

UNIVERSIDAD DE ESPECIALIDADES ESPÍRITU SANTO

FACULTAD DE HUMANIDADES

RELACIÓN ENTRE RUMIA COGNITIVA Y CALIDAD DE SUEÑO EN JÓVENES ADULTOS SIN DIAGNÓSTICO CLÍNICO

TRABAJO DE TITULACIÓN QUE SE PRESENTA COMO REQUISITO PREVIO A OPTAR EL GRADO DE LICENCIATURA EN PSICOLOGÍA CLÍNICA

REALIZADO POR:

EDUARDA VALENTINA CHONLONG ALCÍVAR

ELIANNA RAMÍREZ TERÁN

TUTOR:

GABRIEL ALEXANDER ORDOÑEZ GUZMÁN

SAMBORONDÓN, DICIEMBRE 2025

Agradecimientos

Eduarda Valentina Chonlong Alcívar

Agradezco a mis padres, por su bondad, por su gentileza y por su valentía, por acompañarme en cada lágrima, en cada esfuerzo y en cada risa, soy quien soy, cumplo lo que cumplo únicamente por su amor y constante cariño, mi valor más grande es la bondad y viene de ustedes. A mis hermanas por su compañía y comprensión durante toda mi vida, que fortuna tenerlas y vivir con ustedes y por ustedes. A mi familia entera por mantenerme feliz y protegida, en especial a mi prima Marita por quererme como a una hija.

A mi compañera Elianna, siempre supe que íbamos a ser un buen equipo, así que doy gracias por tu amistad, por tu sinceridad y por tu compañía, y por demostrarme cuando más lo necesitaba que las personas genuinamente buenas si escogen quedarse a mi lado.

Y finalmente a mi, producto de todo el amor que he recibido, me agradezco por mantenerme viva, por mantenerme buena y gentil a pesar de todo.

Elianna Ramírez Terán

Agradezco a Dios por creer en mí y permitirme llegar hasta este momento, y a la Virgen por sostenerme siempre y cuidarme con su amor.

Estoy profundamente agradecida con la Universidad Especialidades Espíritu Santo, con mis profesores y con mis compañeros de la Facultad de Psicología Clínica, quienes hicieron de este recorrido académico una etapa llena de aprendizajes significativos. También valoro profundamente a mis amigos cercanos, cuyo apoyo incondicional y compañía fueron un impulso esencial en todo momento. Y extiendo un agradecimiento especial a Eduarda, mi compañera de tesis, por su compromiso, por confiar en mí y por demostrar que, incluso en los altibajos, es posible construir algo valioso cuando se trabaja en equipo.

Y, por encima de todo, agradezco a mi familia: a mi papá, mis tres hermanos, mi abuela y a Pablo, quienes han sido fuente constante de apoyo y motivación. Y especialmente a mi mamá: porque sin ella no sería la persona que soy hoy. Gracias por tu amor infinito, tu ejemplo, tu guía y por recordarme siempre que soy capaz. Qué fortuna la mía poder contar contigo en cada paso de mi vida.

Resumen

El presente estudio examinó la relación entre la rumia cognitiva y la calidad de sueño en jóvenes adultos sin diagnóstico clínico. Se propuso la hipótesis de que, a mayor nivel de rumia cognitiva, menor sería la calidad de sueño en esta población. Se utilizó un diseño cuantitativo, no experimental, de tipo transversal y correlacional. La muestra estuvo compuesta por 184 jóvenes adultos (109 mujeres y 75 hombres), quienes completaron el Índice de Calidad de Sueño de Pittsburgh y la Escala de Respuestas Rumiativas.
Los resultados confirmaron la hipótesis general, mostrando que la rumia cognitiva se asoció positivamente con una peor calidad de sueño.

Palabras claves: calidad de sueño, rumia cognitiva, relación, jóvenes adultos sin diagnóstico clínico.

Abstract:

The present study examined the relationship between cognitive rumination and sleep quality in young adults without a clinical diagnosis. It was hypothesized that higher levels of cognitive rumination would be associated with lower sleep quality in this population. A quantitative, non-experimental, cross-sectional, and correlational design was used. The sample consisted of 184 young adults (109 women and 75 men), who completed the Pittsburgh Sleep Quality Index and the Ruminative Responses Scale. The results confirmed the general hypothesis, showing that cognitive rumination was positively associated with poorer sleep quality.

Keywords: sleep quality, cognitive rumination, relationship, young adults without a clinical diagnosis.

INTRODUCCIÓN

La calidad del sueño se ha convertido en un tema de creciente interés en la psicología debido a su impacto directo en el bienestar físico y mental de las personas jóvenes (Hirshkowitz et al., 2015; Irwin, 2019). En la etapa de la adultez temprana, los cambios académicos, laborales y sociales pueden favorecer la aparición de dificultades para conciliar y mantener el sueño, lo que se relaciona con mayor estrés, irritabilidad y problemas en el desempeño diario (Knutson & Van Cauter, 2008).

Paralelamente, la rumia cognitiva se reconoce como un estilo de pensamiento repetitivo y centrado en contenidos negativos, que dificulta el afrontamiento adaptativo de las experiencias estresantes (Nolen-Hoeksema, 1991; Nolen-Hoeksema et al., 2008). Este patrón de pensamiento puede mantenerse durante el día y aparecer con mayor intensidad en momentos de descanso, interfiriendo con la relajación necesaria para dormir y contribuyendo al desarrollo de problemas de sueño (American Psychological Association [APA], 2023; Harvey, 2002).

Diversas investigaciones han mostrado que la rumiación se asocia con menor eficiencia del sueño, mayor latencia para dormirse y peor percepción subjetiva de descanso, tanto en poblaciones clínicas como en jóvenes sin diagnóstico psiquiátrico (Carney et al., 2010; Slavish & Graham-Engeland, 2015; Toro et al., 2020). Sin embargo, en el contexto ecuatoriano aún existe poca evidencia específica sobre cómo se relacionan estos procesos en jóvenes adultos sin diagnóstico clínico, particularmente en entornos universitarios.

El presente trabajo de titulación tiene como propósito analizar la relación entre la rumia cognitiva y la calidad de sueño en jóvenes adultos sin diagnóstico clínico (Carney et al., 2013; Chang et al., 2023). Comprender este vínculo permitirá aportar información útil para el diseño de estrategias de prevención e intervención psicológica que promuevan hábitos de sueño más saludables y un mejor manejo de los pensamientos rumiativos en esta población.

Calidad de sueño

Aunque la calidad del sueño es un concepto clínico ampliamente aceptado, su definición y evaluación objetiva representan un reto debido a su carácter complejo (van de Langenberg et al., 2022). Este constructo abarca tanto dimensiones cuantitativas —como la duración del sueño, la latencia para dormir y la frecuencia de despertares nocturnos— como aspectos subjetivos, tales como la profundidad o sensación de descanso experimentada (van de Langenberg et al., 2022; Mendonça et al., 2019). Además, los elementos específicos que componen la calidad del sueño pueden diferir de una persona a otra, al igual que su peso en la experiencia de cada individuo (Castilla, 2005). Si bien las mediciones de laboratorio pueden relacionarse con la percepción subjetiva del sueño, no logran capturarla en su totalidad ni establecerla de forma concluyente (Buysse et al., 1989).

Dormir bien implica lograr un sueño ininterrumpido y reparador, y no presentar dificultad para conciliar el sueño, despertares frecuentes durante la noche, o sensación de fatiga

al despertar a pesar de haber dormido suficientes horas (Castilla, 2005). Además, la buena calidad del sueño se asocia a múltiples beneficios en la salud física y mental, incluyendo una reducción del estrés, mejoría en el estado de ánimo, fortalecimiento del sistema inmune y menor riesgo de desarrollar enfermedades crónicas como hipertensión, diabetes tipo 2 o enfermedades cardiovasculares (Hirshkowitz et al., 2015; Irwin, 2019). Los estudios epidemiológicos demuestran que la privación crónica de sueño se asocia con un aumento significativo en el riesgo de morbimortalidad (Knutson y Van Cauter, 2008) (Centers for Disease Control and Prevention, 2024).

Existen dos principales formas de evaluar la calidad del sueño: subjetiva y objetiva (Mendonça et al., 2019).

