 personas (Saavedra et al., 2022). También en el contexto de pandemia se identificó que el 14.5% de la población general de Lima Metropolitana presentaba síntomas de ansiedad clínicamente significativos (Villarreal et al., 2021). Además, diversos periódicos nacionales reportaron que los trastornos de ansiedad fueron de las problemáticas de salud mental más atendidas en los servicios de salud durante la pandemia (Redacción EC, 2020; Sociedad LR, 2021). Por otro lado, en la actualidad se estima que el 4% de la población a nivel mundial presenta algún trastorno de ansiedad (WHO, 2023). A nivel nacional, el Ministerio de Salud [MINSA] (2023a) reportó que en sus diversos establecimientos se atendieron 433 816 casos de ansiedad a lo largo del 2022. Respecto al 2023, entre enero y setiembre los casos atendidos de ansiedad fueron de 343 897 (MINSA, 2023b).

Si bien se podría restar importancia a la problemática de los trastornos de ansiedad debido al bajo porcentaje de personas afectadas por estos, se debe reconocer que este tipo de trastornos pueden durar muchos años e incluso toda la vida, particularmente en la ausencia de un tratamiento efectivo (Barlow, 2000). Cabe señalar también que los porcentajes mencionados previamente no reflejan la verdadera magnitud de la problemática de los trastornos de ansiedad, dado que estos son infradiagnosticados o reciben un diagnóstico erróneo; en consecuencia, se considera que el número de personas afectadas por los trastornos de ansiedad es mayor al reportado por las diversas instituciones (Maron et al., 2018).

La problemática de los trastornos de ansiedad es aún más grave si se considera que estos suelen presentarse al mismo tiempo que algunas enfermedades físicas y otros trastornos mentales. En este sentido, se ha identificado que los trastornos de ansiedad se encuentran relacionados significativamente con enfermedades cardiovasculares, diabetes y accidentes cerebrovasculares (Celano et al., 2016; Scott, 2014). De igual manera, los trastornos de ansiedad resultan comórbidos entre sí mismos, con la depresión y con el trastorno por abuso de sustancias (Blanco et al., 2014; Hooley et al., 2017; Jacobson & Newman, 2017).

En adición a lo mencionado, la ansiedad no solo resulta perjudicial para las personas cuando se presenta en forma de trastorno, sino también porque se relaciona con muchas otras dificultades psicológicas. Al respecto, se ha encontrado que a mayores niveles de ansiedad se presentan menores niveles de autoestima, autoeficacia académica, alimentación saludable y tolerancia al estrés (Gutiérrez & Landeros, 2020; Ramón et al., 2019; Rodrich, 2019; Starr &

Davila, 2011). De igual manera, la ansiedad se ha relacionado positivamente con alteraciones del sueño, preocupación y desesperanza (Ramón et al., 2019; Starr & Davila, 2011).

Una etapa de la vida en la que las personas pueden presentar elevados niveles de ansiedad es el paso por la educación superior universitaria. Diversas investigaciones realizadas en Latinoamérica con estudiantes universitarios han encontrado que, en su población de estudio, entre el 3.2% y el 15% presentaban niveles severos de ansiedad (Barraza et al., 2015; Castillo et al., 2016; Cuadra, 2019; Ríos et al., 2019; Villanueva & Ugarte, 2017). Estos altos valores de ansiedad pueden deberse a la gran exigencia académica que deben enfrentar continuamente los universitarios durante su formación profesional (Arrieta et al., 2014; Erazo & Jiménez, 2012; Ramón et al., 2019). Además, existen otros factores que influyen de forma significativa en el desarrollo de elevados niveles de ansiedad en la población universitaria, tales como vivir lejos de la familia, dificultades económicas, falta de apoyo social, trabajar, cuidar de hijos o progenitores, entre otros (Arévalo et al., 2019; Erazo & Jiménez, 2012; Ramón et al., 2019).

La coyuntura provocada por la COVID-19 afectó la salud mental de los estudiantes universitarios (Cao et al., 2020; Chang et al., 2020; Wang & Zhao, 2020). El contexto de pandemia los hizo especialmente vulnerables a desarrollar ansiedad, ya que este causó sentimientos de indefensión y falta de control que activaban constantemente un estado de preparación dirigido a afrontarlo. Las características de la coyuntura de pandemia que favorecieron este efecto fueron la ausencia de un tratamiento efectivo para la COVID-19, el gran número de personas afectadas por el virus y la sobrecarga de información negativa sobre la pandemia (Chang et al., 2020). Asimismo, se encontró que circunstancias como no contar con estabilidad económica, tener familiares y conocidos infectados por el virus, y no disponer de apoyo social estaban asociadas a mayores niveles de ansiedad (Cao et al., 2020). Sumado a esto, se identificó una serie de estresores adicionales, tales como el cambio de la educación presencial a una modalidad online y retrasos en la actividad académica, que contribuyeron a explicar el riesgo que presentaba la población de jóvenes universitarios de desarrollar síntomas de ansiedad (Cao et al., 2020; Wang & Zhao, 2020).

En relación con esto último, a partir de la pandemia se encontró una presencia de sintomatología ansiosa de entre 24% a 27% en universitarios de China (Cao et al., 2020; Chang et al., 2020), de 26% en jóvenes españoles de entre 18 y 25 años (Ozamiz et al., 2020) y de 67% en universitarios peruanos (Cassaretto et al., 2021). Respecto al periodo posterior a la pandemia, un estudio realizado en Grecia con estudiantes universitarios encontró que el 47.3% de los participantes presentaban sintomatología ansiosa; mientras que otra investigación en



Chile encontró que el 69.2% de su muestra de universitarios tenía síntomas de ansiedad (Kavvadas et al., 2023; Martínez et al., 2023). Es importante mencionar que los estudios utilizan diferentes instrumentos para medir la ansiedad, lo que puede dificultar la comparación entre los resultados obtenidos por estos.

Si bien contextos como el de la educación superior universitaria y el de la pandemia contribuyen al desarrollo de síntomas de ansiedad, hay otros factores de naturaleza social y psicológica implicados en el inicio y mantenimiento de los trastornos de ansiedad. Respecto a los factores sociales, se ha encontrado que el estrés ambiental diario (p. ej., vivir en un estado de pobreza), las desigualdades sociales en relación al género, y los prejuicios y discriminación entre los grupos contribuyen a los trastornos de ansiedad (Sue et al., 2010). En cuanto a los factores psicológicos, la ausencia del desarrollo de una sensación de control en la niñez temprana hace a los individuos más vulnerables a la ansiedad más tarde en sus vidas (Barlow et al., 2017).

Otra variable psicológica que se ha planteado que se encuentra asociada al desarrollo y mantenimiento de la ansiedad es la rumiación (Nolen-Hoeksema & Watkins, 2011). Al respecto, estudios previos han encontrado una relación significativa y positiva entre las dos variables (Cookson et al., 2019; McLaughlin & Nolen-Hoeksema, 2011; Starr & Davila, 2011; Watkins, 2009). Asimismo, hay evidencia de que la rumiación puede predecir la ansiedad (Calmes & Roberts, 2007; Michl et al., 2013; Nolen-Hoeksema, 2000).

No hay un consenso respecto a la definición de la rumiación (Harrington & Blankenship, 2002; Smith & Alloy, 2009; Yang et al., 2018). Así, diversos autores han propuesto distintas conceptualizaciones de este fenómeno psicológico. Martin y Tesser (1996) definen la rumiación como un tipo de pensamientos conscientes acerca de un tema en particular, que se repiten en ausencia de situaciones que los requieran y que surgen como una respuesta ante las discrepancias entre el estado actual y las metas de la persona. Por su parte, Conway et al. (2000) conciben a la rumiación como pensamientos repetitivos sobre la propia tristeza y sobre todas las circunstancias relacionadas con la misma. Por otro lado, Cann et al. (2011) sostienen que la rumiación involucra pensamientos repetitivos que pueden ser deliberados o intrusivos acerca de eventos altamente estresantes. Las distintas teorías sobre la rumiación difieren en aspectos tales como el contenido, la orientación temporal y el papel de las metacogniciones, así como si es que la rumiación es un estado o rasgo, o si es detonada por estímulos internos o externos (Smith & Alloy, 2009). A pesar de las múltiples diferencias, las conceptualizaciones de la rumiación coinciden en lo siguiente: concebirla como pensamientos

repetitivos que surgen cuando el individuo identifica que el estado actual en el que se encuentra no es el que desearía experimentar (Smith & Alloy, 2009).

Frente al vasto panorama de definiciones sobre la rumiación, la presente investigación se desarrollará a partir de la propuesta de Nolen-Hoeksema (1991) por ser la más usada y aceptada (Hernández et al., 2016; Smith & Alloy, 2009). De acuerdo con dicha autora, la rumiación se concibe como un patrón de respuesta ante los propios problemas y sentimientos de distrés, el cual consiste en pensar repetida y pasivamente sobre estos y sobre sus causas y consecuencias sin llevar a cabo una acción efectiva (Nolen-Hoeksema, 1991; Nolen-Hoeksema et al., 1997). La rumiación está compuesta por dos factores: uno más desadaptativo llamado *reproches* que involucra pensamientos negativos, autocríticos y comparativos sobre uno mismo y un énfasis en los obstáculos para superar las dificultades; y otro que puede tener aspectos tanto adaptativos como desadaptativos que se denomina *reflexión*, el cual implica una ponderación más general que podría conducir a la resolución de problemas (Nolen-Hoeksema et al., 2008; Treynor et al., 2003; Watkins, 2008). La definición de Nolen-Hoeksema (1991) surgió a partir de los estudios acerca de la depresión y es junto a este constructo que se ha llevado a cabo el mayor número de investigaciones; sin embargo, la rumiación puede agravar e intensificar cualquier estado de ánimo negativo, como la ansiedad (Lyubomirsky et al., 2015; Nolen-Hoeksema & Watkins, 2011).

Como una respuesta que ocurre con frecuencia, repetidamente y de forma no intencionada, la rumiación también puede ser concebida como un hábito. Bajo esta perspectiva, se podría explicar el modo en que la rumiación episódica se convierte en una reacción habitual (Watkins & Nolen-Hoeksema, 2014). Este proceso inicia cuando la discrepancia entre el estado actual y la situación deseada por cada persona suscita una respuesta rumiativa momentánea y un estado anímico negativo. A medida que los episodios rumiativos sean contingentes y contiguos con el mismo contexto anímico negativo, se desarrollará la rumiación como hábito (Watkins & Nolen-Hoeksema, 2014). Además de estas contingencias y contigüidades, se deben cumplir otras condiciones para que la rumiación se convierta en una reacción habitual, tales como que el individuo haya atravesado por situaciones altamente estresantes que estén interfiriendo con el alcance de las metas importantes para su vida, que ante las discrepancias entre su estado actual y el deseado emplee únicamente la rumiación como respuesta y que los pensamientos repetitivos episódicos sean sobre todo pasivos, negativos y abstractos (Watkins & Nolen-Hoeksema, 2014). Sumado a esto, aunque no es una condición, el desarrollo de la rumiación como hábito se puede ver favorecido cuando la persona aprende de sus progenitores a responder de forma pasiva (Lyubomirsky et al., 2015).

Una vez que la rumiación se convierte en hábito, esta puede desencadenarse por el contexto anímico negativo al que fue asociada a pesar de la ausencia de una discrepancia entre la situación actual y las metas, o del deseo de pensar al respecto (Watkins & Nolen-Hoeksema, 2014). En otras palabras, la rumiación como hábito puede ocurrir sin motivo aparente o esfuerzo, ya que solo basta con experimentar el contexto emocional negativo en el que la rumiación fue aprendida. Además, el hábito de la rumiación es resistente al cambio debido a que es difícil de parar aun si el individuo identifica sus efectos negativos o si está en desacuerdo con sus propias intenciones (Watkins & Nolen-Hoeksema, 2014).

La razón por la que las personas reaccionan ante las discrepancias entre su estado actual y el deseado por medio de la rumiación podría deberse a que poseen un limitado repertorio de estrategias de afrontamiento o una baja flexibilidad para escoger entre dichas estrategias, lo cual puede favorecer la elección de respuestas pasivas y abstractas como la rumiación (Watkins & Nolen-Hoeksema, 2014). Otro de los motivos detrás del uso de la rumiación podría ser la creencia de que a través de esta se podrá resolver problemas, o analizar y eliminar las diferencias entre la situación actual y las metas (Smith & Alloy, 2009). Asimismo, se ha sugerido que los individuos podrían llevar a cabo la rumiación como una forma de evitar entrar en contacto con el estado anímico negativo que estén experimentando, puesto que, aunque la rumiación involucra pensamientos repetitivos sobre las circunstancias problemáticas, la naturaleza abstracta de dichos pensamientos permite evitar las emociones asociadas a las dificultades (Cribb et al., 2006; Thomas et al., 2014).

A pesar de las razones que conducen a las personas a involucrarse en la rumiación, esta se ha relacionado con muchas problemáticas. Se ha identificado que la rumiación se asocia de manera positiva con la impulsividad, la insatisfacción corporal, los atracones, la desregulación emocional y la ideación suicida (Gordon et al., 2012; Velásquez et al., 2018; 2020). Además, se ha encontrado que las personas que tienen mayores niveles de rumiación presentan igualmente elevados niveles de neuroticismo, evitación experiencial y fusión cognitiva (Jaimes, 2013; Lucena et al., 2017; Velásquez et al., 2018). Asimismo, la rumiación es un síntoma que suele acompañar a la depresión y a la ansiedad (Lyubomirsky et al., 2015).

