

Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico

www.revistapsicologiaaplicadadeporteyejercicio.org

Colegio Oficial de la Psicología de Madrid

Investigación aplicada en Psicología del Deporte

Actividad física, rumiación y presencia de pesadillas en estudiantes universitarios

Lucía Ruiz-Marchena
Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España

Raquel Herrera-Roldan
Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España

Paula Caro-Sánchez
Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España

Cecilia Castaño-Morilla
Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España

Gabriela Fernández-Acosta
Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España. Centro de Investigación en Pensamiento Contemporáneo e Innovación para el Desarrollo Social (COIDESO), Universidad de Huelva

Félix Arbinaga
Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España. Centro de Investigación en Pensamiento Contemporáneo e Innovación para el Desarrollo Social (COIDESO), Universidad de Huelva

RESUMEN: Se ha indicado que la actividad física actúa sobre las pesadillas regulando el estrés y las rumiaciones. En universitarios donde la carga académica y la presión evaluativa incrementan la vulnerabilidad a rumiar, la actividad física emerge como un recurso mejorando la calidad del sueño. La presente investigación tiene como objetivo analizar la relación de la actividad física con las rumiaciones y pesadillas en universitarios. La muestra estuvo compuesta por 538 estudiantes, el 65.8% eran mujeres. La edad media fue de 20.60 (*DT* = 1.91). El 67.5% era suficientemente activo físicamente. La frecuencia de pesadillas se evaluó mediante la Schredl Nightmare Frequency Scale, la propensión a las pesadillas mediante la Nightmare Proneness Scale, las rumiaciones mediante la Ruminative Responses Scale y el nivel de actividad física mediante la Brief Physical Activity Assessment Tool. Los análisis de regresión muestran que la rumiación está significativamente asociada a la frecuencia de pesadillas (β =.280) y propensión a las mismas (β = .595). La actividad física se asoció negativamente con las rumiaciones, con la frecuencia de pesadillas y la propensión a estas. Al considerar

Lucía Ruiz-Marchena. Graduada en Psicología. Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España.

Raquel Herrera-Roldan. Graduada en Psicología. Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España.

Paula Caro-Sánchez. Graduada en Psicología. Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España.

Cecilia Castaño-Morilla. Graduada en Psicología. Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España.

Gabriela Fernández-Acosta. Graduada y Máster en Psicología. Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España. 0009-0001-5861-7965

Félix Arbinaga. Licenciado y Doctor en Psicología. Departamento de Psicología Clínica y Experimental, Universidad de Huelva, España. Centro de Investigación en Pensamiento Contemporáneo e Innovación para el Desarrollo Social (COIDESO), Universidad de Huelva. 0000-0001-6649-1904

Para citar este artículo: Ruiz-Marchena, L., Herrera-Roldan, R., Caro-Sánchez, P., Castaño-Morilla, C., Fernández-Acosta, G., y Arbinaga, F. (2026). Actividad física, rumiación y presencia de pesadillas en estudiantes universitarios. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico, 11*, Artículo e16. https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

La correspondencia de este artículo debe enviarse a Félix Arbinaga: felix.arbinaga@dpsi.uhu.es

Este es un artículo Open Access bajo la licencia http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/

simultáneamente estas variables, la actividad física dejó de ser un factor significativo, mientras que las rumiaciones mantuvieron una asociación positiva significativa con la frecuencia y propensión a las pesadillas. Estos resultados apoyan la relevancia de la rumiación en el contexto de la relación observada entre actividad física y pesadillas. Los datos obtenidos apoyan la afirmación que las rumiaciones emergen como el factor asociativo y significativo más destacado de la frecuencia de pesadillas, controlados el sexo y la actividad física. La desaparición del aporte de la actividad física en el modelo apoyaría aquellas hipótesis que sugieren como la asociación entre actividad física y pesadillas podría explicarse, al menos parcialmente, mediante mecanismos cognitivo-emocionales relacionados con la rumiación, debiéndose considerar un análisis de mediación en futuras investigaciones.