La polisomnografía (PSG) realizada durante toda la noche se reconoce como el método más preciso para evaluar la calidad del sueño, ya que permite registrar diversas variables fisiológicas de manera simultánea, como la postura corporal, los movimientos respiratorios, la actividad cardíaca (ECG), la actividad cerebral (EEG), los movimientos oculares (EOG), la actividad muscular (EMG), el flujo de aire y los niveles de oxígeno en sangre (Berry et al., 2015). Históricamente, el análisis del sueño se ha basado en la observación visual de los registros de EEG, siguiendo inicialmente los criterios establecidos por Rechtschaffen y Kales (1968). Más recientemente, se han implementado las recomendaciones de la American Academy of Sleep Medicine (AASM) como estándar internacional para la clasificación de fases del sueño (Berry et al., 2015). No obstante, este procedimiento presenta desafíos importantes, ya que requiere mucho tiempo, depende del juicio de expertos capacitados y puede generar errores debido al cansancio, con niveles de concordancia entre evaluadores que no superan el 90% (Penzel y Conradt, 2000, citado en Mendonça et al., 2019).

Una de las estrategias más utilizadas para evaluar la calidad del sueño consiste en el uso de cuestionarios de autoinforme, los cuales permiten reflejar la percepción subjetiva que tiene el individuo sobre su ciclo de sueño (Morin et al., 2011). Este enfoque suele correlacionarse con otros indicadores, como el horario, los factores ambientales, los parámetros fisiológicos, las intervenciones farmacológicas, los datos polisomnográficos y la presencia de trastornos (Ohayon et al., 2017, citado en Mendonça et al., 2019). Entre las herramientas más aplicadas bajo esta metodología se encuentran los instrumentos estandarizados que miden la calidad del sueño (Buysse et al., 1989; Mendonça et al., 2019), aunque también se emplean autoinformes. Sin embargo, es importante mencionar que basar el análisis en este tipo de informes tiene una

limitación importante debido a que el sujeto se encuentra en un estado de pérdida de consciencia durante el sueño, lo que lo convierte en un mal auto observador a su propio comportamiento (Rechtschaffen et al., 1968; Wood et al., 2021). Además, existe una discrepancia bien documentada entre la percepción subjetiva de la calidad del sueño y las medidas objetivas obtenidas mediante polisomnografía (Czeisler y Gooley, 2007).

Rumiación

Se ha propuesto que la capacidad de reflexionar sobre uno mismo es una de las características que distingue a los seres humanos de otras especies. Esta capacidad, conocida como *self-reflection*, implica centrar la atención en las propias experiencias internas, pensamientos y emociones (Ingram, 1990). En las últimas décadas, este constructo ha sido objeto de creciente interés en la investigación psicológica, así como manifestaciones del mismo, incluyendo la rumiación (Mor & Winquist, 2002; Papageorgiou & Wells, 2004, citado en Nolan-Hoeksema, Wisco & Lyubomirsky, 2008).

Según lo reportado por Nolen-Hoeksema et al. (2008), retomando el trabajo de Nolen-Hoeksema (1991), la rumiación se conceptualiza como una forma desadaptativa de responder ante situaciones estresantes, más allá de las intenciones conscientes de quien la experimenta. Desde la teoría de los estilos de respuesta (*response styles theory*), se entiende como una respuesta pasiva y repetitiva frente a la angustia emocional, centrada en los síntomas negativos y en sus posibles causas y consecuencias. A diferencia de una estrategia activa de afrontamiento, la rumiación no promueve la resolución de problemas, sino que tiende a mantener a la persona enfocada en el malestar sin generar cambios en el entorno (Nolen-Hoeksema, 1991, citado en Nolen-Hoeksema et al., 2008).

En esta misma línea, la American Psychological Association (APA, 2023) define la rumiación como un patrón de pensamiento obsesivo que se caracteriza por la aparición repetitiva y excesiva de pensamientos o temas que interfieren con otras formas de actividad mental. Según la misma definición, este tipo de pensamiento intrusivo no solo impide el enfoque en tareas cotidianas, sino que también puede alimentar el malestar emocional y obstaculizar el afrontamiento adaptativo. Esta tendencia a mantenerse atrapado en los propios pensamientos negativos se asocia con un aumento en la duración e intensidad de la angustia.

La rumiación actúa a través de varios mecanismos: intensifica los efectos del estado de ánimo deprimido sobre el pensamiento, haciendo que las personas recurran con mayor

frecuencia a interpretaciones pesimistas y recuerdos dolorosos para explicar su situación actual; dificulta la resolución efectiva de problemas al fomentar un estilo cognitivo fatalista; y, finalmente, interfiere con la conducta dirigida a objetivos, lo que contribuye al mantenimiento o agravamiento de las circunstancias estresantes (Nolen-Hoeksema, 1991, como se citó en Nolen-Hoeksema et al., 2008).

Modelo Cognitivo de Harvey

El modelo cognitivo explica la relación entre la rumiación (o el pensamiento excesivo) y el insomnio al proponer que las personas con insomnio se involucran en una actividad cognitiva excesiva, de tono negativo, centrada en el sueño y sus consecuencias durante el día (Harvey, 2002). Esta preocupación constante y rumiación provocan una activación autonómica y un malestar emocional, generando esencialmente un estado de ansiedad (Harvey, 2002; Carney et al., 2010). Dicho estado ansioso conduce a una atención y monitoreo selectivo de señales internas y externas relacionadas con amenazas al sueño (Harvey, 2002; Espie & Morin, 2012).

El modelo sugiere que este estado elevado de preocupación, junto con los procesos atencionales subsiguientes, lleva a las personas a sobreestimar la magnitud de su déficit de sueño y su impacto en el funcionamiento diurno (Harvey, 2002). Por ejemplo, el flujo incesante de pensamientos y la preocupación constante por no poder dormir contribuyen a una activación fisiológica, como la activación del sistema nervioso simpático, lo cual es contraproducente para conciliar el sueño (Harvey, 2002; Bonnet & Arand, 1997). Este ciclo se ve reforzado por creencias erróneas sobre la necesidad o los supuestos beneficios de preocuparse, así como por conductas de seguridad contraproducentes, como intentar suprimir los pensamientos (Carney et al., 2010; Ong et al., 2012).

En lo que respecta específicamente a la rumiación, el modelo destaca que las personas con insomnio experimentan preocupaciones intrusivas e incontrolables, particularmente antes de dormir (Carney et al., 2010). Esta actividad cognitiva suele estar centrada en la propia alteración del sueño, con un contenido predominantemente negativo (Harvey, 2002; Carney et al., 2010). Incluso durante el día, estas personas pueden mantenerse preocupadas por temas relacionados con el sueño, como la fatiga o el bajo rendimiento (Nolen-Hoeksema et al., 2008; Slavish & Graham-Engeland, 2015). El ciclo continuo de pensamientos negativos, activación fisiológica y percepciones distorsionadas puede generar un bucle autorreforzado, en el que la ansiedad provocada por los pensamientos dificulta aún más el sueño, reforzando así la rumiación (Harvey,

2002; Ong et al., 2012). El modelo plantea que estos procesos cognitivos, más que un déficit primario en el ciclo sueño-vigilia, son el núcleo del mantenimiento del insomnio (Harvey, 2002; Mendonça et al., 2019).

Evidencia empírica de la relación rumiación y calidad del sueño

La investigación empírica ha demostrado que la rumiación es un factor psicológico determinante en la calidad del sueño tanto en poblaciones clínicas como no clínicas. Un estudio realizado por Carney et al. (2010) con 313 adultos con insomnio crónico utilizó la Ruminative Response Scale (RRS) y el Penn State Worry Questionnaire (PSWQ), junto con actigrafía y diarios de sueño, encontrando que la rumiación se asocia positivamente con menor eficiencia del sueño, mayor latencia para dormir y peor calidad del sueño subjetiva. Este estudio estableció que la rumiación y la preocupación son constructos distintos, aunque ambos impactan negativamente en el sueño (Carney et al., 2010).

Por otro lado, en un contexto médico, Chang et al. (2023) examinaron la rumiación cognitiva en 285 pacientes con enfermedad del hígado graso no alcohólico (NAFLD), utilizando el Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI), la RRS, y escalas de ansiedad y resiliencia. Los resultados indicaron que tanto la rumiación reflexiva (pensamientos orientados hacia el interior para involucrarse en la resolución cognitiva de problemas con el propósito de aliviar los síntomas depresivos) como la pasiva (forma maladaptativa de pensamiento repetitivo caracterizada por la fijación pasiva en los síntomas del malestar emocional sin la intención de resolver el problema) se asociaron con peor calidad del sueño, estableciendo la rumiación como mediador relevante en la relación entre características clínicas del NAFLD y alteraciones del sueño (Chang et al., 2023).

Una revisión sistemática de Toro et al. (2020) que incluyó 32 estudios transversales y longitudinales proporcionó evidencia integral sobre el impacto de la rumiación en poblaciones diversas, incluyendo contextos no clínicos con jóvenes adultos. Los hallazgos fueron concluyentes: la rumiación aumenta significativamente el riesgo de insomnio y deteriora la calidad del sueño incluso en personas sin diagnóstico psiquiátrico (Toro et al., 2020). Notablemente, el 89% de los estudios longitudinales revisados demostraron que la rumiación predijo problemas de sueño prospectivamente, además de actuar como mediadora entre el malestar emocional y las alteraciones del sueño, destacando su rol como factor de riesgo clave prevenible (Toro et al., 2020).