Como se mencionó previamente, se ha planteado que la rumiación contribuye al desarrollo y mantenimiento de la ansiedad (Nolen-Hoeksema & Watkins, 2011). De acuerdo con Nolen-Hoeksema (2000), la rumiación refleja esfuerzos del individuo por obtener control sobre las situaciones problemáticas que experimenta. Sin embargo, las personas que presentan una tendencia a rumiar pueden tener cierta dificultad para arribar a una respuesta satisfactoria, ya sea por las circunstancias específicas por las que atraviesan o por el deseo de obtener un

nivel muy elevado de certeza. En consecuencia, continúan con el proceso rumiativo, el cual implica permanecer en contacto con la sensación de falta de control sobre las situaciones problemáticas. De esta forma, la rumiación contribuye a la ansiedad al mantener al individuo en el estado de indefensión en el que cree que se encuentra (Nolen-Hoeksema, 2000).

Los hallazgos de diversas investigaciones empíricas respaldan la relación entre la rumiación y la ansiedad. Así, en un estudio realizado por Lucena et al. (2018) en un grupo de 321 mujeres de Brasil, conformado por estudiantes universitarias, adultas en general y mujeres en tratamiento para perder peso, se encontró que ambas variables correlacionaban significativa y positivamente. Del mismo modo, Starr y Davila (2011) identificaron una correlación significativa y positiva entre la rumiación y la ansiedad en una muestra de 470 estudiantes universitarios estadounidenses. Por su parte, Michl et al. (2013) hallaron que la rumiación predecía la ansiedad en un grupo de 1132 adultos de Estados Unidos de entre 25 y 75 años. Por otro lado, otro factor que se ha sugerido que podría contribuir a la ansiedad es la fusión cognitiva (Hayes, 2021; Hayes et al., 2015; Krafft & Levin, 2021; Krafft et al., 2018).

Por su parte, la fusión cognitiva consiste en “mezclar los procesos verbal-cognitivos con la experiencia directa de manera que el individuo no puede diferenciar entre ambos” (Hayes et al., 2015, p. 365). Dicho de otra manera, la fusión cognitiva refiere a un estado por el cual las personas creen que sus pensamientos son representaciones verdaderas del mundo interno y externo a ellas, perdiendo de vista que dichos pensamientos no son más que solo procesos internos transitorios (Hayes et al., 2015). En consecuencia, el individuo responde a sus pensamientos sobre ciertos eventos como si estuviera respondiendo en realidad a tales situaciones e ignora las diversas fuentes de estimulación provenientes de la experiencia directa (Eifert et al., 2009; Hayes et al., 2015). Por ejemplo, una persona que experimente taquicardia durante un ataque de pánico podría presentar el pensamiento “Estoy teniendo un ataque cardíaco”. Si el individuo se fusiona con dicho pensamiento, creerá que el ritmo cardíaco elevado es una señal de un inminente ataque al corazón y que verdaderamente su vida está en riesgo, por lo que sus esfuerzos se orientarán a evitar tal suceso (Eifert et al., 2009).

Cabe precisar que el término fusión cognitiva proviene de la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT, por su nombre en inglés). ACT es en esencia una terapia conductual cuyo objetivo es ayudar a las personas a construir una vida significativa, mientras aceptan el dolor inherente a la misma (Harris, 2009). Esta terapia se basa en una teoría del lenguaje humano y la cognición llamada teoría del marco relacional (Harris, 2009). Desde el punto de vista de ACT, el sufrimiento humano y la psicopatología son causados o agravados por un conjunto de

seis procesos, siendo dentro de este grupo la fusión cognitiva uno de los dos procesos más importantes (Hayes et al., 2015; Luoma et al., 2017).

La fusión cognitiva es un fenómeno psicológico habitual, automático y, hasta que no se aprende a hacer de este una elección voluntaria, difícil de reconocer (Hayes et al., 2015). Además, se ha relacionado con diversas problemáticas, tales como la depresión, la inflexibilidad psicológica, algunos síntomas asociados a los trastornos alimenticios y la rumiación (Lucena et al., 2017; Novoa, 2019; Trindade & Ferreira, 2014). Asimismo, se ha encontrado que este constructo presenta una relación positiva con la evitación experiencial y una relación negativa con la satisfacción con la vida (Cookson et al., 2019; Gillanders et al., 2014). Respecto a la ansiedad, la fusión cognitiva ha correlacionado significativamente y positivamente con dicha variable (Bardeen & Fergus, 2016; Cookson et al., 2019; Gillanders et al., 2014; Lucena et al., 2017) e incluso ha demostrado que puede predecirla (Krafft et al., 2018).

En la misma línea, la fusión cognitiva se ve favorecida por la confianza que las personas tienen respecto a sus pensamientos, ya que estos son herramientas muy útiles para lidiar con las diversas actividades y retos de la vida cotidiana (Hayes et al., 2015). Asimismo, el sujeto aprende a partir de su relación con la comunidad social ciertas formas de concebir a los pensamientos que propician la fusión cognitiva (Luoma et al., 2017). Por un lado, se le enseña al individuo que los elementos que componen el mundo de la experiencia directa, es decir, el mundo que conoce a través de los cinco sentidos, corresponden con ciertas palabras y pensamientos (Luoma et al., 2017). Por otro lado, la comunidad social promueve que las personas expliquen sus comportamientos a partir de sus experiencias privadas, tales como sus pensamientos (Luoma et al., 2017). De esta forma, pensamientos como “Me desmoronaré” son concebidos como parte del proceso de realmente desmoronarse (Luoma et al., 2017).

En cuanto a la relación entre la fusión cognitiva y la rumiación, cuando la fusión cognitiva implica vivencias experimentadas como angustiantes y no deseadas, los sujetos tienden a seguir reglas socialmente aprendidas sobre que dichas experiencias son “anormales” y, por ello, deben ser eliminadas o controladas (Hayes et al., 2015). En consecuencia, emplean estrategias de evitación y escape emocional, tales como la rumiación (Ruiz et al., 2017a). Adicionalmente, se ha sugerido que los individuos pueden fusionarse con el contenido literal de sus pensamientos al pensar de forma repetida acerca de las situaciones problemáticas que experimentan (Costa et al., 2018).

La evidencia empírica respalda la asociación entre la fusión cognitiva y la rumiación. En este sentido, en un estudio realizado por Lucena et al. (2018) en una muestra de 321 mujeres

brasileñas, entre las que se encontraban adultas en general, estudiantes universitarias y mujeres en tratamiento para perder peso, se identificó una correlación significativa y positiva entre la fusión cognitiva y la rumiación. Del mismo modo, Cookson et al. (2019) hallaron que ambas variables correlacionaban significativa y positivamente en un grupo de 97 estudiantes universitarios del Reino Unido. Estas investigaciones señalan que las personas que se fusionan más con sus pensamientos presentan una tendencia a rumiar.

Respecto a la relación entre la fusión cognitiva y la ansiedad, se ha planteado que cuando se produce una fusión con pensamientos sobre situaciones que pueden generar ansiedad, la persona puede experimentar este último fenómeno psicológico (Hayes et al., 2015). Diversos estudios empíricos brindan evidencia que apoya la relación entre ambas variables. Por ejemplo, Ruiz et al. (2017a) identificaron una correlación significativa y positiva entre la fusión cognitiva y la ansiedad en una muestra de 762 estudiantes universitarios colombianos. De manera similar, en una investigación realizada por Cookson et al. (2019) en un grupo de 97 estudiantes universitarios del Reino Unido se encontró que la fusión cognitiva correlacionaba significativa y positivamente con la ansiedad. Por su parte, Krafft et al. (2018) hallaron que la fusión cognitiva precedía la ansiedad en una muestra de 301 estudiantes universitarios de Estados Unidos.

Como se mencionó anteriormente, la etapa universitaria es un momento en la vida de las personas en las que estas pueden presentar niveles elevados de ansiedad. Asimismo, durante la coyuntura provocada por la COVID-19 la población universitaria enfrentó algunos estresores adicionales vinculados al contexto de pandemia que pudieron incrementar su vulnerabilidad a experimentar ansiedad. Por tal motivo, resulta importante identificar los factores que favorecen el inicio y mantenimiento de la ansiedad en universitarios peruanos a fin de obtener una comprensión a mayor profundidad de este fenómeno psicológico. La evidencia teórica y empírica respalda la asociación entre la rumiación y la fusión cognitiva con la ansiedad; sin embargo, en el contexto nacional, la relación entre la rumiación y la ansiedad ha sido poco investigada en universitarios (Dominguez & Merino, 2018), mientras que la asociación entre la fusión cognitiva y la ansiedad no ha sido estudiada hasta el momento. En este sentido, la presente investigación es importante porque permite profundizar en la comprensión de la ansiedad en universitarios peruanos por medio del estudio de su relación con la rumiación y la fusión cognitiva.

En cuanto a la relevancia práctica de este estudio, obtener un mayor conocimiento sobre el fenómeno de la ansiedad en universitarios peruanos podría favorecer la elaboración de intervenciones más efectivas para abordarlo. Además, las universidades o las entidades

estatales pertinentes podrían utilizar los hallazgos de esta investigación para desarrollar acciones dirigidas a afrontar la problemática de la ansiedad en los estudiantes universitarios. Actuar sobre dicha problemática es importante porque las dificultades de salud mental pueden impedir el alcance del éxito académico (Son et al., 2020). En consecuencia, el futuro profesional de los universitarios podría verse afectado.

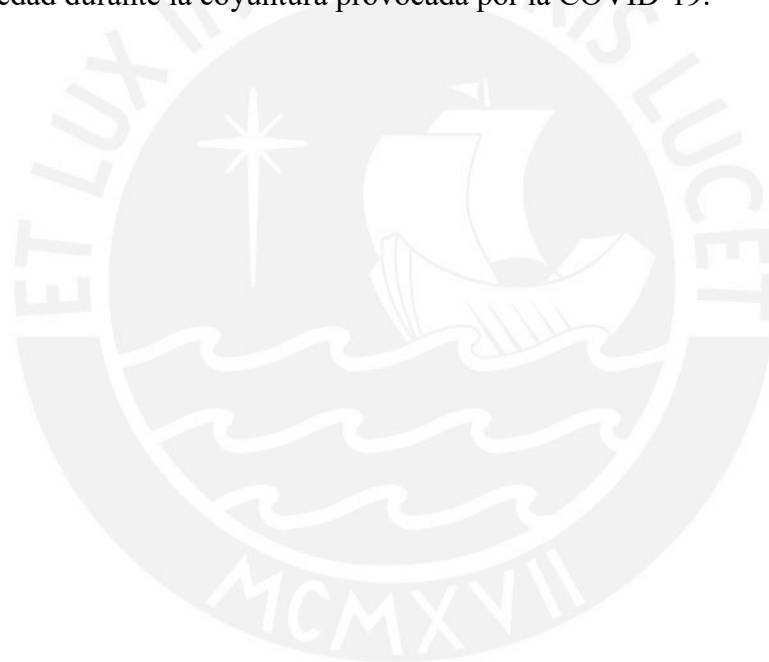
Este estudio también resulta relevante debido a que toma en consideración al constructo de la fusión cognitiva. Pese a que la fusión cognitiva es uno de los dos procesos centrales implicados en el desarrollo de la psicopatología desde la propuesta de ACT, ha recibido menos atención empírica que el otro proceso central (Bardeen & Fergus, 2016). Por ello, estudios como el presente que incluyen a la fusión cognitiva contribuyen a las investigaciones sobre ACT. Adicionalmente, debido a que este constructo ha sido poco investigado en el Perú, el aporte del estudio también recae en que los resultados obtenidos podrían ser de utilidad para futuras investigaciones realizadas a nivel nacional.

Por otro lado, durante la etapa universitaria los jóvenes experimentan un conjunto de cambios, no solo a nivel personal, sino también académico (Borzone, 2017; Figuera & Álvarez, 2014). Por tal motivo, resulta relevante explorar el modo en que algunas variables como la edad y la carga académica pueden relacionarse con los constructos de interés. Otra variable sociodemográfica que es importante tener en cuenta en el estudio de la ansiedad, la rumiación y la fusión cognitiva es el sexo. Al respecto, las investigaciones respaldan la existencia de una diferencia entre hombres y mujeres en la ansiedad, la rumiación y la fusión cognitiva, siendo las mujeres más propensas a experimentar dichas problemáticas (Christiansen, 2015; Dinis et al., 2015; Lyubomirsky et al., 2015). Por consiguiente, es importante examinar las diferencias en los constructos de interés según el sexo como una forma de contribuir a un mayor entendimiento de la ansiedad en la población de universitarios peruanos.

En función de lo antes expuesto, la presente investigación tuvo como objetivo principal indagar en el modo en que la ansiedad, la rumiación y la fusión cognitiva se relacionan en un grupo de estudiantes universitarios peruanos, a través de análisis de correlación y de regresión. En cuanto a los objetivos específicos, se buscó describir las puntuaciones de los participantes en los instrumentos empleados para medir las variables de estudio, realizar comparaciones en dichas variables según el sexo de los estudiantes y examinar la relación entre los constructos de interés y algunos datos sociodemográficos.