En poblaciones con enfermedad cardiovascular, Frøjd et al. (2022) siguieron 1,082 pacientes con enfermedad coronaria durante un promedio de 4.7 años, utilizando el Penn State Worry Questionnaire, la RRS, la Hospital Anxiety and Depression Scale, y la Bergen Insomnia Scale. Tanto la preocupación como la rumiación fueron predictores significativos de insomnio en análisis transversales e incluso en el seguimiento longitudinal, con correlaciones moderadas entre el insomnio y todas las variables psicológicas evaluadas (Frøjd et al., 2022).

En jóvenes adultos sin condiciones clínicas, Slavish y Graham-Engeland (2015) demostraron mediante un diseño longitudinal con 165 participantes medidos en dos ocasiones separadas por dos meses, que la rumiación cognitiva mediaba significativamente la relación entre el estado de ánimo deprimido y la calidad del sueño. Aquellos con mayores niveles de rumiación reportaron peor calidad del sueño y deterioro en salud percibida, con este efecto mediador manteniéndose estable temporalmente (Slavish & Graham-Engeland, 2015).

Finalmente, Carney et al. (2013) investigaron la especificidad de la rumiación sobre síntomas de insomnio versus rumiación general en dos muestras: participantes no clínicos con síntomas de insomnio y depresión, y pacientes diagnosticados con trastorno depresivo mayor e insomnio. En ambas muestras, la rumiación específica sobre síntomas de insomnio se asoció significativamente con la presencia y gravedad del trastorno, siendo un predictor independiente incluso cuando se controlaron los efectos de la depresión (Carney et al., 2013). Estos hallazgos convergen en establecer que la rumiación, particularmente cuando está centrada en preocupaciones relacionadas con el sueño, constituye un mecanismo psicológico persistente y modificable que vincula procesos cognitivos negativos con la deterioración de la calidad del sueño en múltiples contextos clínicos y no clínicos.

Este estudio tuvo como objetivo general analizar la relación entre rumia cognitiva y calidad de sueño en jóvenes adultos sin diagnóstico clínico.

La hipótesis general que guió esta investigación fue a mayor nivel de rumia cognitiva, menor será la calidad de sueño en jóvenes adultos sin diagnóstico clínico.

La presente investigación, busca aportar al conocimiento científico sobre un vínculo poco explorado en población sana. Si bien existen múltiples estudios que examinan la asociación entre la rumiación cognitiva y los trastornos del sueño, la mayoría de estas investigaciones se han centrado en personas con diagnósticos clínicos, tales como depresión, ansiedad o insomnio

crónico. Esto deja un vacío importante respecto a cómo se relacionan estas variables en jóvenes adultos que no presentan patologías diagnosticadas.

Comprender cómo la rumiación cognitiva puede influir en la calidad del sueño en personas aparentemente sanas es fundamental, ya que permite identificar factores de riesgo tempranos que podrían derivar en trastornos más graves si no se interviene a tiempo. Además, en el caso en el que los hallazgos de este estudio demuestren una relación positiva entre las variables, la información resultante podrá servir como base para el diseño de estrategias de prevención, campañas educativas y recursos psicoeducativos que promuevan el bienestar emocional y la higiene del sueño en la población general. De esta manera, se contribuye no sólo al ámbito académico, sino también a la promoción de la salud mental desde un enfoque preventivo. En el caso en el que no se demuestre una relación positiva, la información recopilada permitirá explorar nuevas variables asociadas con la modulación del sueño en muestra de individuos sin diagnóstico clínico.

MÉTODO

Muestra

La muestra fue de tipo no probabilística por conveniencia, ya que se seleccionó a los participantes que cumplan con los criterios de inclusión y que estuvieron disponibles para participar voluntariamente en el estudio. Se incluyeron jóvenes adultos entre 18 y 30 años de edad (109 mujeres y 75 hombres), sin diagnóstico clínico o de trastornos psicológicos o psiquiátricos, al momento de la recolección de datos.

Para la determinación del tamaño de muestra se empleó un criterio comúnmente utilizado en estudios con instrumentos psicométricos, el cual consiste en multiplicar el número de ítems del cuestionario más extenso por 10. En este estudio se utilizarán dos instrumentos: el Índice de Calidad del Sueño de Pittsburgh (PSQI) con 19 ítems, y la Escala de Respuestas Rumiativas (RRS) en su versión corta compuesta por 10 ítems. Al ser la PSQI la más extensa, se consideró el siguiente cálculo:19 ítems × 10 = 190 participantes.

Tipo y diseño de investigación

La presente investigación es de enfoque cuantitativo, ya que tiene como objetivo recolectar y analizar datos numéricos para establecer la relación entre variables. Se adopta un diseño no experimental, transversal y correlacional. Es no experimental porque no se manipuló la variable independiente ni se asignaron condiciones a los participantes; transversal, porque la

recolección de datos se realizó en un único momento del tiempo; y correlacional, debido a que se buscó determinar la relación existente entre la rumiación cognitiva y la calidad del sueño en adultos jóvenes sin diagnóstico clínico.

Consideraciones éticas

La presente investigación se rige bajo los principios éticos fundamentales que enfatizan el respeto por las personas, la beneficencia, la no-maleficencia y la justicia (World Medical Association, 2013; National Commission for the Protection of Human Subjects, 1979). Previamente a la implementación del estudio, se obtuvo la aprobación formal del Comité de Ética en Investigación e Institucional Review Board (IRB) de la institución, el cual verificó que el protocolo de investigación cumpliera con todos los estándares éticos y regulatorios requeridos para la protección de participantes.

Adicionalmente se utilizó un proceso de consentimiento informado mediante el cual todos los participantes fueron informados, de manera clara y en lenguaje accesible, sobre los objetivos del estudio, los procedimientos a realizarse, la confidencialidad de sus datos, posibles riesgos y beneficios, así como su derecho a retirarse del estudio en cualquier momento sin consecuencias negativas. El consentimiento se obtuvo por vía electrónica antes de la recolección de datos, asegurando que la decisión de participación fuera completamente voluntaria y fundamentada en información completa y comprensible.

Es importante mencionar que se implementaron medidas rigurosas de protección de datos personales para garantizar la confidencialidad y anonimato de todos los participantes (Solis-Trapala et al., 2024). Los datos recolectados fueron asignados códigos numéricos en lugar de identificadores personales, permitiendo la desidentificación completa de la información personal. Las bases de datos que contienen la información fueron protegidas mediante contraseñas y se almacenaron en ubicaciones seguras con acceso restringido únicamente al equipo de investigación.

Instrumentos

1. *Índice de Calidad del Sueño de Pittsburgh (PSQI)*

El Índice de Calidad del Sueño de Pittsburgh (PSQI, por sus siglas en inglés) es un cuestionario autoadministrado desarrollado por Buysse et al. (1989) para evaluar la calidad del

sueño en poblaciones clínicas y no clínicas. Se trata del instrumento más ampliamente utilizado para la evaluación subjetiva de la calidad del sueño, siendo reconocido como el estándar en investigación y práctica clínica en múltiples idiomas (más de 60 idiomas) y contextos culturales (Mollayeva et al., 2016).

El PSQI consta de 19 ítems que evalúan varios aspectos del sueño durante el mes anterior, incluyendo calidad del sueño percibida, hábitos de sueño (horarios habituales de acostarse y levantarse) y alteraciones del sueño (dificultad para conciliar el sueño, respiración desordenada, pesadillas y dolor) (Mollayeva et al., 2016). Adicionalmente, incluye cinco preguntas calificadas por la pareja o persona que comparte la cama, que evalúan aspectos de difícil autorreporte (como ronquidos fuertes, pausas en la respiración, movimientos involuntarios de piernas y desorientación durante el sueño), las cuales pueden ser administradas para evaluación clínica pero no se incluyen en la puntuación final (Mollayeva et al., 2016).

El instrumento genera puntuaciones para siete componentes distintos (Buysse et al., 1989; Mollayeva et al., 2016): Calidad subjetiva del sueño (percepción personal del individuo sobre la calidad de su descanso), latencia del sueño (tiempo que tarda en conciliar el sueño), duración del sueño (cantidad total de horas dormidas), eficiencia habitual del sueño (proporción del tiempo en cama que se duerme efectivamente), alteraciones del sueño (despertares nocturnos y otros problemas durante el sueño), uso de medicación para dormir (consumo de fármacos para facilitar el sueño), disfunción diurna (somnolencia diurna e incapacidad funcional durante el día).

Las puntuaciones de cada componente oscilan entre 0 (sin dificultad) a 3 (dificultad severa) (Mollayeva et al., 2016). La suma de los siete componentes genera una puntuación global que oscila entre 0 y 21, donde puntuaciones mayores indican peor calidad del sueño (Buysse et al., 1989; Mollayeva et al., 2016). Un PSQI global mayor a 5 se considera indicativo de mala calidad del sueño, clasificando al sujeto como "mal dormidor" (Carralero García et al., 2013; Mollayeva et al., 2016).

Validez

En el estudio de validación original, el PSQI demostró validez de criterio al diferenciar significativamente entre sujetos con sueño perturbado y buenos dormidores, tanto en puntuaciones globales como en componentes individuales (Buysse et al., 1989). La puntuación

de corte de 5 identificó correctamente al 89% de los pacientes, con una sensibilidad del 90% y especificidad del 87% (Buysse et al., 1989).

La validez ha sido ampliamente confirmada mediante correlaciones significativas con variables de sueño derivadas de diarios de sueño y calificaciones subjetivas de síntomas depresivos (Buysse et al., 1989). Múltiples estudios en poblaciones clínicas y no clínicas han confirmado esta validez convergente (Barbosa-Liz et al., 2024; Kinsinger et al., 2022; Royuela & Macías, 1997).

Confiabilidad

En su estudio de validación original con 148 participantes (52 controles saludables sin quejas de sueño, 34 pacientes con trastorno depresivo mayor y 62 pacientes con trastornos del sueño), Buysse et al. (1989) encontraron una buena consistencia interna para la puntuación global del PSQI con un coeficiente alfa de Cronbach de 0.83 (Buysse et al., 1989).

Estudios posteriores en diversas poblaciones han confirmado estos hallazgos. Por ejemplo, en una muestra de 1,065 adolescentes españoles, el Brief PSQI mostró una fiabilidad satisfactoria (omega = 0.84) (Barbosa-Liz et al., 2024). En pacientes con cáncer (n = 1,733), la consistencia interna fue $\alpha = 0.79$ (Nguyen & Guo, 2025). En una muestra checa de pacientes con trastornos del sueño y controles saludables, la consistencia interna fue $\alpha = 0.75$ (Riemann et al., 2021). En validaciones de poblaciones con múltiples esclerosis, se encontraron consistencias internas altas (Kinsinger et al., 2022).

2. *Escala de Respuestas Rumiativas (RRS) versión corta de 10 ítems*

La Escala de Respuestas Rumiativas (RRS, por sus siglas en inglés *Ruminative Response Scale*) es un instrumento ampliamente utilizado para medir la rumiación, definida como el pensamiento repetitivo y pasivo enfocado en síntomas de malestar emocional, en particular síntomas depresivos (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991; Lei et al., 2017). La versión corta de 10 ítems (RRS-10) es la más comúnmente empleada en investigación y práctica clínica, proporcionando una alternativa más práctica a la versión original de 22 ítems (Lei et al., 2017).

La RRS-10 está compuesta por 10 ítems distribuidos en dos subescalas que representan dimensiones distintas de la rumiación (Lei et al., 2017):

1. Rumiación reflexiva (Reflection): Comprende ítems que evalúan un pensamiento más adaptativo y orientado a la resolución de problemas, como "vuelvo a pensar en qué me pasó para tratar de entenderlo" (Lei et al., 2017; Carney et al., 2010). Esta dimensión implica intentos más constructivos por procesar y resolver dificultades emocionales.

2. Rumiación pasiva o brooding: Evalúa el pensamiento pasivo, rumiativo y enfocado en el aspecto negativo de los síntomas, como "dejo que mis emociones me cierren" o "pienso en las debilidades que tengo" (Lei et al., 2017; Carney et al., 2010). Esta dimensión refleja una aproximación más maladaptativa caracterizada por preocupación y fijación en los problemas sin intención de resolverlos.

Cada ítem de la RRS-10 típicamente se puntúa en una escala Likert de 6 puntos, que va desde (1) nunca/casi nunca a (6) casi siempre/siempre (Lei et al., 2017). La puntuación total se obtiene sumando las respuestas de todos los ítems, con un rango potencial de 10 a 60 puntos, donde puntuaciones mayores indican mayor tendencia a rumiar (Lei et al., 2017; Carney et al., 2010). Las subescalas (reflexión y brooding) también generan puntuaciones independientes, permitiendo evaluar la dimensión específica de rumiación (Lei et al., 2017).

Validez

En términos de validez convergente, se han confirmado correlaciones significativas con medidas de depresión, ansiedad y calidad de vida (Lei et al., 2017; Parola et al., 2017). Específicamente, en el estudio francés mencionado, la validez externa fue confirmada correlacionando las puntuaciones de la RRS con el Beck Depression Inventory, State-Trait Anxiety Inventory y SF-36 (Parola et al., 2017).

La validez de constructo ha sido demostrada mediante análisis factorial confirmatorio que apoya la estructura de dos factores en diversas poblaciones (Lei et al., 2017; Parola et al., 2017). Además, estudios han demostrado que la RRS-10 es invariante a través del género, indicando que funciona de manera equivalente en hombres y mujeres (Treynor et al., 2003).

En contextos de sueño, estudios han validado que puntuaciones más altas en la subescala de brooding de la RRS predicen significativamente mayor insomnio, peor calidad del sueño, mayor latencia para dormir y menor eficiencia del sueño (Carney et al., 2010, 2013).

La rumiación reflexiva también se ha asociado con alteraciones del sueño, aunque típicamente con una relación menos robusta que el brooding (Carney et al., 2010).*Confiabilidad*

Estudios de validación de la RRS-10 en múltiples poblaciones han demostrado una confiabilidad satisfactoria. En una muestra de 1,773 estudiantes universitarios chinos y 286 pacientes clínicos con trastorno depresivo mayor, el análisis factorial confirmatorio reveló una estructura de dos factores con buen ajuste tanto en estudiantes como en pacientes depresivos (Lei et al., 2017). La consistencia interna fue satisfactoria para ambas dimensiones (Lei et al., 2017).

En una muestra clínica francesa de 109 pacientes con trastorno depresivo mayor, la forma corta de la RRS mostró un buen ajuste del modelo reflexión-brooding de dos factores, con consistencia interna y confiabilidad satisfactorias para las dos dimensiones (Parola et al., 2017).

La confiabilidad test-retest de la RRS-10 ha sido reportada como alta en múltiples estudios (Lei et al., 2017). Además, estudios han identificado que la RRS-10 captura adecuadamente la variación dentro de personas en investigaciones longitudinales intensivas (Brose et al., 2022).

Comportamiento psicométrico de los instrumentos AFE

Los análisis realizados a continuación se realizaron empleando el método de extracción de mínimos cuadrados ordinarios, con rotación oblimin y matriz de correlaciones.

Escala de Respuestas Rumiativas (versión corta)

El índice KMO general de 0.833 indica que las correlaciones entre los ítems son suficientemente altas como para justificar la aplicación de un análisis factorial. Los ítems con mejor adecuación son RUM3 (0.917), RUM8 (0.865), RUM10 (0.864) y RUM4 (0.855), evidenciando un alto grado de varianza común.

Tabla 1
Contraste de Kaiser-Meyer-Olkin

	MSA
MSA General	0.833
RUM1	0.758
RUM2	0.790
RUM3	0.917
RUM4	0.855
RUM5	0.853
RUM6	0.847
RUM7	0.771
RUM8	0.865
RUM9	0.823
RUM10	0.864

El contraste de esfericidad de Bartlett arrojó un valor de $\chi^2(45) = 645.513$, con $p < .001$, lo que indica que la matriz de correlaciones difiere significativamente de la matriz identidad. Esto significa que las variables incluidas en el análisis comparten correlaciones suficientes para proceder con un análisis factorial. Este resultado, junto con el índice KMO = 0.833 previamente obtenido, valida la pertinencia de aplicar una extracción factorial sobre la matriz de datos.

El análisis paralelo muestra la retención de dos factores. Los autovalores reales del primer (4.274) y segundo factor (1.258) superan los autovalores medios de los datos simulados (1.356 y 1.253, respectivamente), mientras que a partir del tercero los valores empíricos caen por debajo del umbral aleatorio (0.896 < 1.174). Este patrón, respaldado por el criterio de Horn, sugiere que solo las dos primeras dimensiones contienen varianza sustantiva por encima del azar. Sin embargo, es importante mencionar que el autovalor del segundo factor apenas supera al de los simulados, por lo que podría indicar una estructura unidimensional.