Se planteó como hipótesis que la rumiación y la fusión cognitiva correlacionarían de manera directa con la ansiedad y que también lograrían predecirla. Esto debido a que involucrarse en la rumiación como una forma de afrontar un problema puede resultar infectivo

(Nolen-Hoeksema, 2000). En consecuencia, las personas continúan con el proceso rumiativo y, de esta manera, se mantienen con una sensación de falta de control respecto a la situación problemática, lo que puede dar paso a la ansiedad (Nolen-Hoeksema, 2000). Investigaciones como la de Michl et al. (2013), realizadas antes de la pandemia, brindan apoyo empírico a la idea de que la rumiación puede predecir la ansiedad. Se esperó que durante la coyuntura de pandemia la rumiación continuara siendo un predictor de la ansiedad. Respecto a la fusión cognitiva, se ha planteado que una persona puede llegar a sentir ansiedad cuando cree y responde ante sus pensamientos sobre situaciones ansiógenas de la misma manera que lo haría si estuviera experimentando en efecto tales situaciones (Hayes et al., 2015). Al igual que con la rumiación, hay evidencia empírica anterior a la pandemia que apoya una predicción de la ansiedad por parte de la fusión cognitiva (Krafft et al., 2018). Se esperó que la fusión cognitiva predijera la ansiedad durante la coyuntura provocada por la COVID-19.





## Método

### Participantes

La muestra estuvo compuesta por 104 estudiantes de una universidad privada de Lima Metropolitana cuyas edades se encontraban entre los 18 y 25 años ( $M = 21.19$ ,  $DE = 1.76$ ). Del total de participantes, 77 fueron mujeres (74%) y 27 fueron hombres (26%). El 36% de la muestra pertenecía a la facultad de Psicología, el 13% a Ciencias Sociales, el 10% a Estudios Generales Letras y el 41% restante a otras facultades. Toda la información sociodemográfica puede observarse en el Apéndice A.

El muestreo empleado fue no probabilístico por conveniencia. La encuesta fue difundida a través de correo electrónico y redes sociales como Facebook y WhatsApp. Para formar parte de esta investigación, los sujetos debieron tener entre 18 y 25 años, y encontrarse cursando estudios universitarios en una universidad privada de Lima Metropolitana. Con respecto a los estándares éticos, se empleó un consentimiento informado (Apéndice B) en el que se presentó el objetivo del estudio, se solicitó la participación voluntaria, se aseguró la libertad de retirarse o de no responder alguna pregunta si así se deseaba, se mencionó que la información recabada iba a ser manejada de forma confidencial y se indicó que los datos obtenidos iban a ser usados únicamente para propósitos del estudio. Asimismo, se mencionó que no habría una devolución de resultados puesto que el estudio solo tenía un alcance académico y la participación sería anónima, por lo que no sería posible contactar al grupo de participantes.

### Medición

La ansiedad fue evaluada por medio de la **Escala para la Medición del Trastorno de Ansiedad Generalizada** (Spitzer et al., 2006), o también conocida como GAD-7 por sus siglas en inglés, en su adaptación al español elaborada por García et al. (2010). Aunque este instrumento fue originalmente desarrollado para el tamizaje del trastorno de ansiedad generalizada, es usado frecuentemente para medir la ansiedad en general tanto a nivel nacional como internacional (Cookson et al., 2019; Huarcaya et al., 2020; Johnson et al., 2019; Quiñonez et al., 2021). El GAD-7 es unidimensional y cuenta con siete ítems con un formato de respuesta tipo Likert de cuatro opciones, donde 0 indica *Nunca* y 3 *Casi todos los días*.

La versión original de la escala obtuvo un coeficiente de alfa de Cronbach de .92 en una muestra de 2149 consultantes de quince centros de atención primaria en Estados Unidos y una correlación test-retest de .83 luego de un periodo no mayor a una semana en un subgrupo de 236 consultantes (Spitzer et al., 2006). En relación a la validez convergente, el GAD-7

correlacionó de forma significativa y positiva con el Inventario de Ansiedad de Beck, la subescala de ansiedad del Hopkins Symptom Checklist y ocho ítems del Cuestionario de Salud del Paciente usados para medir la depresión. Respecto a la validez de constructo, se realizó un análisis de componentes principales con el fin de identificar si la ansiedad evaluada por medio del GAD-7 y la depresión medida a través de los ocho ítems del Cuestionario de Salud del Paciente reflejaban dimensiones distintas. Los resultados del análisis confirmaron que la ansiedad y la depresión conformaban dos factores diferentes, los cuales explicaron el 63% de la varianza (Spitzer et al., 2006).

La adaptación al español del GAD-7 tuvo de participantes a 212 personas de España, de las cuales la mitad había sido diagnosticada con el trastorno de ansiedad generalizada y la otra mitad no presentaba ningún trastorno de ansiedad (García et al., 2010). El coeficiente de alfa de Cronbach obtenido por el instrumento alcanzó un valor de .94 y una correlación test-retest de .84 después de una semana en un subgrupo de las personas con un diagnóstico previo del trastorno de ansiedad generalizada. El análisis factorial confirmatorio reveló que el modelo de un solo factor presentaba adecuados valores en los índices de bondad del ajuste. En cuanto a la validez convergente, el instrumento correlacionó significativa y positivamente con la Escala de Ansiedad de Hamilton, la Escala Hospitalaria de Ansiedad y Depresión, y la versión de 12 ítems del Cuestionario para la Evaluación de la Discapacidad de la Organización Mundial de la Salud (García et al., 2010).

Investigaciones realizadas en Latinoamérica han encontrado que el GAD-7 alcanza coeficientes de alfa de Cronbach de entre .79 a .93 en población no clínica (Monterrosa et al., 2020; Pagán et al., 2020; Toledo et al., 2021) y universitaria (Castro et al., 2016, 2017). A nivel nacional, existen estudios que brindan evidencia sobre las adecuadas propiedades psicométricas del instrumento. Así, Huarcaya et al. (2020) encontraron que, en una muestra de 832 adultos peruanos, el GAD-7 presentaba un coeficiente de alfa de Cronbach de .90 y demostraba validez convergente al correlacionar con la Escala de Miedo a la COVID-19. De manera similar, Villarreal et al. (2021) halló que, en un grupo de 190 trabajadores de la salud y 640 adultos en general de Perú, el instrumento alcanzaba un coeficiente de alfa de Cronbach de .90 y correlacionaba con las escalas empleadas para evaluar el miedo a la COVID-19 y la depresión. Respecto a la presente investigación, el GAD-7 obtuvo un coeficiente de alfa de Cronbach de .89 en su única dimensión.

Para evaluar la rumiación, se utilizó la adaptación al español de Hervás (2008) de la **Escala de Respuestas Rumiativas** desarrollada por Nolen-Hoeksema y Morrow (1991). La Escala de Respuestas Rumiativas, o RRS por sus siglas en inglés, posee un formato de respuesta

tipo Likert de cuatro opciones que van desde el 1, *Casi nunca*, al 4, *Casi siempre*, y cuenta con dos versiones: la versión original de 22 ítems y la versión corta de 10 ítems. Para el presente estudio, se empleó la versión de 10 ítems.

La versión original de 22 ítems de esta escala obtuvo un coeficiente de alfa de Cronbach de .89 en una muestra de 250 estudiantes universitarios estadounidenses (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991). Además, en un estudio posterior, presentó una correlación test-retest de .67 luego de un año en un grupo de 1132 adultos de Estados Unidos de entre 25 y 75 años (Nolen-Hoeksema et al., 1999). Ante las críticas sobre que la Escala de Respuestas Rumiativas presentaba ítems que también medían la depresión, Treynor et al. (2003) retiraron 12 ítems que tenían similitudes con algunos reactivos del Inventario de Depresión de Beck. El análisis de componentes principales realizado a los 10 ítems restantes reveló una estructura de dos dimensiones: reflexión y reproches. Cada una de estas dimensiones estaba compuesta por cinco ítems y juntas explicaban el 50.5% de la varianza. La dimensión de reflexión obtuvo un coeficiente de alfa de Cronbach de .72 y una correlación test-retest de .60 después de un año, mientras que la dimensión de reproches presentó un coeficiente de alfa de Cronbach de .77 y una correlación test-retest de .62 luego de 12 meses (Treynor et al., 2003). Cabe mencionar que, para llevar a cabo estos análisis, Treynor et al. (2003) utilizaron los datos recabados de la muestra del estudio previo de Nolen-Hoeksema et al. (1999).

La Escala de Respuestas Rumiativas ha sido adaptada independientemente al español en población chilena, mexicana y española tanto en su versión original como en la corta (Cova et al., 2007; Hernández et al., 2016; Hervás, 2008). La adaptación realizada por Hervás (2008) contó con la participación de 255 adultos en general y 230 estudiantes universitarios de España. El autor encontró un coeficiente alfa de Cronbach de .93 para la versión de 22 ítems, y de .74 y .80 para las dimensiones de reflexión y reproches respectivamente. Asimismo, ambas dimensiones explicaron el 54% de la varianza. En cuanto a la evidencia de validez convergente, la versión de 22 ítems de la Escala de Respuestas Rumiativas y las subescalas de reflexión y reproches correlacionaron significativa y positivamente con el neuroticismo, la preocupación, la depresión y la ansiedad (Hervás, 2008).

A partir de la adaptación al español de Hervás (2008), Inoñán (2011) se propuso investigar, en su tesis de pregrado, las propiedades psicométricas de la versión de 22 ítems de la Escala de Respuestas Rumiativas en 114 adultos de Lima Metropolitana. Los test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y de esfericidad de Bartlett indicaron valores adecuados tanto para la versión de 22 ítems como para la versión de 10 ítems ( $KMO_{22\text{ítems}} = .87$ ,  $p_{22\text{ítems}} = .00$ ;  $KMO_{10\text{ítems}} = .81$ ,  $p_{10\text{ítems}} = .00$ ). Las dimensiones de reflexión y reproches explicaron el 57.13%

de la varianza y obtuvieron un coeficiente de alfa de Cronbach de .81 y .77, respectivamente. Por su parte, la versión de 22 ítems presentó un coeficiente de alfa de Cronbach de .92 y la versión de 10 ítems alcanzó un valor de .84. Además, la versión de 22 ítems de la Escala de Respuestas Rumiativas y las subescalas de reflexión y reproches demostraron validez convergente al correlacionar de forma significativa y positiva con la depresión y la ansiedad (Inoñán, 2011).

Otras investigaciones desarrolladas en el contexto latinoamericano han encontrado coeficientes de alfa de Cronbach de entre .68 y .77 para la dimensión de reflexión y de entre .71 y .81 para la dimensión de reproches en muestras de estudiantes universitarios (Avilés et al., 2014; Hernández et al., 2016), adultos en general (Ruiz et al., 2017b; Toro et al., 2020) y población clínica (Ruiz et al., 2017b). En el presente estudio, el coeficiente de alfa de Cronbach fue de .77 para la versión de 10 ítems del instrumento, de .75 para la dimensión de reflexión y de .75 para la dimensión de reproches.

La fusión cognitiva fue medida por medio del **Cuestionario de Fusión Cognitiva**, o CFQ por sus siglas en inglés, desarrollado por Gillanders et al. (2014). En especial, en este estudio se utilizó la modificación de Ruiz et al. (2017a) a la adaptación al español de Romero et al. (2014). El Cuestionario de Fusión Cognitiva es unidimensional y cuenta con siete ítems con un formato de respuesta tipo Likert de siete opciones (1 = *Nunca es verdad*, 7 = *Siempre es verdad*).

El estudio en el que se desarrolló la escala contó con la participación de siete muestras de personas del Reino Unido que en total conformaron un grupo de 1874 individuos (Gillanders et al., 2014). Las muestras estaban compuestas por estudiantes universitarios, personas que sufrían de esclerosis múltiple, sujetos que formaban parte de un programa de manejo del estrés laboral, cuidadores de personas con demencia, adultos en general, sujetos que padecían de diversos trastornos psicológicos, entre otros. El puntaje del KMO fue de .87 y la prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ( $p < .001$ ) para una versión preliminar de la escala de 10 ítems. El análisis factorial exploratorio de dicha versión preliminar, realizado en un grupo de estudiantes universitarios y adultos en general, identificó dos factores. El primero de estos estuvo compuesto por siete ítems directos, explicó el 41.5% de la varianza y obtuvo un coeficiente de alfa de Cronbach de .88. El segundo factor estuvo conformado por tres ítems inversos, explicó el 18.3% de la varianza y alcanzó un coeficiente de alfa de Cronbach de .71. Debido a que el primer factor presentó propiedades psicométricas satisfactorias, se optó por mantener tales ítems para la versión final de la escala. Adicionalmente, se encontró coeficientes de alfa de Cronbach de entre .88 y .93 para la versión final de la escala en las muestras de

sujetos que padecían de diversos trastornos psicológicos, personas que sufrían de esclerosis múltiple, cuidadores de personas con demencia y sujetos que formaban parte de un programa de manejo del estrés laboral (Gillanders et al., 2014).

Sumado a esto, en la misma investigación se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio en algunos de los grupos mencionados previamente (Gillanders et al., 2014). Los valores de los índices de bondad del ajuste fueron adecuados, lo cual confirmó el modelo de un solo factor de la escala. En cuanto a la validez convergente, el instrumento correlacionó de forma significativa y negativa con tres escalas que medían el mindfulness, y de modo significativo y positivo con el Cuestionario de Pensamientos Automáticos, el Cuestionario de Control del Pensamiento, el Cuestionario del Estilo de Respuesta Rumiativo y la Escala de Creencias Positivas sobre la Rumiación (Gillanders et al., 2014).

El Cuestionario de Fusión Cognitiva ha sido adaptado independientemente al español en poblaciones de Argentina y España (José et al., 2020; Romero et al., 2014). La adaptación de Romero et al. (2014) tuvo de participantes a 179 cuidadores españoles de personas con demencia y presentó un coeficiente de alfa de Cronbach de .87. Asimismo, el análisis factorial confirmatorio reveló que la unidimensionalidad de la escala presentaba valores satisfactorios en los índices de ajuste. En relación a la validez convergente, el instrumento correlacionó de forma significativa y positiva con la evitación experiencial, la depresión, la ansiedad y la rumiación, siendo este último constructo medido a través de una versión reducida de la Escala de Respuestas Rumiativas (Romero et al., 2014).

Por su parte, Ruiz et al. (2017a) realizaron unas cuantas modificaciones a la redacción de algunos ítems de la adaptación al español de Romero et al. (2014) para adecuarlo al contexto colombiano. El estudio contó con la participación de tres grupos diferentes de personas: 762 estudiantes universitarios, 724 adultos en general y 277 sujetos que padecían de un trastorno emocional o sexual (Ruiz et al., 2017a). El coeficiente de alfa de Cronbach obtenido en los tres grupos fue de entre .89 y .93, y los índices de bondad del ajuste en la muestra en general fueron adecuados para el modelo de un solo factor. Además, se encontró que el instrumento demostró validez convergente al correlacionar significativa y positivamente con la inflexibilidad psicológica, la depresión, el estrés y la ansiedad, y significativa y negativamente con el mindfulness y la satisfacción con la vida (Ruiz et al., 2017a).

En el Perú, Valencia y Falcón (2019) llevaron a cabo una investigación para conocer la estructura factorial de la versión de Ruiz et al. (2017a) del Cuestionario de Fusión Cognitiva en 450 estudiantes universitarios. El estimador de confiabilidad empleado fue el coeficiente de omega, el cual obtuvo un valor adecuado ( $\omega = .916$ , IC 95 % [.902, .929]), y el análisis factorial

confirmatorio del modelo unidimensional evidenció valores satisfactorios para la mayoría de los índices de ajuste (Valencia & Falcón, 2019). Respecto a la validez convergente, se calculó la varianza extraída promedio y esta alcanzó un puntaje adecuado ( $AVE = .611$ ) (Valencia & Falcón, 2019).

Otras investigaciones a nivel latinoamericano han encontrado que el Cuestionario de Fusión Cognitiva alcanza coeficientes de alfa de Cronbach de entre .89 y .93 en población clínica (Ruiz et al., 2019), adultos en general (José et al., 2020; Ruiz et al., 2019) y estudiantes universitarios (Ruiz et al., 2019). En relación al presente estudio, el coeficiente de alfa de Cronbach fue de .94.

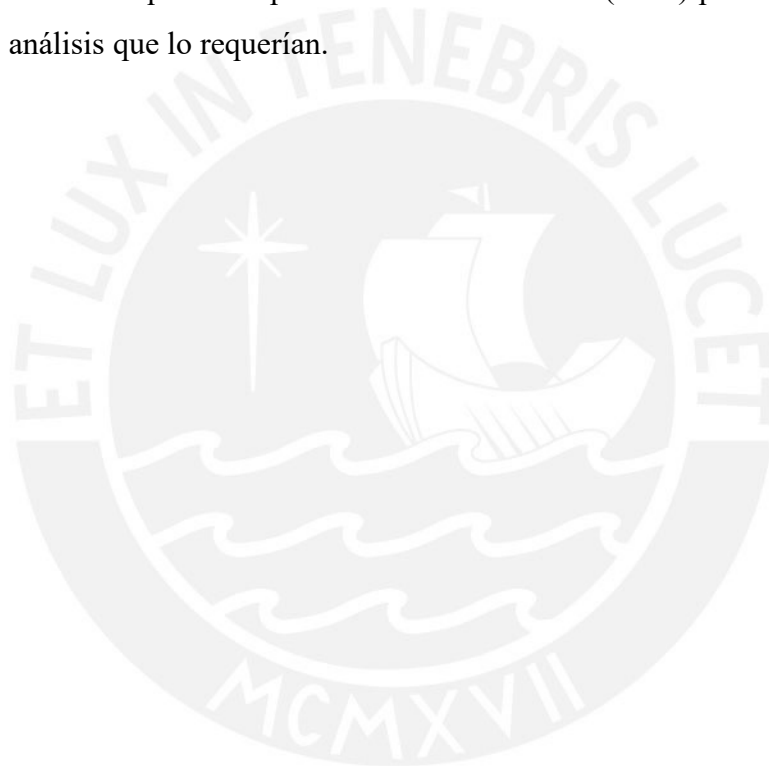
### **Procedimiento**

Una encuesta virtual fue difundida a través de correo electrónico y redes sociales (Facebook y WhatsApp) entre el 16 de setiembre y el 12 de octubre de 2021, y administrada al grupo de participantes por medio de la plataforma web Google Forms. La encuesta estuvo conformada por el consentimiento informado (Apéndice B), la ficha de datos sociodemográficos (Apéndice C) y las escalas para recabar información sobre las variables de estudio. En cuanto al consentimiento informado, este presentó la información necesaria para garantizar el cumplimiento de los estándares éticos, tales como el objetivo del estudio, la solicitud de participación voluntaria, el manejo anónimo y confidencial de los datos, entre otros.

### **Análisis de datos**

Los datos fueron analizados mediante el programa estadístico Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) versión 25. En primer lugar, se determinó la confiabilidad de los instrumentos y de sus dimensiones a través del cálculo del alfa de Cronbach. Luego, se examinó el tipo de distribución de los datos por medio del estadístico Kolmogorov-Smirnov. Se analizaron no solo las variables de estudio, sino también las variables sociodemográficas de la edad y el número de créditos en el que el grupo de estudiantes se encontraba inscrito, ya que se iba a examinar la relación entre estas últimas dos variables con los constructos de interés. El análisis reveló una distribución no normal para algunas variables. En estos casos, luego de verificar los gráficos de normalidad y los coeficientes de asimetría ( $< |3|$ ) y curtosis ( $< |10|$ ) de acuerdo con los criterios de Kline (2010), se concluyó que los datos no evidenciaban una falta de normalidad severa, excepto para una de las variables sociodemográficas: el número de créditos. A continuación, se halló los estadísticos descriptivos de las variables de estudio.

Posteriormente, las correlaciones entre la ansiedad, la rumiación y la fusión cognitiva fueron analizadas empleando el coeficiente de Pearson. Sumado a esto, se empleó una regresión lineal múltiple para conocer si la rumiación y la fusión cognitiva predecían la ansiedad. Para ello, se comprobó con anterioridad que se cumplieran los supuestos de la regresión: linealidad, independencia de los errores, homocedasticidad, normalidad de los residuos y no colinealidad. Por último, se realizaron contrastes de T de Student y U de Mann-Whitney para las comparaciones entre grupos según el sexo de los participantes, y se llevaron a cabo correlaciones de Pearson y Spearman entre las variables de estudio y los datos sociodemográficos de la edad y el número de créditos en el que los estudiantes se encontraban inscritos. Cabe mencionar que se empleó el criterio de Cohen (1988) para evaluar el tamaño del efecto en los análisis que lo requerían.



## Resultados

A continuación, se exponen los resultados encontrados en función a los objetivos de la presente investigación. En primer lugar, se presentan los análisis descriptivos de los instrumentos usados, así como de sus dimensiones. Luego, se reportan las correlaciones entre la ansiedad, la rumiación, la fusión cognitiva y algunas variables sociodemográficas. A continuación, se muestra el modelo predictivo para la ansiedad compuesto por la rumiación y la fusión cognitiva. Finalmente, se presentan las comparaciones de las variables de estudio según el sexo de los participantes.

Respecto a los análisis descriptivos, se observa que la mayor puntuación alcanzada en cada uno de los instrumentos y dimensiones coincide con el puntaje máximo posible o se encuentra muy cerca de este (Tabla 1). Además, las medias obtenidas para la rumiación y la fusión cognitiva se sitúan dentro o muy cerca de la categoría reportada por la literatura como puntuaciones altas (ClinikLab, s.f.a; ClinikLab, s.f.b). En el caso de la ansiedad, la media alcanzada se encuentra por encima del punto de corte propuesto para el posible diagnóstico del trastorno de ansiedad generalizada (García et al., 2010). En conjunto, estos resultados indican que en el grupo de participantes se encontraban individuos con niveles elevados de ansiedad, rumiación y fusión cognitiva.

**Tabla 1**

*Estadísticos descriptivos de las variables de estudio*

	<i>M</i>	<i>D.E.</i>	Mínimo	Máximo
Ansiedad	11.91	4.72	1	21
Rumiación	25.91	5.58	13	38
Reproches <sup>a</sup>	13.05	3.54	5	20
Reflexión <sup>a</sup>	12.87	3.40	6	20
Fusión cognitiva	31.61	9.78	8	49

*Nota.*  $N = 104$ .

<sup>a</sup> Subescalas de la rumiación.

En cuanto al objetivo principal de la presente investigación, se obtuvieron correlaciones significativas y directas entre las variables de estudio. Las correlaciones fueron grandes con la excepción de la correlación mediana entre la ansiedad y la subescala de reflexión (Tabla 2).



Estos resultados indican que, a mayores niveles de rumiación y fusión cognitiva, se presentan mayores niveles de ansiedad.

**Tabla 2**

*Correlaciones de Pearson entre las variables de estudio*

	1	2	3	4
1. Ansiedad	–	–	–	–
2. Rumiación	.64***	–	–	–
3. Reproches <sup>a</sup>	.71***	.81***	–	–
4. Reflexión <sup>a</sup>	.30**	.80***	.29**	–
5. Fusión cognitiva	.70***	.68***	.70***	.39***

*Nota.*  $N = 104$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

<sup>a</sup> Subescalas de la rumiación.

Adicionalmente, se encontró una correlación significativa, directa y pequeña entre la subescala de reproches y el número de créditos en el que los estudiantes se encontraban inscritos ( $r = .27$ ,  $p = .006$ ), lo que señala que un mayor número de créditos se encontraba asociado a más reproches. Algunas de las variables de estudio también se correlacionaron con otro dato sociodemográfico: la edad. En este sentido, se hallaron correlaciones significativas, inversas y pequeñas entre la edad y la ansiedad ( $r = -.22$ ,  $p = .026$ ), la subescala de reproches ( $r = -.26$ ,  $p = .007$ ) y la fusión cognitiva ( $r = -.28$ ,  $p = .004$ ). En otras palabras, se observó menores niveles de ansiedad, reproches y fusión cognitiva a medida que la edad incrementaba.

En relación al modelo predictivo para la ansiedad, el modelo compuesto por las dos subescalas de la rumiación y la fusión cognitiva explicó el 58% de la varianza de la ansiedad, lo cual corresponde a un tamaño del efecto grande de acuerdo con el criterio de Cohen (1988),  $R^2 = .59$ ,  $F(3,100) = 47.43$ ,  $p < .001$ ,  $d = 0.77$ . Es importante notar que la subescala de reproches y la fusión cognitiva predicen significativamente la ansiedad (Tabla 3).

**Tabla 3**

*Modelo de regresión para los predictores de la ansiedad*

	$R^2$	$R^2$ ajustado	$B$	$\beta$	$t$	$p$
Reproches <sup>a</sup>	.59	.58	0.58	.43	4.81	< .001
Reflexión <sup>a</sup>			0.04	.03	0.38	.703
Fusión cognitiva			0.19	.39	4.18	< .001

*Nota.*  $N = 104$ .

<sup>a</sup> Subescalas de la rumiación.

Respecto a las comparaciones según el sexo de los participantes, se encontró una diferencia significativa para la fusión cognitiva, la cual reveló que las mujeres presentaban mayores niveles en dicha variable que los hombres ( $Mdn_{Mujeres} = 27$ ,  $Mdn_{Hombres} = 24$ ,  $U = 709.50$ ,  $p = .014$ ). De manera similar, las mujeres obtuvieron puntuaciones significativamente más altas a las de los hombres en ansiedad y rumiación (Tabla 4). No se hallaron diferencias significativas para las subescalas de reproches y reflexión según el sexo de los encuestados (Tabla 4).

**Tabla 4**

*Diferencias en ansiedad y rumiación según sexo*

	Mujeres ( $n = 77$ )		Hombres ( $n = 27$ )		$t(102)$	$p$	$d$
	$M$	$D.E.$	$M$	$D.E.$			
Ansiedad	12.52	4.70	10.19	4.42	-2.26	.026	0.51
Rumiación	26.65	5.50	23.81	5.37	-2.32	.022	0.52
Reproches <sup>a</sup>	13.40	3.67	12.04	2.99	-1.74	.085	
Reflexión <sup>a</sup>	13.25	3.44	11.78	3.07	-1.96	.053	

*Nota.*  $N = 104$ .

<sup>a</sup> Subescalas de la rumiación.

### Discusión

El objetivo principal de la presente investigación fue examinar el modo en que la ansiedad, la rumiación y la fusión cognitiva se relacionan en un grupo de estudiantes universitarios peruanos. Como objetivos específicos, se planteó explorar la asociación entre las variables de estudio y algunas variables sociodemográficas, así como identificar posibles diferencias con respecto al sexo en la ansiedad, la rumiación y la fusión cognitiva. Adicionalmente, se buscó caracterizar a la muestra con base en sus puntuaciones en las escalas usadas y sus dimensiones.