Tabla 2
Análisis paralelo

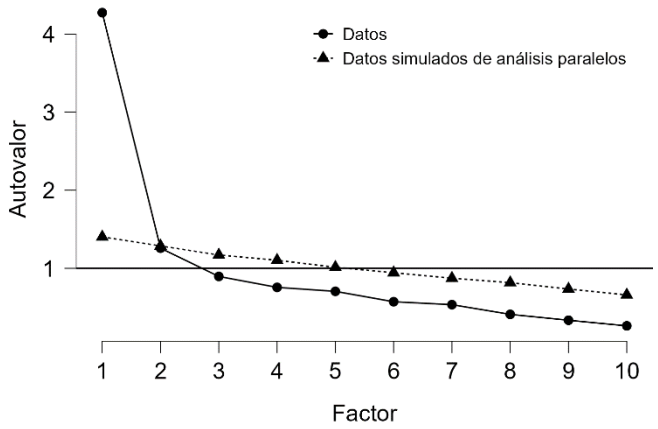
	Autovalores de las componentes de los datos reales	Autovalores medios de los datos simulados
Factor 1*	4.274	1.356
Factor 2*	1.258	1.253
Factor 3	0.896	1.177
Factor 4	0.756	1.110
Factor 5	0.704	1.033
Factor 6	0.571	0.952
Factor 7	0.534	0.887
Factor 8	0.410	0.815
Factor 9	0.334	0.754
Factor 10	0.263	0.661

Nota. '*' = Se debería mantener Factor. Resultados de un análisis paralelo basado en las CP.

El gráfico de sedimentación muestra que se debe de retener un factor, pues el codo se hace en el segundo factor. Esto sugiere que añadir más dimensiones aportaría varianza atribuible al azar y no estructura sustantiva.

Figura 1

Gráfico de sedimentación



Además, la matriz de correlaciones muestra que la correlación entre el Factor 1 y el 2 es de 0.613, lo que indica que es posible reducir ambos factores a una sola dimensión, haciendo el instrumento unidimensional.

Tabla 3

Correlaciones de factores

	Factor 1	Factor 2
Factor 1	1.000	0.613
Factor 2	0.613	1.000

Asimismo, la matriz de estructura muestra cargas cruzadas, lo que reafirma el hecho de que el instrumento tiene una mejor estructura cuando se considera que es unidimensional.

Tabla 4

Cargas factoriales (Matriz de Estructura)

	Factor 1	Factor 2
RUM1	0.388	0.716
RUM2	0.602	0.540
RUM3	0.559	0.404
RUM4	0.789	0.452
RUM5	0.369	0.140
RUM6	0.471	0.675

Tabla 4
Cargas factoriales (Matriz de Estructura)

	Factor 1	Factor 2
RUM7	0.350	0.573
RUM8	0.530	0.680
RUM9	0.776	0.529
RUM10	0.755	0.458

Nota. El método de rotación aplicado es oblimin.

Finalmente, la proporción de varianza explicada por cada factor es: Factor 1 explica el 37.6% del total de la varianza, mientras que el Factor 2 explica el 7.01% de la varianza total. En consecuencia, se optó por hacer un segundo análisis, considerando al instrumento con una sola dimensión. Los resultados mostraron que todos los ítems se agrupan en el Factor 1, por lo que su adecuación a una sola dimensión es benéfica para la explicación de la varianza total (36.9%).

Tabla 5
Cargas factoriales (Matriz de Estructura)

	Factor 1
RUM1	0.550
RUM2	0.649
RUM3	0.555
RUM4	0.709
RUM5	0.306
RUM6	0.603
RUM7	0.478
RUM8	0.649
RUM9	0.750
RUM10	0.696

Nota. El método de rotación aplicado es oblimin.

Cuestionario de Calidad de sueño de Pittsburgh

Para este análisis y el de la consistencia interna, se eliminaron los ítems de respuesta abierta 1-4 debido a que no aportan puntuaciones cuantificables. El índice KMO general de 0.844 indica que la matriz de correlaciones es adecuada para realizar análisis factorial. Esto significa que los datos presentan suficiente varianza común para identificar factores latentes robustos, y se puede proceder con extracción y rotación.

Tabla 6
Contraste de Kaiser-Meyer-Olkin

	MSA
MSA General	0.844
CSue5A	0.761
CSue5B	0.877
CSue5C	0.791
CSue5D	0.850
CSue5E	0.836
CSue5F	0.864
CSue5G	0.855
CSue5H	0.881
CSue5I	0.865
Csue6	0.742
Csue7	0.889
Csue8	0.840
Csue9	0.857

El contraste de esfericidad de Bartlett resultó altamente significativo, con $\chi^2(78) = 612.941$ y $p < .001$. Esto indica que los datos son adecuados para realizar análisis factorial. Su uso complementa el índice KMO y, en conjunto, ambos resultados sugieren que la información contenida en los datos puede ser explicada por factores.

El análisis paralelo sugiere la retención de un factor: el primer autovalor empírico (4.350) excede claramente al autovalor de los datos simulados (1.466). A partir del segundo factor, los autovalores reales son iguales o menores que los simulados, indicando que el resto de las dimensiones no representa varianza explicada sustantiva sobre el azar. Este criterio confirma que la estructura óptima para el modelo es unidimensional.

Tabla 7

Análisis paralelo

	Autovalores de las componentes de los datos reales	Autovalores medios de los datos simulados
Factor 1*	4.350	1.466
Factor 2	1.343	1.353
Factor 3	1.062	1.248
Factor 4	0.931	1.188
Factor 5	0.859	1.107
Factor 6	0.795	1.039
Factor 7	0.721	0.982
Factor 8	0.646	0.918
Factor 9	0.590	0.858
Factor 10	0.533	0.807
Factor 11	0.464	0.747
Factor 12	0.390	0.679
Factor 13	0.317	0.608

Tabla 7

Análisis paralelo

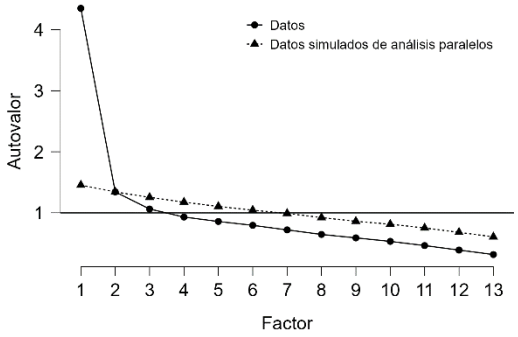
	Autovalores de las componentes de los datos reales	Autovalores medios de los datos simulados

Nota. '*' = Se debería mantener Factor. Resultados de un análisis paralelo basado en las CP.

El gráfico de sedimentación respalda la retención de un factor pues los autovalores observados a partir del factor 2 caen por debajo de los valores simulados, lo que sugiere que añadir más dimensiones aportaría varianza atribuible al azar y no estructura sustantiva.

Figura 2

Gráfico de sedimentación



El patrón de cargas indica que la escala presenta una estructura esencialmente unidimensional, con la mayoría de los ítems midiendo un mismo constructo. Esto es evidencia de coherencia conceptual y empírica entre los ítems principales.

Tabla 8

Cargas factoriales (Matriz de Estructura)

	Factor 1
CSue5A	0.481
CSue5B	0.544
CSue5C	0.299
CSue5D	0.763
CSue5E	0.564
CSue5F	0.615
CSue5G	0.498
CSue5H	0.573
CSue5I	0.675
Csue6	0.386
Csue7	0.540
Csue8	0.444
Csue9	0.353

Nota. El método de rotación aplicado es oblimin.

El modelo confirma que la escala está compuesta principalmente por un solo factor dominante. Esto respalda el patrón factorial obtenido previamente, donde la estructura fue esencialmente unidimensional.

Confiabilidad unidimensional de los instrumentos

Escala de Respuestas Rumiativas (versión corta)

La escala presenta una fiabilidad alta y sólida. El coeficiente omega (ω=0.845; IC95%: 0.804–0.878) y el alfa de Cronbach (α=0.841; IC95%: 0.795–0.874) reflejan que la mayor parte de la varianza de los puntajes está asociada al constructo común evaluado, lo que garantiza interpretaciones consistentes y comparables. La correlación media entre elementos (r=0.351; IC95%: 0.287–0.416) es moderada, indicando homogeneidad interna sin redundancia excesiva entre ítems.

El análisis "si ítem eliminado" y correlación ítem-resto indica que ningún ítem deteriora de forma significativa la consistencia interna: eliminar cualquier reactivo apenas incrementa o reduce ligeramente los coeficientes omega y alfa (el rango de los coeficientes omega va entre ω=0.816 y 0.854, y el de alfa va entreα= 0.812 y 0.852), por lo que la escala es sólida y homogénea. Los valores más bajos de correlación ítem-resto se observan en RUM5 (0.269; IC95%: 0.114–0.409), lo que sugiere que contribuye menos a la varianza común y conviene monitorearlo en términos de validez de contenido y comportamiento diferencial. Por otro lado, RUM9 (0.675), RUM4 (0.640) y RUM10 (0.631) destacan como los ítems más representativos del constructo global, al mostrar correlaciones ítem-resto altas y estabilidad en los coeficientes si se eliminan.