Todas las variables de estudio correlacionaron de forma positiva entre ellas. Así, se identificó una asociación positiva entre la ansiedad y la rumiación, lo cual resulta esperado a partir de lo hallado en investigaciones previas (Cookson et al., 2019; Lucena et al., 2018). Este resultado podría deberse a que la rumiación podría contribuir a la ansiedad al favorecer que las personas se mantengan con una sensación de falta de control acerca de las circunstancias problemáticas que experimentan, como consecuencia de pensar pasiva y repetitivamente sobre estas sin llegar a una respuesta satisfactoria (Nolen-Hoeksema, 2000).

En congruencia con otros estudios (González et al., 2017; Ruiz et al., 2017b; Xavier et al., 2016), ambos componentes de la rumiación se relacionaron de forma positiva con la ansiedad, siendo la correlación del componente de reproches mayor que la del componente de reflexión. A pesar de que ambas dimensiones de la rumiación llevan a las personas a centrar su atención en sus problemas y sentimientos de distrés, los reproches involucran pensamientos negativos, autocríticos y comparativos acerca de uno mismo y un énfasis en los obstáculos para superar las dificultades, mientras que la reflexión implica una examinación más general que podría favorecer la resolución de problemas (Nolen-Hoeksema et al., 2008; Treynor et al., 2003; Watkins, 2008). Por consiguiente, se podría inferir que la reflexión podría interrumpir el proceso rumiativo en el que se ha involucrado un individuo al propiciar que encuentre una manera de sobrellevar las dificultades que experimenta; a diferencia de los reproches que, por las características que presentan, podrían prolongar la rumiación. En este sentido, resulta esperado que la ansiedad haya obtenido una mayor correlación con el componente de reproches que con el de reflexión, ya que el primer componente podría favorecer que el sujeto permanezca con una sensación de falta de control sobre los problemas, mientras que el segundo podría brindarle a la persona confianza para manejarlos.

Al igual que la rumiación, la fusión cognitiva correlacionó positivamente con la ansiedad. Este resultado es coherente al de investigaciones anteriores realizadas en otros contextos tales como Reino Unido y Colombia, y con diferentes tipos de poblaciones,

incluyendo población general, población clínica, mujeres en tratamiento para perder peso y personas con esclerosis múltiple (Bardeen & Fergus, 2016; Cookson et al., 2019; Gillanders et al., 2014; Lucena et al., 2017; Ruiz et al., 2017a). Una posible explicación de este hallazgo es que las personas con ansiedad pueden fusionarse con sus pensamientos sobre las situaciones que perciben como amenazantes y frente a las cuales se sienten indefensas (Hayes et al., 2015). Cuando esto sucede, el individuo experimenta ansiedad respecto a dichos pensamientos de la misma manera que lo haría frente a los eventos que sus pensamientos describen (Hayes et al., 2015).

Sumado a esto, se encontró que tanto la rumiación como sus dos componentes se relacionaron de manera positiva con la fusión cognitiva, lo que resulta esperado a partir de lo encontrado en otros estudios (Cookson et al., 2019; Lucena et al., 2018; Ruiz et al., 2017b). Se ha sugerido que pensar de forma repetida acerca de las circunstancias problemáticas puede llevar al individuo a fusionarse con el contenido literal de sus pensamientos (Costa et al., 2018). Por otro lado, también se sostiene que, cuando un sujeto se fusiona con vivencias experimentadas como angustiantes y no deseadas, lleva a cabo acciones de evitación y escape emocional, tales como la rumiación (Ruiz et al., 2017a). La rumiación tendría esta propiedad puesto que, aunque consiste en pensar repetidamente sobre el malestar que se experimenta, la naturaleza abstracta de tales pensamientos permite evitar las emociones vinculadas a las dificultades (Cribb et al., 2006; Thomas et al., 2014).

Asimismo, la fusión cognitiva obtuvo una mayor correlación con el componente de reproches que con el de reflexión tal como se ha hallado en otras investigaciones (Lucena et al., 2018; Ruiz et al., 2017b). Este resultado podría deberse a que los dos componentes de la rumiación podrían conducir a desenlaces distintos. La reflexión, al ser una ponderación más general que podría llevar a la resolución de problemas (Nolen-Hoeksema et al., 2008; Treynor et al., 2003), podría favorecer en los sujetos el reconocimiento de que sus pensamientos no son representaciones verdaderas del mundo interno y externo a ellos. Por el contrario, los reproches podrían propiciar que la persona continúe fusionada con sus pensamientos, al implicar este componente de la rumiación un énfasis en los obstáculos para superar los problemas y pensamientos negativos, autocríticos y comparativos sobre uno mismo (Nolen-Hoeksema et al., 2008; Treynor et al., 2003; Watkins, 2008).

En cuanto a la regresión lineal múltiple, el modelo compuesto por la fusión cognitiva y ambos componentes de la rumiación logró explicar el 58% de la varianza de la ansiedad y solo la fusión cognitiva y el componente de reproches fueron predictores significativos. Este hallazgo sugiere que los niveles de ansiedad que presente una persona dependerán en un grado

considerable de la medida en que crea y responda ante sus pensamientos como si fueran representaciones verdaderas del mundo (fusión cognitiva) y de su tendencia a enfocarse en los obstáculos para superar las dificultades y pensar de forma negativa, autocrítica y comparativa como una manera de responder ante los problemas (componente de reproches de la rumiación). A conocimiento del autor, aunque hay evidencia de que la fusión cognitiva (Krafft et al., 2018) y ambos componentes de la rumiación (Xavier et al., 2016; Yang et al., 2021) pueden ser predictores de la ansiedad, no se ha realizado ningún estudio hasta el momento en el que se haya investigado el modelo predictivo para la ansiedad propuesto por este estudio.

A partir de la literatura existente (Hayes et al., 2015; Nolen-Hoeksema, 2000; Nolen-Hoeksema et al., 2008; Treynor et al., 2003; Watkins, 2008), se podría inferir que el modo en que el componente de reproches de la rumiación y la fusión cognitiva predicen juntas la ansiedad sería el siguiente. Debido a que los pensamientos asociados al componente de reproches de la rumiación se caracterizan por ser negativos, autocríticos, comparativos y enfocados en las barreras para manejar los problemas, este componente podría propiciar que el individuo permanezca en un estado rumiativo sobre las dificultades por las que atraviesa, lo que implicaría mantenerse con una sensación de falta de control respecto a tales problemas. Por su parte, la fusión cognitiva podría llevar al sujeto a creer y responder ante los pensamientos coherentes con dicha sensación, que podrían surgir durante el proceso rumiativo, como si estos fueran hechos verdaderos. En consecuencia, la persona podría sentir que no tiene control sobre sus dificultades a partir de tales pensamientos de la misma manera que lo haría frente a los sucesos que sus pensamientos describen. De esta forma, el componente de reproches de la rumiación y la fusión cognitiva podrían conducir a la ansiedad al influir sobre la sensación de falta de control acerca de las circunstancias problemáticas que experimenta el individuo.

Respecto a la reflexión, este componente de la rumiación no logró predecir la ansiedad, lo cual resulta contrario a lo encontrado en estudios anteriores (Xavier et al., 2016; Yang et al., 2021). Este hallazgo podría deberse a que, como la rumiación es una posible manera de obtener control sobre las situaciones problemáticas (Nolen-Hoeksema, 2000), la reflexión podría prolongar o interrumpir el proceso rumiativo al ser característico de este componente una posible resolución de problemas. Por este motivo, la reflexión podría llevar a estas dos consecuencias distintas respecto a la ansiedad, lo que explicaría la ausencia de una predicción por parte de la reflexión sobre la ansiedad. Cabe señalar que los estudios en los que sí se encontró que el componente de reflexión predecía la ansiedad se realizaron con adolescentes o población en general (Xavier et al., 2016; Yang et al., 2021), a diferencia de la presente investigación que se llevó a cabo con estudiantes universitarios.

Las variables de estudio también se asociaron con algunas variables sociodemográficas. La edad presentó una correlación negativa con la ansiedad, el componente de reproches de la rumiación y la fusión cognitiva, de manera que a mayor edad menores niveles en las variables de interés. Este hallazgo podría explicarse a partir de la propuesta de Jiménez y López (2008), quienes sugieren que los universitarios desarrollan con la edad mayores habilidades para manejar sus emociones, las cuales reducen el riesgo de sufrir de dificultades de salud mental. Asimismo, se ha encontrado que los estudiantes de mayor edad presentan mayores niveles de autoconcepto y autoeficacia académica (Veliz & Apodaca, 2012). Por consiguiente, podría ser más fácil para ellos lidiar con los diversos estresores asociados al paso por la educación universitaria, lo que podría favorecer menores niveles de ansiedad, reproches y fusión cognitiva.

Por otro lado, el número de créditos en el que el grupo de estudiantes se encontraba inscrito se relacionó de forma positiva con el componente de reproches de la rumiación. Este resultado podría deberse a que una elevada carga académica ha sido identificada como un factor que puede generar estrés en los universitarios (Barraza, 2007; Berrio & Mazo, 2011; García et al., 2012). Por tal motivo, los estudiantes podrían involucrarse en la rumiación como una forma de responder ante dicho estrés. El hallazgo del presente estudio sugiere que, en este caso, la rumiación podría suceder a través del componente de reproches, el cual involucra pensamientos negativos, autocríticos y comparativos acerca de uno mismo, tal vez debido a que los universitarios presentan expectativas sobre su desempeño académico. Estudios como el Barraza (2007), y Berrio y Mazo (2011) respaldan la presencia de este tipo de expectativas en la población universitaria.

Respecto a las comparaciones entre las variables de estudio según el sexo de los participantes, se identificó diferencias estadísticamente significativas donde las mujeres reportaban mayores niveles de ansiedad, rumiación y fusión cognitiva que los hombres. Investigaciones previas respaldan estos hallazgos y brindan algunas posibles explicaciones (Christiansen, 2015; Dinis et al., 2015; Lyubomirsky et al., 2015). Por un lado, se sugiere que la diferencia entre hombres y mujeres en la ansiedad puede deberse al proceso de socialización diferenciado respecto a la confrontación de los estímulos temidos (Christiansen, 2015). Además, se ha encontrado que las hormonas sexuales podrían explicar en parte la diferencia en la ansiedad entre hombres y mujeres (Christiansen, 2015). Por otro lado, se plantea que las mujeres son más propensas a la rumiación que los hombres debido a las desigualdades en relación al estatus social y a la exposición a estresores ambientales (Lyubomirsky et al., 2015). En cuanto a la fusión cognitiva, Dinis et al. (2015) sugieren que las mujeres pueden presentar

mayores niveles en dicho constructo que los hombres por la identificación con los roles de género y los rasgos de personalidad vinculados a cada género. En particular, los autores mencionan características como sensibilidad a las necesidades de los demás y conciencia de los sentimientos en las mujeres, y confianza e independencia en los hombres (Dinis et al., 2015).

En cuanto a la caracterización de la muestra con base en sus puntuaciones en los instrumentos empleados y sus dimensiones, el grupo de participantes alcanzó el puntaje máximo posible o uno muy cercano a este en todas las escalas y subescalas utilizadas. Asimismo, los puntajes promedio obtenidos en los instrumentos utilizados para evaluar las variables de estudio fueron, en general, altos o lo suficientemente elevados como para indicar un posible diagnóstico del trastorno de ansiedad generalizada en parte de la muestra (ClinikLab, s.f.a; ClinikLab, s.f.b; García et al., 2010). En esta línea, el puntaje promedio de la rumiación y la fusión cognitiva fue superior al de estudios anteriores realizados con universitarios peruanos antes de la pandemia provocada por la COVID-19 (Inoñán, 2011; Valencia & Falcón, 2019). No se halló ninguna investigación previa llevada a cabo en la población de estudio que reportara la puntuación media para el GAD-7; sin embargo, se identificó un aumento en los niveles de ansiedad en universitarios de Ecuador a partir de la pandemia (Sigüenza & Vílchez, 2021). Estos resultados sugieren que la coyuntura de pandemia podría haber influido en los niveles de ansiedad, rumiación y fusión cognitiva de los universitarios peruanos, en particular posiblemente debido al estrés asociado a la adaptación a las clases virtuales que experimentaron los estudiantes (Ozamiz et al., 2020). Adicionalmente, el contexto de pandemia pudo haber favorecido que los universitarios que presentaban ansiedad se involucraran en la rumiación y la fusión cognitiva con mayor frecuencia, lo cual podría explicar las altas correlaciones encontradas entre las variables de estudio.

En relación a las limitaciones de la presente investigación, el tamaño reducido de la muestra, la falta de una cantidad similar de hombres y mujeres, y el que el grupo de participantes proviniese de una única universidad no permiten generalizar los resultados a la población de estudiantes universitarios peruanos. Asimismo, los hallazgos del estudio corresponden a un momento histórico particular: la coyuntura provocada por la COVID-19. Por este motivo, es posible que investigaciones realizadas fuera del contexto de pandemia no logren obtener los resultados encontrados. También es importante mencionar que el tipo de diseño del presente estudio no permite asumir causalidad en las relaciones encontradas entre la rumiación y la fusión cognitiva con la ansiedad.