En conjunto, la escala presenta buena fiabilidad y cohesión, sin ítems problemáticos evidentes, aunque sería recomendable revisar y eventualmente refinar reactivos como RUM5 si el objetivo es maximizar la homogeneidad interna y el poder discriminativo.

Tabla 9
Estadísticas de confiabilidad de ítems individuales frecuentes

	Coefficient ω (si ítem eliminado)			Coefficient α (si ítem eliminado)			Correlación del elemento con el resto		
Ítem	Estimar	IC inferior al 95%	IC superior 95%	Estimar	IC inferior al 95%	IC superior 95%	Estimar	IC inferior al 95%	IC superior 95%
RUM1	0.834	0.791	0.868	0.828	0.778	0.863	0.515	0.401	0.627
RUM10	0.823	0.777	0.860	0.818	0.767	0.856	0.631	0.528	0.713
RUM2	0.825	0.778	0.863	0.821	0.769	0.859	0.583	0.482	0.684
RUM3	0.833	0.787	0.868	0.829	0.779	0.865	0.500	0.371	0.608
RUM4	0.820	0.772	0.858	0.815	0.763	0.854	0.640	0.539	0.730
RUM5	0.854	0.815	0.884	0.852	0.811	0.882	0.269	0.114	0.409
RUM6	0.830	0.783	0.866	0.824	0.772	0.862	0.554	0.454	0.652
RUM7	0.840	0.796	0.875	0.835	0.789	0.870	0.436	0.311	0.570
RUM8	0.827	0.781	0.865	0.821	0.772	0.859	0.602	0.476	0.700
RUM9	0.816	0.767	0.854	0.812	0.760	0.851	0.675	0.596	0.746

Cuestionario de Calidad de sueño de Pittsburgh

La escala mostró una excelente consistencia interna, evidenciada por un coeficiente omega (ω) de 0.83 y un alfa de Cronbach (α) de 0.82. Ambos coeficientes presentan intervalos de confianza del 95% que oscilan entre 0.77 y 0.86, superando con suficiencia el umbral recomendado de 0.70 para aplicaciones de investigación. Asimismo, la correlación media entre los elementos fue de 0.27, lo que indica una adecuada coherencia entre los ítems, sin redundancia excesiva. Estos resultados permiten concluir que la escala es fiable y adecuada para su utilización en la evaluación del constructo objetivo, proporcionando mediciones precisas y estables en la muestra analizada.

El análisis de confiabilidad de los ítems individuales de la escala frecuente mostró que los coeficientes alfa y omega se mantienen estables al eliminar cualquiera de los reactivos, con variaciones mínimas entre 0.799 y 0.828. Esto indica que ningún ítem deteriora significativamente la consistencia interna del instrumento, lo cual sugiere una estructura homogénea y equilibrada. Por lo tanto, los ítems con cargas factoriales inferiores a 0.4 no fueron eliminados de la escala, dado que su exclusión no mejoraba ni afectaba de manera

sustantiva los índices de confiabilidad y su contenido se consideró relevante para la representación conceptual del constructo.

Tabla 10
Estadísticas de confiabilidad de ítems individuales frecuentes

Ítem	Coefficient ω (si ítem eliminado)			Coefficient α (si ítem eliminado)			Correlación del elemento con el resto		
	Estimar	IC inferior al 95%	IC superior 95%	Estimar	IC inferior al 95%	IC superior 95%	Estimar	IC inferior al 95%	IC superior 95%
CSue5A	0.815	0.766	0.851	0.811	0.760	0.846	0.459	0.352	0.559
CSue5B	0.811	0.757	0.850	0.807	0.752	0.845	0.503	0.393	0.600
CSue5C	0.828	0.776	0.862	0.826	0.773	0.859	0.271	0.141	0.393
CSue5D	0.799	0.744	0.836	0.796	0.738	0.833	0.656	0.559	0.737
CSue5E	0.813	0.760	0.850	0.810	0.755	0.846	0.471	0.342	0.580
CSue5F	0.807	0.752	0.845	0.804	0.746	0.840	0.550	0.435	0.656
CSue5G	0.815	0.761	0.852	0.812	0.756	0.847	0.450	0.324	0.568
CSue5H	0.810	0.756	0.847	0.806	0.751	0.842	0.517	0.390	0.626
CSue5I	0.806	0.753	0.843	0.803	0.747	0.839	0.593	0.480	0.696
Csue6	0.820	0.769	0.857	0.817	0.763	0.852	0.372	0.227	0.504
Csue7	0.812	0.757	0.850	0.809	0.753	0.847	0.489	0.372	0.595
Csue8	0.819	0.767	0.856	0.815	0.762	0.851	0.406	0.251	0.552
Csue9	0.823	0.774	0.858	0.820	0.769	0.854	0.338	0.210	0.455

Resultados

Rumia Cognitiva

La rumiación se evaluó mediante una escala tipo Likert cuya puntuación total refleja la frecuencia con que las personas se enfocan repetitivamente en síntomas, causas y consecuencias de su malestar; puntajes mayores implican mayor rumiación cognitiva. En la muestra analizada participaron 184 personas sin datos ausentes. Los valores de las medidas de tendencia central demostraron una media de 33.36 puntos, una mediana de 33.50 puntos y una moda de 35.00 puntos. En cuanto a las medidas de variación, se observó una desviación típica de 9.92 y un coeficiente de variación de 0.297, es decir, muy heterogéneo. En cuanto al valor mínimo, este fue de 0.00, mientras que el valor máximo fue de 58. Atendiendo los criterios del instrumento, en los cuales el valor máximo que puede obtener una persona es de 60 puntos, los valores encontrados demuestran un nivel medio de rumiación, con poca variabilidad asociada.

La distribución presenta una asimetría negativa (asimetría = −0.326), lo que indica una leve mayor concentración de casos con puntajes por encima de la media y una cola que se extiende hacia los valores más bajos de rumiación. La curtosis (0.589) indica una distribución leptocúrtica, algo más apuntada que la normal, con mayor concentración de observaciones en torno al promedio y menor presencia de valores extremos de la esperada.

Tabla 11
Estadísticos Descriptivos

	TOTAL RUMIACIÓN
Válido	184
Ausente	0
Moda	35.000[a]
Mediana	33.500
Media	33.360
Desviación Típica	9.916
Coeficiente de variación	0.297
Varianza	98.329
Asimetría	-0.326
Error Típico de la Asimetría	0.178
Curtosis	0.589
Error Típico de la Curtosis	0.355
Shapiro-Wilk	0.988
Valor de p de Shapiro-Wilk	0.135
Rango	58.000
Mínimo	0.000
Máximo	58.000
Percentil 25-ésimo	26.250
Percentil 50-ésimo	33.500
Percentil 75-ésimo	40.000

[a] La moda se calcula asumiendo que las variables son discretas.

Calidad de sueño

La calidad de sueño se evaluó con un índice global continuo cuyo rango teórico va de 0 a 21 puntos, donde valores mayores representan peor calidad de sueño. En la presente muestra las medidas de tendencia central mostraron una media de 10.40, mediana de 10.50 y moda de 11.00; en cuanto a las medidas de variación, se obtuvo una desviación típica con valor de 3.39 y un coeficiente de variación de 0.325. Los valores mínimo y máximo fueron 0 y 21, respectivamente. Estos datos indican un nivel globalmente desfavorable de calidad de sueño,

con poca variabilidad, y sugiere que, en promedio, los participantes se ubican por encima del punto de corte clásico (5 puntos) (Carralero García et al., 2013), por lo que una proporción sustancial calificaría como “malos dormidores”.

La distribución presenta un coeficiente de asimetría de −0.090, un valor muy cercano a cero, lo que indica que la distribución es prácticamente simétrica y que los datos tienden a concentrarse alrededor de la media. En cuanto a la curtosis, el coeficiente obtenido fue de 0.831, un valor positivo que indica una distribución leptocúrtica, caracterizada por una mayor concentración de datos en torno a la media y colas más largas que las de la distribución normal. Al calcular la relación entre la asimetría y su error estándar (As/Std. Error = −0,090/0.178 = −0.505) y entre la curtosis y su error estándar (K/Std. Error = 0.831/0.355 = 2,34), se encuentran dentro de los rangos aceptables (<±2.58), por lo tanto, los datos presentan una distribución normal.