Para futuros estudios, se recomienda contar con muestras más grandes, una proporción similar de hombres y mujeres, y estudiantes de distintas universidades del país. De esta manera, podrá asegurarse de que los resultados sean representativos del grupo de universitarios peruanos. Además, se sugiere replicar esta investigación en el periodo postpandemia, a fin de conocer si los hallazgos encontrados reflejan un comportamiento habitual de las variables estudiadas o si acaso solo cobran sentido dentro del contexto de pandemia. En adición a lo mencionado, se recomienda que estudios posteriores empleen diseños de investigación diferentes al utilizado en el presente trabajo a fin de explorar una posible causalidad en las relaciones halladas entre las variables de estudio.

Por otro lado, si bien a partir de la literatura existente se propuso una posible explicación acerca de cómo el componente de reproches de la rumiación y la fusión cognitiva influyen juntas sobre la ansiedad, se recomienda que investigaciones futuras profundicen en la comprensión de los mecanismos a través de los cuales esto ocurre. Asimismo, se sugiere explorar el modo en que algunas características propias de diversas poblaciones influyen en la manera en que el componente de reflexión de la rumiación se relaciona con la ansiedad. Esto debido a que en estudios previos realizados con adolescentes o población en general se identificó que el componente de reflexión predecía la ansiedad, a diferencia de esta investigación llevada a cabo con universitarios en la que no se encontró dicha predicción.

Este estudio ha permitido incrementar el conocimiento que se tiene sobre la problemática de la ansiedad en universitarios peruanos, al identificar dos variables (la rumiación y la fusión cognitiva) que en conjunto podrían contribuir a la ansiedad. Esto resulta relevante puesto que los universitarios son una población susceptible a desarrollar elevados niveles de ansiedad (Barraza et al., 2015; Castillo et al., 2016; Cuadra, 2019; Ríos et al., 2019; Villanueva & Ugarte, 2017). Además, dado que esta investigación se llevó a cabo durante la pandemia, los resultados del estudio extienden la comprensión que se tiene acerca del fenómeno de la ansiedad en estudiantes universitarios durante un momento histórico particular como lo fue la coyuntura causada por la COVID-19. Esto es importante debido a que la pandemia expuso a los universitarios a algunos estresores adicionales que pudieron incrementar su vulnerabilidad a presentar ansiedad (Cao et al., 2020; Wang & Zhao, 2020).

En adición a lo mencionado, los hallazgos de esta investigación podrían informar a las instituciones y a los profesionales que brindan servicios de salud mental sobre dos factores a considerar cuando se diseñan intervenciones para abordar la ansiedad en universitarios: la rumiación, en específico el componente de reproches, y la fusión cognitiva. En esta misma línea, lo encontrado en este estudio podría ser de utilidad para que las universidades o las



entidades estatales pertinentes desarrollen acciones destinadas a abordar la problemática de la ansiedad en la población de universitarios peruanos. Finalmente, la presente investigación ha contribuido a la generación de conocimiento sobre la fusión cognitiva, lo cual resulta importante porque este constructo ha sido poco estudiado en el Perú y ha recibido una menor atención empírica que el otro proceso central dentro del modelo de la psicopatología propuesto por ACT (Bardeen & Fergus, 2016).



### Referencias

- Arévalo, E., Castillo, D., Cepeda, I., López, J., & Pacheco, R. (2019). Anxiety and depression in university students: Relationship with academic performance. *Interdisciplinary Journal of Epidemiology and Public Health*, 2(1), e-022. doi:10.18041/2665427X/ijeph.1.5342
- 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://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1699-695X2014000100003](https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1699-695X2014000100003)
- Avilés, P., Cova, F., Bustos, C., & García, F. (2014). Afrontamiento y rumiación frente a eventos adversos y crecimiento postraumático en estudiantes universitarios. *LIBERABIT*, 20(2), 281-292. <http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v20n2/a09v20n2.pdf>
- Bardeen, J., & Fergus, T. (2016). The interactive effect of cognitive fusion and experiential avoidance on anxiety, depression, stress and posttraumatic stress symptoms. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5(1), 1-6. doi:10.1016/j.jcbs.2016.02.002
- Barlow, D. (2000). Unraveling the mysteries of anxiety and its disorders from the perspective of emotion theory. *American Psychologist*, 55(11), 1247-1263. doi:10.1037/0003-066x.55.11.1247
- Barlow, D. (2002). *Anxiety and its disorders: The nature and treatment of anxiety and panic* (2.<sup>a</sup> ed.). Guilford Press.
- Barlow, D., Durand, V., & Hofmann, S. (2017). *Abnormal psychology: An integrative approach* (8.<sup>a</sup> ed.). Cengage Learning.
- Barraza, A. (2007). Estrés académico: un estado de la cuestión. *Revista Psicología Científica.com*. <https://www.psicologiacientifica.com/estres-academico-2/>
- Barraza, R., Muñoz, N., Alfaro, M., Álvarez, A., Araya, V., Villagra, J., & Contreras, A. (2015). Ansiedad, depresión, estrés y organización de la personalidad en estudiantes novatos de medicina y enfermería. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 53(4), 251-260. doi:10.4067/s0717-92272015000400005
- Berrio, N., & Mazo, R. (2011). Estrés académico. *Revista de Psicología. Universidad de Antioquia*, 3(2), 55-82. <https://revistas.udea.edu.co/index.php/psicologia/article/view/11369>
- Blanco, C., Rubio, J., Wall, M., Wang, S., Jiu, C. J., & Kendler, K. S. (2014). Risk factors for anxiety disorders: Common and specific effects in a national sample. *Depression and Anxiety*, 31(9), 756-764. doi:10.1002/da.22247

- Borzone, M. (2017). Autoeficacia y vivencias académicas en estudiantes universitarios. *Acta Colombiana de Psicología*, 20(1), 266-274. doi:10.14718/ACP.2017.20.1.13
- Calmes, C., & Roberts, J. (2007). Repetitive thought and emotional distress: Rumination and worry as prospective predictors of depressive and anxious symptomatology. *Cognitive Therapy and Research*, 31(3), 343-356. doi:10.1007/s10608-006-9026-9
- Cann, A., Calhoun, L., Tedeschi, R., Triplett, K., Vishnevsky, T., & Lindstrom, C. (2011). Assessing posttraumatic cognitive processes: The Event Related Rumination Inventory. *Anxiety, Stress & Coping*, 24(2), 137-156. doi:10.1080/10615806.2010.529901
- Cao, W., Fang, Z., Hou, G., Han, M., Xu, X., Dong, J., & Zheng, J. (2020). The psychological impact of the COVID-19 epidemic on college students in China. *Psychiatry Research*, 287, 112934. doi:10.1016/j.psychres.2020.112934
- Cassaretto, M., Chau, C., Espinoza, M., Otiniano, F., Rodríguez, L., & Rubina, M. (2021). *Salud mental en universitarios del Consorcio de Universidades durante la pandemia*. Consorcio de Universidades.
- Castillo, C., Chacón, T., & Díaz, G. (2016). Ansiedad y fuentes de estrés académico en estudiantes de carreras de la salud. *Investigación En Educación Médica*, 5(20), 230-237. doi:10.1016/j.riem.2016.03.001
- Castro, E., Benjet, C., Juárez, F., Jurado, S., Lucio, M., & Valencia, A. (2016). Adaptación y propiedades psicométricas del Inventory of Statements About Self-injury en estudiantes mexicanos. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(3), 2544-2551. doi:10.1016/j.aiprr.2016.08.004
- Castro, E., Benjet, C., Juárez, F., Jurado, S., Lucio, M., & Valencia, A. (2017). Non-suicidal self-injuries in a sample of Mexican university students. *Salud mental*, 40(5), 191-199. doi:10.17711/SM.0185-3325.2017.025
- Celano, C., Daunis, D., Lokko, H., Campbell, K., & Huffman, J. (2016). Anxiety disorders and cardiovascular disease. *Current Psychiatry Reports*, 18, 101. doi:10.1007/s11920-016-0739-5
- Chang, J., Yuan, Y., & Wang, D. (2020). Mental health status and its influencing factors among college students during the epidemic of COVID-19. *Journal of Southern Medical University*, 40(2), 171-176. doi:10.12122/j.issn.1673-4254.2020.02.06
- Christiansen, D. (2015). Examining sex and gender differences in anxiety disorders. En F. Durbano (Ed.), *A fresh look at anxiety disorders* (pp. 17-49). IntechOpen.
- ClinikLab. (s.f.a). *Instrumentos ACT y tercera generación*. <https://clinklab.konradlorenz.edu.co/2020/09/act3gen.html>

- ClinikLab. (s.f.b). *Medidas de preocupación y rumia*.  
<https://clinklab.konradlorenz.edu.co/2020/09/preocupacionrumia.html>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Lawrence Erlbaum.
- Conway, M., Csank, P., Holm, S., & Blake, C. (2000). On assessing individual differences in rumination on sadness. *Journal of Personality Assessment*, 75(3), 404-425. doi:10.1207/S15327752JPA7503\_04
- Cookson, C., Luzon, O., Newland, J., & Kingston, J. (2019). Examining the role of cognitive fusion and experiential avoidance in predicting anxiety and depression. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 93(3), 456-473. doi:10.1111/papt.12233
- Costa, J., Pinto, J., & Marôco, J. (2018). The role of negative affect, rumination, cognitive fusion and mindfulness on depressive symptoms in depressed outpatients and normative individuals. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy*, 18(2), 207-220. <https://www.ijpsy.com/volumen18/num2/491/the-role-of-negative-affect-rumination-EN.pdf>
- Cova, F., Rincón, P., & Melipillán, R. (2007). Rumiación y presencia de sintomatología ansiosa y depresiva en adolescentes. *Revista Mexicana de Psicología*, 24(2), 175-183. <https://www.redalyc.org/pdf/2430/243020637003.pdf>
- Cribb, G., Moulds, M., & Carter, S. (2006). Rumination and experiential avoidance in depression. *Behaviour Change*, 23(3), 165-176. doi:10.1375/behc.23.3.165
- Cuadra, G., (2019). *Características del consumo de alcohol, sintomatología depresiva y ansiosa en estudiantes universitarios* [Tesis de pregrado, Pontificia Universidad Católica del Perú]. <http://hdl.handle.net/20.500.12404/15342>
- Dinis, A., Carvalho, S., Gouveia, J., & Estanqueiro, C. (2015). Shame memories and depression symptoms: The role of cognitive fusion and experiential avoidance. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy*, 15(1), 63-86. <https://www.redalyc.org/pdf/560/56038720004.pdf>
- Dominguez, S., & Merino, C. (2018). Cognitive Emotional Regulation Questionnaire-18 en universitarios: Evidencias de validez convergente y discriminante. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 2(47), 171-184. doi:10.21865/RIDEP47.2.12
- Eifert, G., Forsyth, J., Arch, J., Espejo, E., Keller, M., & Langer, D. (2009). Acceptance and Commitment Therapy for anxiety disorders: Three case studies exemplifying a unified

- treatment protocol. *Cognitive and Behavioral Practice*, 16(4), 368-385. doi:10.1016/j.cbpra.2009.06.001
- Erazo, M., & Jiménez, M. (2012). Dimensiones psicopatológicas en estudiantes universitarios. *Revista CES Psicología*, 5(1), 65-76. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/3977308.pdf>
- Figuera, P., & Álvarez, M. (2014). La intervención orientadora y tutorial en la adaptación y persistencia del alumnado en la universidad. *Revista de Orientación Educativa*, 28(5), 31-49. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5506381>
- Gao, Y., Pan, B., Sun, W., Wu, H., Wang, J., & Wang, L. (2012). Anxiety symptoms among Chinese nurses and the associated factors: A cross sectional study. *BMC Psychiatry*, 12(1), 1-9. doi:10.1186/1471-244x-12-141
- García, J., Zamorano, E., Ruiz, M., Pardo, A., Perez, M., Lopez, V., Freire, O., & Rejas, J. (2010). Cultural adaptation into Spanish of the Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7) Scale as a screening tool. *Health and Quality of Life Outcomes*, 8(1), 1-11. doi:10.1186/1477-7525-8-8
- García, R., Pérez, F., Pérez, J., & Natividad, L. (2012). Evaluación del estrés académico en estudiantes de nueva incorporación a la universidad. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 44(2), 143-154. <https://www.redalyc.org/pdf/805/80524058011.pdf>
- Gillanders, D., Bolderston, H., Bond, F., Dempster, M., Flaxman, P., Campbell, L., Kerr, S., Tansey, L., Noel, P., Ferenbach, C., Masley, S., Roach, L., Lloyd, J., May, L., Clarke, S., & Remington, B. (2014). The development and initial validation of the cognitive fusion questionnaire. *Behavior Therapy*, 45(1), 83-101. doi:10.1016/j.beth.2013.09.001
- González, M., Ibáñez, I., & Barrera, A. (2017). Rumiación, preocupación y orientación negativa al problema: Procesos transdiagnósticos de los trastornos de ansiedad, de la conducta alimentaria y del estado de ánimo. *Acta Colombiana de Psicología*, 20(2), 30-41. doi:10.14718/ACP.2017.20.2.3
- Gordon, K., Holm, J., Troop, W., & Sand, E. (2012). Rumination and body dissatisfaction interact to predict concurrent binge eating. *Body Image*, 9(3), 352-357. doi:10.1016/j.bodyim.2012.04.001
- Gutiérrez, A., & Landeros, M. (2020). Relación entre autoeficacia académica, rendimiento y sintomatología ansiosa y depresiva en adultos emergentes universitarios. *Educación*, 29(57), 87-109. doi:10.18800/educacion.202002.005

- Harrington, J., & Blankenship, V. (2002). Ruminative thoughts and their relation to depression and anxiety. *Journal of Applied Social Psychology*, 32(3), 465-485. doi:10.1111/j.1559-1816.2002.tb00225.x
- Harris, R. (2009). *ACT made simple: An easy-to-read primer on Acceptance and Commitment Therapy* (1.<sup>a</sup> ed.). New Harbinger Publications, Inc.
- Hayes, S. (2021). *Una mente liberada* (1.<sup>a</sup> ed.). Paidós.
- Hayes, S., Strosahl, K., & Wilson, K. (2015). *Terapia de Aceptación y Compromiso: Proceso y práctica del cambio consciente (Mindfulness)* (2.<sup>a</sup> ed.). Desclée De Brouwer.
- Hernández, A., García, R., Valencia, A., & Ortega, N. (2016). Validación de la Escala de Respuestas Rumiativas para población mexicana. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual*, 6(2), 66-74. <https://www.redalyc.org/pdf/2830/283048876003.pdf>
- Hervás, G. (2008). Adaptación al castellano de un instrumento para evaluar el estilo rumiativo: La Escala de Respuestas Rumiativas. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 13(2), 111-121. [https://www.researchgate.net/publication/266369625\\_Adaptacion\\_al\\_castellano\\_de\\_un\\_instrumento\\_para\\_evaluar\\_el\\_estilo\\_rumiativo](https://www.researchgate.net/publication/266369625_Adaptacion_al_castellano_de_un_instrumento_para_evaluar_el_estilo_rumiativo)
- Hooley, J., Butcher, B., Nock, M., & Mineka, S. (2017). *Abnormal psychology* (17.<sup>a</sup> ed.). Pearson.
- Huarcaya, J., Villarreal, D., Podestà, A., & Luna, M. (2020). Psychometric properties of a Spanish Version of the Fear of COVID-19 Scale in general population of Lima, Peru. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 1-14. doi:10.1007/s11469-020-00354-5
- Inoñán, C. (2011). *Propiedades psicométricas de la escala de respuestas rumiativas en una muestra de adultos de Lima* [Tesis de pregrado, Pontificia Universidad Católica del Perú]. <http://hdl.handle.net/20.500.12404/1286>
- Instituto Nacional de Salud Mental. (2018). *Estudio Epidemiológico de Salud Mental en Hospitales Generales y Centros de Salud de Lima Metropolitana – 2015*. <https://www.insm.gob.pe/investigacion/archivos/estudios/2020/Vol%20XXXIV%202018%20Nro1%20EESM%20en%20Hospitales%20Generales%20y%20Centros%20de%20%20Salud.pdf>
- Instituto Nacional de Salud Mental. (2019). *Estudio Epidemiológico de Salud Mental en Hospitales Regionales – 2015*.

- <https://www.insm.gob.pe/investigacion/archivos/estudios/2020/Vol%20XXXV%202019%20Nro1%20EESM%20en%20Hospitales%20Regionales.pdf>
- Jacobson, N., & Newman, M. (2017). Anxiety and depression as bidirectional risk factors for one another: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, *143*(11), 1155-1200. doi:10.1037/bul0000111
- Jaimés, K. (2013). *Estilo de pensamiento rumiativo y rasgos de personalidad en jóvenes universitarios de Lima* [Tesis de pregrado, Pontificia Universidad Católica del Perú]. <http://hdl.handle.net/20.500.12404/4698>
- Jiménez, M., & López, E. (2008). El autoconcepto emocional como factor de riesgo emocional en estudiantes universitarios: Diferencias de género y edad. *Boletín de psicología*, *(93)*, 21-39. <https://www.uv.es/seoane/boletin/previos/N93-2.pdf>
- Johnson, S., Ulvenes, P., Øktedalen, T., & Hoffart, A. (2019). Psychometric properties of the General Anxiety Disorder 7-Item (GAD-7) Scale in a heterogeneous psychiatric sample. *Frontiers in Psychology*, *10*, 1713. doi:10.3389/fpsyg.2019.01713
- José, P., Rodríguez, R., Etchezahar, E., & Gillanders, D. (2020). The Argentinian version of the Cognitive Fusion Questionnaire: Psychometric properties and the role of cognitive fusion as a predictor of pathological worry. *Current Psychology*. doi:10.1007/s12144-020-00767-4
- Kavvadas, D., Kavvada, A., Karachrysafi, S., Papaliagkas, V., Chatzidimitriou, M., & Papamitsou, T. (2023). Stress, anxiety, and depression levels among university students: Three years from the beginning of the pandemic. *Clinics and Practice*, *13*(3), 596-609. doi:10.3390/clinpract13030054
- Kline, R (2010). *Principles and practice of structural equation modelling* (3.<sup>a</sup> ed.). Guilford Press.
- Krafft, J., & Levin, M. (2021). Does the Cognitive Fusion Questionnaire measure more than frequency of negative thoughts? *Journal of Contextual Behavioral Science*, *22*, 63-67. doi:10.1016/j.jcbs.2021.09.002
- Krafft, J., Haeger, J., & Levin, M. (2018). Comparing cognitive fusion and cognitive reappraisal as predictors of college student mental health. *Cognitive Behaviour Therapy*, *48*(3), 241-252. doi:10.1080/16506073.2018.1513556
- Lucena, P., Carvalho, S., Pinto, J., Gillanders, D., & Silva, M. (2017). Cognitive Fusion Questionnaire: Exploring measurement invariance across three groups of Brazilian women and the role of cognitive fusion as a mediator in the relationship between

- rumination and depression. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 6(1), 53-62. doi:10.1016/j.jcbs.2017.02.004
- Lucena, P., Pinto, J., Carvalho, S., & Oliveira, M. (2018). Is the widely used two-factor structure of the Ruminative Responses Scale invariant across different samples of women? *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 91(3), 398-416. doi:10.1111/papt.12168
- Luoma, J., Hayes, S., & Walser, R. (2017). *Learning ACT: An Acceptance and Commitment Therapy skills training manual for therapists* (2.<sup>a</sup> ed.). New Harbinger Publications, Inc.
- Lyubomirsky, S., Layous, K., Chancellor, J., & Nelson, S. (2015). Thinking about rumination: The scholarly contributions and intellectual legacy of Susan Nolen-Hoeksema. *Annual Review of Clinical Psychology*, 11(1), 1-22. doi:10.1146/annurev-clinpsy-032814-112733
- Maron, E., Lan, C., & Nutt, D. (2018). Imaging and genetic approaches to inform biomarkers for anxiety disorders, obsessive-compulsive disorders, and PTSD. En J. Pratt & J. Hall (Eds.), *Biomarkers in Psychiatry* (pp. 219-292). Springer Science & Business Media.
- Martin, L., & Tesser, A. (1996). Some ruminative thoughts. En R. Wyer (Ed.), *Ruminative Thoughts: Advances in social cognition* (Vol. 9, pp. 1-47). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Martínez, M., Inglés, Cano, A., & García, J. (2012). Estado actual de la investigación sobre la teoría tridimensional de la ansiedad de Lang. *Ansiedad y Estrés*, 18(2-3), 201-219. <http://hdl.handle.net/10045/35859>
- Martínez, J., Torres, J., Oyanedel, J., González, N., Calderón, G., & Yeomans, M. (2023). Prevalence and variables associated with depression, anxiety, and stress among Chilean higher education students, post-pandemic. *Frontiers in Psychiatry*, 14, 1139946. doi:10.3389/fpsy.2023.1139946
- McLaughlin, K., & Nolen-Hoeksema, S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 49(3), 186-193. doi:10.1016/j.brat.2010.12.006
- Michl, L., McLaughlin, K., Shepherd, K., & Nolen-Hoeksema, S. (2013). Rumination as a mechanism linking stressful life events to symptoms of depression and anxiety: Longitudinal evidence in early adolescents and adults. *Journal of Abnormal Psychology*, 122(2), 339-352. doi:10.1037/a0031994



- Ministerio de Salud. (5 de febrero de 2023a). *Salud mental: ¿cómo detectar y superar la ansiedad?* <https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/696706-salud-mental-como-detectar-y-superar-la-ansiedad>
- Ministerio de Salud. (10 de octubre de 2023b). *Día mundial de la salud mental: más de 1 333 000 casos atendidos por trastornos y problemas psicosociales.* <https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/696706-salud-mental-como-detectar-y-superar-la-ansiedad>
- Monterrosa, A., Dávila, R., Mejía, A., Contreras, J., Mercado, M., & Flores, C. (2020). Estrés laboral, ansiedad y miedo al COVID-19 en médicos generales colombianos. *MedUNAB*, 23(2), 195-213. doi:10.29375/01237047.3890
- Nolen-Hoeksema S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(4), 569-582. doi:10.1037//0021-843x.100.4.569
- Nolen-Hoeksema, S. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 109(3), 504-511. doi:10.1037/0021-843x.109.3.504
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(1), 115-121. doi:10.1037/0022-3514.61.1.115
- Nolen-Hoeksema, S., & Watkins, E. (2011). A heuristic for developing transdiagnostic models of psychopathology: Explaining multifinality and divergent trajectories. *Perspectives on Psychological Science*, 6(6), 589-609. doi:10.1177/1745691611419672
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the gender difference in depressive symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(5), 1061-1072. doi:10.1037/0022-3514.77.5.1061
- Nolen-Hoeksema, S., McBride, A., & Larson, J. (1997). Rumination and psychological distress among bereaved partners. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72(4), 855-862. doi:10.1037/0022-3514.72.4.855
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, 3(5), 400-424. doi:10.1111/j.1745-6924.2008.00088.x

- Novoa, A. (2019). *Fusión cognitiva y sintomatología depresiva en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana* [Tesis de pregrado, Universidad Ricardo Palma]. <http://repositorio.urp.edu.pe/handle/URP/3297>
- Orsillo, S., Roemer, L., Block, J., LeJeune, C., & Herbert, J. (2005). ACT with anxiety disorders. En S. Hayes & K. Strosahl (Eds.), *A practical guide to acceptance and commitment therapy* (pp. 103–132). Springer Science & Business Media.
- Ozamiz, N., Dosil, M., Picaza, M., & Idoiaga, N. (2020). Niveles de estrés, ansiedad y depresión en la primera fase del brote del COVID-19 en una muestra recogida en el norte de España. *Cadernos de Saúde Pública*, 36(4), 1-9. doi:10.1590/0102-311x00054020
- Pagán, O., González, J., & Rosario, E. (2020). Reviewing the psychometric properties and factor structure of the Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7) in a sample of Puerto Rican adults. *International Journal of Recent Scientific Research*, 11(1), 36885-36888. doi:10.24327/ijrsr.2020.1101.5017
- Quiñonez, C., Vara, M., Herrero, R., Mira, A., García, A., Botella, C., & Baños, R. (2021). Cultural adaptation of the Smiling is Fun program for the treatment of depression in the Ecuadorian public health care system: A study protocol for a randomized controlled trial. *Internet Interventions*, 23, 100352. doi:10.1016/j.invent.2020.100352
- Ramón, E., Martínez, B., Granada, J., Echániz, E., Pellicer, B., Juárez, R., Guerrero, S., & Sáez, M. (2019). Conducta alimentaria y su relación con el estrés, la ansiedad, la depresión y el insomnio en estudiantes universitarios. *Nutrición Hospitalaria*, 36(6), 1339-1345. doi:10.20960/nh.02641
- Redacción EC. (23 de julio de 2020). Coronavirus Perú EN VIVO | Cifras oficiales y noticias en el día 130 del estado de emergencia, hoy 23 de julio. *El Comercio*. <https://elcomercio.pe/peru/datos-del-minsa-coronavirus-peru-en-vivo-cifras-oficiales-casos-muertos-y-noticias-de-covid-19-hoy-23-de-julio-2020-dia-130-del-estado-de-emergencia-martin-vizcarra-pilar-mazzetti-arequipa-lima-ministerio-de-salud-noticia/?ref=ecr>
- Ríos, J., Escudero, C., López, C., Estrada, C., Montes, J., y Muñoz, A. (2019). Autopercepción del estado de ánimo y presencia de ansiedad y depresión en estudiantes universitarios. *Revista de Psicología Universidad de Antioquía*, 11(1), 61-92. <https://revistas.udea.edu.co/index.php/psicologia/article/view/336893/pdf>