En cuanto a la prueba de Shapiro–Wilk, aunque esta arrojó un estadístico de 0.982 con p = 0.016, lo que implica rechazar la hipótesis de normalidad a un nivel de significación del 5%. Por otro lado, el Q-Q Plot nos indica normalidad, ya que los puntos siguen muy cerca de la línea recta diagonal, con solo pequeñas desviaciones en los extremos.

Finalmente, cuatro criterios arrojan normalidad (asimetría, error de asimetría, error de curtosis y el Q-Q Plot) y los otros dos rechazan la hipótesis de normalidad (curtosis y la prueba de Shapiro–Wilk), por lo que se procedió a realizar análisis paramétricos con esta variable.

Figura 3

Representación gráfica de Q-Q plot de Calidad de Sueño

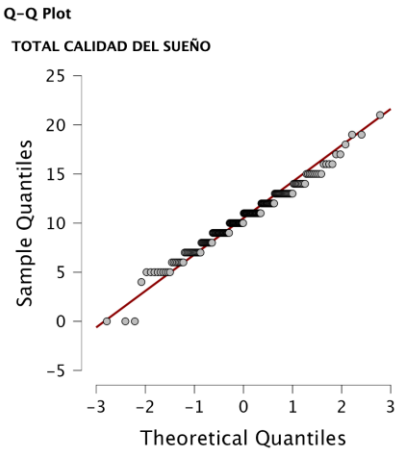


Tabla 12
Estadísticos Descriptivos

	TOTAL CALIDAD DEL SUEÑO
Válido	184
Ausente	0
Moda	11.000[a]
Mediana	10.500
Media	10.403
Desviación Típica	3.386
Coeficiente de variación	0.325
Varianza	11.464
Asimetría	-0.090
Error Típico de la Asimetría	0.178
Curtosis	0.831
Error Típico de la Curtosis	0.355
Shapiro-Wilk	0.982
Valor de p de Shapiro-Wilk	0.016
Rango	21.000
Mínimo	0.000
Máximo	21.000
Percentil 25-ésimo	8.000
Percentil 50-ésimo	10.500
Percentil 75-ésimo	13.000

[a] La moda se calcula asumiendo que las variables son discretas.

Relación entre rumiación y calidad del sueño

Finalmente, se evaluó la relación entre las variables. Debido a que la variable dependiente se distribuyó normalmente, se optó por aplicar una prueba R de Pearson. Como se muestra en la tabla 13, los resultados mostraron que la correlación entre el puntaje global de calidad de sueño y el puntaje total de rumiación R fue de 0.432 con $p < .001$, lo que indica una asociación positiva y estadísticamente significativa. En términos sustantivos, a medida que

aumentan los niveles de rumiación cognitiva, tienden a incrementarse los puntajes del índice de calidad de sueño, que representan peor calidad de sueño; por tanto, mayor rumiación se relaciona con más problemas de sueño en la muestra evaluada.

Tabla 13
De Pearson Correlaciones

Variable		TOTAL RUMIACIÓN	TOTAL CALIDAD DEL SUEÑO
1. TOTAL RUMIACIÓN	R de Pearson	—	
	Valor p	—	
2. TOTAL CALIDAD DEL SUEÑO	R de Pearson	0.432	—
	Valor p	< .001	—

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo analizar la relación entre la rumiación cognitiva y la calidad del sueño en jóvenes adultos. Los resultados obtenidos confirman la presencia de una relación sustantiva entre la tendencia a involucrarse en pensamientos repetitivos y negativos y la alteración del sueño percibida por los jóvenes adultos. La variabilidad encontrada en la rumiación cognitiva sugiere que incluso dentro de poblaciones no clínicas existen diferencias marcadas en la intensidad y frecuencia de este estilo de pensamiento, lo cual coincide con la evidencia de que la rumiación no se limita a contextos psicopatológicos, sino que también se manifiesta de forma heterogénea en personas sin diagnóstico (Toro et al., 2020). La asociación positiva encontrada apoya la idea de que, a medida que los jóvenes presentan niveles mayores de rumiación, experimentan también mayor deterioro en su descanso nocturno.

Los resultados del presente estudio son consistentes con investigaciones previas que han señalado a la rumiación como un factor clave en el deterioro del sueño. Carney et al. (2010) demostraron en adultos con insomnio crónico que la rumiación se asocia con menor eficiencia del sueño y mayor latencia para dormir, hallazgos que coinciden con la relación positiva observada en esta investigación. De manera similar, Chang et al. (2023) encontraron que tanto la rumiación reflexiva como la pasiva predicen peor calidad del sueño en pacientes con NAFLD, reforzando la idea de que este estilo cognitivo opera como un mecanismo transdiagnóstico.

Además, la evidencia sistemática de Toro et al. (2020) respalda ampliamente la presencia de este vínculo en poblaciones no clínicas, mostrando que la rumiación aumenta el riesgo de insomnio incluso en jóvenes sanos, lo cual converge con el comportamiento mostrado por la presente muestra. Estudios longitudinales, como el de Slavish y Graham-Engeland (2015), han demostrado que la rumiación es un mediador estable entre el malestar emocional y el sueño, un patrón que refuerza la plausibilidad explicativa de los resultados hallados. Asimismo, investigaciones con poblaciones médicas y cardiovasculares (Frøjd et al., 2022) han identificado a rumiación como predictor significativo de insomnio en evaluaciones longitudinales, mostrando que este fenómeno se mantiene en diversos contextos evaluativos.

En conjunto, los hallazgos del presente estudio se alinean con una amplia base de evidencia internacional que sitúa a la rumiación como un determinante relevante de la calidad del sueño.

Los hallazgos respaldan las premisas del Modelo Cognitivo del Insomnio de Harvey (2002), el cual propone que la actividad cognitiva excesiva y de contenido negativo como la rumiación contribuye al mantenimiento del insomnio mediante un aumento de la activación fisiológica y emocional. La asociación encontrada entre rumiación y mala calidad de sueño coincide con el planteamiento del modelo respecto al papel de los pensamientos intrusivos, la sobreestimación del impacto del insomnio y el monitoreo atencional de señales relacionadas con el sueño (Harvey, 2002; Carney et al., 2010; Ong et al., 2012). En este sentido, la rumiación actuaría como un mecanismo cognitivo que sostiene el ciclo de hiperactivación descrito por Harvey, incluso en poblaciones jóvenes y sin sintomatología clínica significativa.

Los resultados sugieren que la rumiación cognitiva constituye un factor de riesgo modificable que podría abordarse mediante intervenciones psicológicas orientadas a mejorar el sueño en jóvenes adultos. Estrategias terapéuticas basadas en la regulación del pensamiento, la reestructuración cognitiva o el entrenamiento en mindfulness podrían resultar útiles para disminuir la activación cognitiva nocturna y mejorar la calidad del sueño. Dado que la rumiación predice problemas de sueño incluso en personas sin diagnóstico (Toro et al., 2020; Slavish & Graham-Engeland, 2015), programas preventivos en instituciones educativas o comunitarias podrían contribuir a mitigar el riesgo de insomnio en esta población.

El estudio presenta varias limitaciones. En primer lugar, el diseño transversal impide establecer relaciones de causalidad, por lo que no es posible determinar si la rumiación conduce

a peor sueño o si la alteración del sueño intensifica la rumiación. Además, la falta de control de otras variables (p. ej., estrés percibido, uso de sustancias, patología médica comórbida, medicamentos con efectos sobre el sueño, entre otras) constituye una amenaza a la validez interna, ya que no se consideraron factores que podrían haber influido en las respuestas de los participantes. En segundo lugar, al tratarse de un estudio transversal, no se conoce la consistencia temporal de las respuestas, por lo que los resultados podrían haberse visto afectados tanto por la ausencia de seguimiento longitudinal como por la falta de control de variables externas. Tercero, el uso de medidas autorreportadas para evaluar tanto la rumiación cognitiva como la calidad del sueño introduce posibles sesgos de deseabilidad social y errores de memoria, lo que podría limitar la precisión de las mediciones.

Se recomienda que investigaciones futuras utilicen diseños longitudinales que permitan esclarecer la direccionalidad de la relación entre la rumiación y la calidad del sueño. También sería pertinente incluir muestras clínicas que permitan comparar la fuerza de la asociación entre diferentes niveles de sintomatología. El uso de medidas objetivas de sueño, como actigrafía o polisomnografía, podría complementar los autoinformes y aportar mayor precisión. Finalmente, sería valioso evaluar intervenciones centradas en reducir la rumiación para determinar su eficacia en la mejora del sueño en jóvenes adultos.

En conclusión, el presente estudio confirma la presencia de una relación sustantiva entre la tendencia a involucrarse en pensamientos repetitivos y negativos y la alteración del sueño percibida por los jóvenes adultos.