- Rodrich, P. (2019). *Autoestima y ansiedad estado-rasgo en jóvenes universitarios de la ciudad de Lima* [Tesis de pregrado, Universidad de Lima]. <https://hdl.handle.net/20.500.12724/10295>
- Romero, R., Márquez, M., Losada, A., Gillanders, D., & Fernández, V. (2014). Cognitive fusion in dementia caregiving: Psychometric properties of the Spanish version of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Behavioral Psychology*, 22(1), 117-132. [https://www.researchgate.net/publication/266030695\\_Cognitive\\_fusion\\_in\\_dementia\\_caregiving\\_psychometric\\_properties\\_of\\_the\\_Spanish\\_version\\_of\\_the\\_Cognitive\\_Fusion\\_Questionnaire](https://www.researchgate.net/publication/266030695_Cognitive_fusion_in_dementia_caregiving_psychometric_properties_of_the_Spanish_version_of_the_Cognitive_Fusion_Questionnaire)
- Ruiz, F., Suárez, J., Riaño, D., & Gillanders, D. (2017a). Psychometric properties of the Cognitive Fusion Questionnaire in Colombia. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(1), 80-87. doi:10.1016/j.rlp.2016.09.006
- Ruiz, F., Suárez, J., Flórez, C., Odriozola, P., Tovar, D., López, S., & Baeza, R. (2019). Validity of the Satisfaction with Life Scale in Colombia and factorial equivalence with Spanish data. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 51(2), 58-65. <https://editorial.konradlorenz.edu.co/2019/08/validity-satisfaction-with-life-scale-in-colombia-and-factorial-equivalence-with-spanish-data.html>
- Ruiz, F., Suárez, J., Sierra, M., Barreto, K., García, M., Bernal, P., & Ramírez, E. (2017b). Psychometric properties and factor structure of the ruminative responses scale-short form in Colombia. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 17(2), 199-208. <https://www.redalyc.org/pdf/560/56051353005.pdf>
- Saavedra, J., Aliaga, K., Castillo, W., Huamán, J., Luna, Y., Nicolás, Y., Krüger, H., Paz, V., Robles, Y., Sagástegui, A., Sarabia, S., Vega, J., & Zevallos, S. (2022). Estudio epidemiológico sobre el impacto de la pandemia COVID-19 en la salud mental de la población de Lima Metropolitana. *Diagnóstico*, 61(3), 147-186. doi:10.33734/diagnostico.v61i3.374
- Santomauro, D., Mantilla, A., Shadid, J., Zheng, P., Ashbaugh, C., Pigott, D., Abbafati, C., Adolph, C., Amlag, J., Aravkin, A., Bang, B., Bertolacci, G., Bloom, S., Castellano, R., Castro, E., Chakrabarti, S., Chattopadhyay, J., Cogen, R., Collins, J., ... Ferrari, A. (2021). Global prevalence and burden of depressive and anxiety disorders in 204 countries and territories in 2020 due to the COVID-19 pandemic. *The Lancet*, 398(10312), 1700-1712. doi:10.1016/S0140-6736(21)02143-7
- Scott, K. (2014). Depression, anxiety and incident cardiometabolic diseases. *Current Opinion in Psychiatry*, 27(4), 289-293. doi:10.1097/ycp.0000000000000067

- Sigüenza, W., & Vilchez, J. (2021). Aumento de los niveles de ansiedad en estudiantes universitarios durante la época de pandemia de la COVID-19. *Revista Cubana de Medicina Militar*, 50(1), e0210931. <http://scielo.sld.cu/pdf/mil/v50n1/1561-3046-mil-50-01-e931.pdf>
- Smith, J., & Alloy, L. (2009). A roadmap to rumination: A review of the definition, assessment, and conceptualization of this multifaceted construct. *Clinical Psychology Review*, 29(2), 116-128. doi:10.1016/j.cpr.2008.10.003
- Sociedad LR. (2 de octubre de 2021). MINSA atendió más de 800.000 casos de salud mental en lo que va del año. *La República*. <https://larepublica.pe/sociedad/2021/10/02/minsa-atendio-mas-de-800000-casos-de-salud-mental-en-lo-que-va-del-ano>
- Son, C., Hegde, S., Smith, A., Wang, X., & Sasangohar, F. (2020). Effects of COVID-19 on college students' mental health in the United States: Interview survey study. *Journal of Medical Internet Research*, 22(9), e21279. doi:10.2196/21279
- 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. doi:10.1001/archinte.166.10.1092
- Starr, L., & Davila, J. (2011). Responding to anxiety with rumination and hopelessness: Mechanism of anxiety-depression symptom co-occurrence? *Cognitive Therapy and Research*, 36(4), 321-337. doi:10.1007/s10608-011-9363-1
- Sue, D., Sue, D., & Sue, S. (2010). *Psicopatología: Comprendiendo la conducta anormal* (9.<sup>a</sup> ed.). Cengage Learning Editores, S.A.
- Thomas, J., Raynor, M., & Ribott, D. (2014). Depressive rumination and experiential avoidance: A task based exploration. *Personality and Mental Health*, 9(1), 58-65. doi:10.1002/pmh.1276
- Toledo, A., Betancourt, D., & González, A. (2021). Distress, depression, anxiety, and concerns and behaviors related to COVID-19 during the first two months of the pandemic: A longitudinal study in adult Mexicans. *Behavioral Sciences*, 11(5), 76. doi:10.3390/bs11050076
- Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 247-259. doi:10.1023/a:1023910315561
- Trindade, I., & Ferreira, C. (2014). The impact of body image-related cognitive fusion on eating psychopathology. *Eating Behaviors*, 15(1), 72-75. doi:10.1016/j.eatbeh.2013.10.014

- Twohig, M., Masuda, A., Varra, A., & Hayes, S. (2005). Acceptance and commitment therapy as a treatment for anxiety disorders. En S. Orsillo & L. Roemer (Eds.), *Acceptance and mindfulness-based approaches to anxiety: Conceptualization and treatment* (pp. 101-130). Kluwer/Springer-Verlag.
- Valencia, P., & Falcón, C. (2019). Estructura factorial del Cuestionario de Fusión Cognitiva en universitarios de Lima. *Interacciones*, 5(2), e167. doi:10.24016/2019.v5n2.167
- Velásquez, C., Grajeda, A., Montero, V., Montgomery, W., & Egusquiza, K. (2018). Evitación experiencial, rumiación e impulsividad en estudiantes de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. *Revista de Investigación en Psicología*, 21(1), 15-26. doi:10.15381/rinvp.v21i1.15110
- Velásquez, C., Grajeda, A., Montero, V., Montgomery, W., & Egusquiza, K. (2020). Desregulación emocional, rumiación e ideación suicida en estudiantes que cursan estudios generales en una universidad pública de Lima Metropolitana. *Revista de Investigación en Psicología*, 23(1), 5-22. doi:10.15381/rinvp.v23i1.18090
- Veliz, A., & Apodaca, P. (2012). Niveles de autoconcepto, autoeficacia académica y bienestar psicológico en estudiantes universitarios de la ciudad de Temuco. *Salud & Sociedad*, 3(2), 131-150. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/salsoc/v3n2/v3n2a02.pdf>
- Villanueva, L., & Ugarte, L. (2017). Niveles de ansiedad y la calidad de vida en estudiantes de una universidad privada de Arequipa. *Avances en Psicología*, 25(2), 153-169. [https://www.unife.edu.pe/publicaciones/revistas/psicologia/2017\\_2/NIVELES%20DE%20ANSIEDAD.pdf](https://www.unife.edu.pe/publicaciones/revistas/psicologia/2017_2/NIVELES%20DE%20ANSIEDAD.pdf)
- Villarreal, D., Copez, A., Vilela, A., & Huarcaya, J. (2021). Depression, post-traumatic stress, anxiety, and fear of COVID-19 in the general population and health-care workers: Prevalence, relationship and explicative model in Peru. *BMC psychiatry*, 21(1), 455. doi:10.1186/s12888-021-03456-z
- Wang, C., & Zhao, H. (2020). The impact of COVID-19 on anxiety in Chinese university students. *Frontiers in Psychology*, 11, 1168. doi:10.3389/fpsyg.2020.01168
- Watkins, E. (2008). Constructive and unconstructive repetitive thought. *Psychological Bulletin*, 134(2), 163-206. doi:10.1037/0033-2909.134.2.163
- Watkins, E. (2009). Depressive rumination and co-morbidity: Evidence for brooding as a transdiagnostic process. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 27(3), 160-175. doi:10.1007/s10942-009-0098-9
- Watkins, E., & Nolen-Hoeksema, S. (2014). A habit-goal framework of depressive rumination. *Journal of Abnormal Psychology*, 123(1), 24-34. doi:10.1037/a0035540

- World Health Organization. (2017). *Depression and other common mental disorders: Global health estimates*. <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/254610/WHO-MSD-MER-2017.2-eng.pdf>
- World Health Organization. (27 de setiembre de 2023). *Anxiety disorders*. <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/anxiety-disorders>
- Xavier, A., Cunha, M., & Pinto, J. (2016). Rumination in adolescence: The distinctive impact of brooding and reflection on psychopathology. *The Spanish Journal of Psychology*, 19, e37. doi:10.1017/sjp.2016.41
- Yagüe, L., Sánchez, A., Mañas, I., Gómez, I., & Franco, C. (2016). Reducción de los síntomas de ansiedad y sensibilidad a la ansiedad mediante la aplicación de un programa de meditación mindfulness. *Psychology, Society & Education*, 8(1), 23-37. <http://repositorio.ual.es/bitstream/handle/10835/4742/Yague%20et%20al.pdf?seq>
- Yang, H., Wang, Z., Song, J., Lu, J., Huang, X., Zou, Z., & Pan, L. (2018). The positive and negative rumination scale: Development and preliminary validation. *Current Psychology*, 39(2), 483-499. doi:10.1007/s12144-018-9950-3
- Yang, H., Zhao, X., Fang, J., & Elhai, J. (2021). Relations between anxiety sensitivity's cognitive concerns and anxiety severity: Brooding and reflection as serial multiple mediators. *Current Psychology*, 1-7. doi:10.1007/s12144-021-02195-4

**Apéndice A: Información sociodemográfica de la muestra**

		<i>F</i>	%
Sexo	Hombre	27	26.0%
	Mujer	77	74.0%
Facultad	Psicología	37	35.6%
	Ciencias Sociales	13	12.5%
	Estudios Generales Letras	10	9.6%
	Estudios Generales Ciencias	8	7.7%
	Derecho	8	7.7%
	Ciencias e Ingeniería	6	5.8%
	Ciencias y Artes de la Comunicación	5	4.8%
	Arte y Diseño	5	4.8%
	Gestión y Alta Dirección	4	3.8%
	Letras y Ciencias Humanas	4	3.8%
	Ciencias Contables	2	1.9%
	Arquitectura y Urbanismo	1	1.0%
	Artes Escénicas	1	1.0%
Ciclo	1	3	2.9%
	2	6	5.8%
	3	6	5.8%
	4	7	6.7%
	5	4	3.8%
	6	11	10.6%
	7	9	8.7%
	8	15	14.4%
	9	18	17.3%
	10	25	24.0%
Trabajo	Sí	35	33.7%
	No	69	66.3%
Diagnóstico previo de ansiedad	Sí	30	28.8%
	No	74	71.2%

*Nota.* *N* = 104.

	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>D.E.</i>	Mínimo	Máximo
Edad	104	21.19	1.76	18	25
Número de créditos	104	16.88	4.24	5	24
Horas de trabajo a la semana	35	19.20	9.85	4	40

**Apéndice B: Consentimiento informado**

La presente investigación es realizada por Ivan Ninahuanca Torres, estudiante de psicología de décimo ciclo en la Pontificia Universidad Católica del Perú, bajo la supervisión de la Dra. Josephine Hwang Koo. El objetivo del estudio es examinar la relación entre la ansiedad y algunos patrones de pensamiento en la población universitaria. Para ello, se te pedirá que respondas unos cuestionarios que tomarán aproximadamente entre 5 y 10 minutos de tu tiempo. Los requisitos para formar parte de la investigación son tener entre 18 y 25 años, y estar cursando estudios universitarios este semestre 2021-2 en la PUCP. Tu participación será anónima, y la información obtenida será manejada de forma confidencial y utilizada únicamente para propósitos del estudio. Asimismo, debido a que todas tus respuestas serán anónimas, no habrá devolución de resultados. Sumado a esto, como participante de esta investigación, puedes finalizar tu participación en cualquier momento o no responder alguna pregunta si así lo deseas.

Para cualquier pregunta o duda relacionada con el presente estudio, puedes comunicarte al correo del encargado de la investigación: [a20166096@pucp.edu.pe](mailto:a20166096@pucp.edu.pe)

Gracias de antemano por tu colaboración.

¿Aceptas participar voluntariamente? Sí \_\_\_ No \_\_\_

¿Tienes entre 18 y 25 años? Sí \_\_\_ No \_\_\_

¿Te encuentras cursando estudios universitarios este semestre 2021-2 en la PUCP? Sí \_\_\_  
No \_\_\_



**Apéndice C: Ficha de datos sociodemográficos**

1. Sexo: Hombre\_\_\_ Mujer\_\_\_
2. Edad:
3. Facultad:
4. Ciclo al que pertenecen la mayoría de cursos que estás llevando:
5. Número de créditos en los que te encuentras inscrito/a:
6. ¿Trabajas actualmente?: Sí\_\_\_ No\_\_\_
7. Si respondiste "SÍ" en la pregunta anterior, ¿cuántas horas en promedio trabajas a la semana?:
8. ¿Has sido diagnosticado/a con algún trastorno de ansiedad en algún momento de tu vida?  
Sí\_\_\_ No\_\_\_



**Apéndice D: Pruebas de normalidad para las variables de estudio**

	Kolmogorov-Smirnov			Asimetría	Curtosis
	Estadístico	<i>gl</i>	<i>p</i>		
Ansiedad	.075	104	.181	-0.11	-0.45
Rumiación	.073	104	.200	-0.02	-0.44
Reproches <sup>a</sup>	.103	104	.008	-0.05	-0.81
Reflexión <sup>a</sup>	.091	104	.034	0.16	-0.65
Fusión cognitiva	.070	104	.200	-0.26	-0.52

*Nota.* *N* = 104.

<sup>a</sup> Subescalas de la rumiación.