Esta asociación coincide con la evidencia empírica previa, que señala consistentemente que una mayor tendencia a involucrarse en pensamientos repetitivos y negativos se vincula con una peor calidad del sueño. En conjunto, estos hallazgos refuerzan la importancia de considerar la rumiación como un factor relevante en la comprensión de las dificultades de sueño en jóvenes adultos.

Referencias

American Psychological Association. (2023). *Rumination*. In *APA Dictionary of Psychology*. https://dictionary.apa.org/rumination

Berry, R. B., Albertario, C. L., Harding, S. M., Lloyd, R. M., Plante, D. T., Quan, S. F., Troester, M. M., Vaughn, B. V., & American Academy of Sleep Medicine. (2018). *The AASM Manual for the scoring of sleep and associated events: rules, terminology and technical specifications* (Version 2.5). American Academy of Sleep Medicine.

Bonnet, M. H., & Arand, D. L. (1997). Hyperarousal and insomnia: State-of-the-science. *Sleep Medicine Reviews*, *14*(1), 9–15. **https://doi.org/10.1016/j.smrv.2009.05.002**

Brose, A., Raedt, R. D., & Vanderhasselt, M. A. (2022). Eight items of the ruminative response scale are sufficient to measure weekly within-person variation in rumination. *Current Psychology*, *41*(7), 4210-4218.

Buysse, D. J., Reynolds, C. F., III, Monk, T. H., Berman, S. R., & Kupfer, D. J. (1989). The Pittsburgh Sleep Quality Index: A new instrument for psychiatric practice and research. *Psychiatry Research, 28*(2), 193–213. https://doi.org/10.1016/0165-1781(89)90047-4

Carney, C. E., Harris, A. L., Falco, A., & Edinger, J. D. (2013). The relation between insomnia symptoms, mood, and rumination about insomnia symptoms. *Journal of Clinical Sleep Medicine, 9*(6), 567–575. https://doi.org/10.5664/jcsm.2752

Carney, C. E., Harris, A. L., Moss, T. G., & Edinger, J. D. (2010). Distinguishing rumination from worry in clinical insomnia. *Behaviour Research and Therapy, 48*(6), 540–546. https://doi.org/10.1016/j.brat.2010.03.004

Carralero García, P. C., Miranda, F. R. H., Sandoval, Á. D., & García, M. L. (2012). Calidad del sueño según el Pittsburgh Sleep Quality Index en una muestra de pacientes recibiendo cuidados paliativos. *Medicina Paliativa, 20*(2), 44-48. https://doi.org/10.1016/j.medipa.2012.05.005

Castilla, L. D. C. (2005). Algunos aspectos fisiológicos acerca del sueño. *Duazary: Revista internacional de Ciencias de la Salud, 2*(1), 57-64. https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/4788258.pdf

Chang, X., Guo, C., Zhou, H., Zhao, Y., & Liu, Y. (2023). Impact of rumination on sleep quality among patients with non-alcoholic fatty liver disease: A moderated mediation model of anxiety symptoms and resilience. *BMC Psychiatry, 23*, Article 84. https://doi.org/10.1186/s12888-023-04572-8

Centers for Disease Control and Prevention. (2024). *Sleep and health*. https://www.cdc.gov/sleep/about/index.html

Córdoba, F. E., & Schmalbach, J. E. (2005). Validación colombiana del índice de calidad de sueño de Pittsburgh. *Revista De Neurología*, *40*(03), 150. https://doi.org/10.33588/rn.4003.2004320

Czeisler, C. A., & Gooley, J. F. (2007). Sleep and circadian rhythms in humans. Cold Spring Harbor Symposia on Quantitative Biology, 72, 579–597. https://doi.org/10.1101/sqb.2007.72.064

Espie, C. A., & Morin, C. M. (2012). The Oxford Handbook of Sleep and Sleep Disorders. En *Oxford University Press eBooks*. https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780195376203.001.0001

Frøjd, L. A., Papageorgiou, C., Munkhaugen, J., Moum, T., Sverre, E., Nordhus, I. H., & Dammen, T. (2022). Worry and rumination predict insomnia in patients with coronary heart disease: A cross-sectional study with long-term follow-up. *Journal of Clinical Sleep Medicine*, *18*(3), 779–787. https://doi.org/10.5664/jcsm.9712

Harvey, A. G. (2002). A cognitive model of insomnia. *Behaviour Research and Therapy*, *40*(8), 869–893. https://doi.org/10.1016/s0005-7967(01)00061-4

Hirshkowitz, M., Whiton, K., Albert, S. M., Alessi, C., Bruni, O., DonCarlos, L., ... & Adams Hillard, P. J. (2015). National Sleep Foundation's sleep time duration recommendations: Methodology and results summary. *Sleep Health*, *1*(1), 40–43. **https://doi.org/10.1016/j.sleh.2014.12.010**

Irwin, M. R. (2019). Sleep and inflammation: Partners in sickness and in health. *Nature Reviews Immunology*, *19*(11), 702–715. **https://doi.org/10.1038/s41577-019-0190-z**

Knutson, K. L., & Van Cauter, E. (2008). Associations between sleep loss and increased risk of obesity and diabetes. *Annals of the New York Academy of Sciences*, *1129*, 287–304. https://doi.org/10.1196/annals.1417.033

Lei, X., Zhong, M., Liu, Y., Xi, C., Ling, Y., Zhu, X., Yao, S., & Yi, J. (2017). Psychometric properties of the 10-item ruminative response scale in Chinese university students. *BMC Psychiatry*, *17*(1). https://doi.org/10.1186/s12888-017-1318-y

Mendonça, F., Mostafa, S. S., Morgado-Dias, F., Ravelo-García, A. G., & Penzel, T. (2019). A review of approaches for sleep quality analysis. *IEEE Access*, *7*, 24527–24546. https://doi.org/10.1109/ACCESS.2019.2900345

Morin, C. M., Belleville, G., Bélanger, L., & Ivers, H. (2011). The Insomnia Severity Index: Psychometric indicators to detect insomnia cases and evaluate treatment response. *Sleep*, *34*(5), 601–608. **https://doi.org/10.1093/sleep/34.5.601**

Mollayeva, T., Thurairajah, P., Burton, K., Mollayeva, S., Shapiro, C. M., & Colantonio, A. (2016). The Pittsburgh sleep quality index as a screening tool for sleep dysfunction in clinical and non-clinical samples: A systematic review and meta-analysis. *Sleep medicine reviews*, *25*, 52–73. https://doi.org/10.1016/j.smrv.2015.01.009

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. **https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.1.115**

Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, *3*(5), 400–424. https://doi.org/10.1111/j.1745-6924.2008.00088.x

Ong, J. C., Ulmer, C. S., & Manber, R. (2012). Improving sleep with mindfulness and acceptance: A metacognitive model of insomnia. *Behaviour Research and Therapy, 50*(11), 651–660. **https://doi.org/10.1016/j.brat.2012.08.001**

Parola, N., Zendjidjian, X. Y., Alessandrini, M., Baumstarck, K., Loundou, A., Fond, G., ... & Boyer, L. (2017). Psychometric properties of the Ruminative Response Scale-short form in a clinical sample of patients with major depressive disorder. *Patient preference and adherence*, 929-937. https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.2147/PPA.S125730

Rechtschaffen, A., & Kales, A. (Eds.). (1968). *A manual of standardized terminology, techniques and scoring system for sleep stages of human subjects*. U.S. National Institutes of Health, National Institute of Neurological Diseases and Stroke. https://ia600502.us.archive.org/25/items/RKManual/R%20%26%20K%20Manual%202_text.pdf

Royuela, R. A., & Macías, F. J. (1997). Propiedades clinimétricas de la versión castellana del cuestionario de Pittsburgh. *Vigilia-Sueño, 9*, 81–94.

Slavish, D. C., & Graham-Engeland, J. E. (2015). Rumination mediates the relationships between depressed mood and both sleep quality and self-reported health in young adults. *Journal of Behavioral Medicine, 38*(2), 204–213. https://doi.org/10.1007/s10865-014-9595-0

Toro, R. A., Vulbuena-Martin, M., Riveros-Lopez, D., Zapata-Orjuela, M., & Florez-Tovar, A. (2020). Rumiación cognitiva y su relación con las psicopatologías internalizantes: Una revisión sistemática. *Psicumex, 10*(2), 1–28. https://doi.org/10.36793/psicumex.v10i2.345

Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive therapy and research*, *27*(3), 247-259. https://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/44342/10608_2004_Article_464752.pdf?sequence=1

Van de Langenberg, S. C. N., Kocevska, D., & Luik, A. I. (2022). The multidimensionality of sleep in population-based samples: a narrative review. Journal of sleep research, 31(4), e13608. https://doi.org/10.1111/jsr.13608