PALABRAS CLAVES: sueños, propensión a pesadillas, rumiación, actividad física, estudiantes universitarios

Physical activity, rumination, and the presence of nightmares among university students

ABSTRACT: Physical activity has been linked to nightmares through its association with stress regulation and rumination. Among university students, academic demands and evaluation-related pressures may increase vulnerability to runmiation, whereas physical activity has been identified as a resource associated with better sleep quality. The present study aimed to examine the relationships among physical activity, rumination, and nightmares in a university student population. The sample consisted of 538 students, of whom 65.8% were women. The mean age was 20.60 years (*SD* = 1.91). Overall, 67.5% of the participants were classified as sufficiently physically active. Nightmare frequency was assessed using the Schredl Nightmare Frequency Scale, nightmare proneness using the Nightmare Proneness Scale, rumination using the Ruminative Responses Scale, and physical activity level using the Brief Physical Activity Assessment Tool. Regression analyses indicated that rumination was significantly associated with nightmare frequency (β = .280) and nightmare proneness (β = .595). Physical activity was negatively associated with rumination, nightmare frequency, and nightmare proneness. When these variables were considered simultaneously, physical activity was no longer significantly associated with either nightmare frequency or nightmare proneness, whereas rumination remained positively and significantly associated with both outcomes. These findings support the relevance of rumination within the context of the observed association between physical activity and nightmares. The results also suggest that rumination represents the most prominent statistically significant correlate of nightmare frequency after controlling for sex and physical activity. The absence of a significant association between physical activity and nightmare-related outcomes in the adjusted models is consistent with perspectives suggesting that the relationship between physical activity and nightmares may be partly accounted for by cognitive-emotional processes related to rumination. Accordingly, mediation analyses should be considered in future research to further examine these interrelationships.

KEYWORDS: dreams, nightmare proneness, rumination, physical activity, university students.

Atividade física, ruminação e presença de pesadelos em estudantes universitários

RESUMO: Tem sido sugerido que a atividade física está associada aos pesadelos por meio de sua relação com a regulação do estresse e das ruminações. Entre estudantes universitários, as exigências acadêmicas e a pressão avaliativa têm sido associadas a uma maior suscetibilidade à ruminação, enquanto a atividade física tem sido identificada como um recurso associado a uma melhor qualidade do sono. O presente estudo teve como objetivo analisar as relações entre atividade física, ruminação e pesadelos em estudantes universitários. A amostra foi composta por 538 estudantes, dos quais 65.8% eram mulheres. A idade média foi de 20.60 anos (*DP* = 1.91). No total, 67.5% dos participantes foram classificados como suficientemente ativos fisicamente. A frequência de pesadelos foi avaliada por meio da Schredl Nightmare Frequency Scale, a propensão a pesadelos pela Nightmare Proneness Scale, as ruminações pela Ruminative Responses Scale e o nível de atividade física pela Brief Physical Activity Assessment Tool. As análises de regressão indicaram que a ruminação esteve significativamente associada à frequência de pesadelos (β = 0.280) e à propensão a pesadelos (β = 0.595). A atividade física apresentou associações negativas com as ruminações, a frequência de pesadelos e a propensão a pesadelos. Quando essas variáveis foram consideradas simultaneamente, a atividade física deixou de apresentar associação estatisticamente significativa com a frequência e a propensão a pesadelos, enquanto a ruminação permaneceu positiva e significativamente associada a ambos os desfechos. Esses resultados reforçam a relevância da ruminação no contexto da associação observada entre atividade física e pesadelos. Os resultados também sugerem que a ruminação constitui o correlato mais proeminente e estatisticamente significativo da frequência de pesadelos após o controle do sexo e da atividade física. A ausência de associação significativa da atividade física nos modelos ajustados é compatível com perspectivas que sugerem que a relação entre atividade física e pesadelos pode estar parcialmente relacionada a processos cognitivo-emocionais associados à ruminação. Nesse sentido, análises de mediação devem ser consideradas em estudos futuros para examinar mais detalhadamente essas inter-relações.

PALAVRAS-CHAVE: sonhos, propensão a pesadelos, ruminação, atividade fisica, estudantes universitários

Artículo recibido: 9/8/2026 | **Artículo aceptado:** 13/10/2026

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Las pesadillas son sueños que aparecen de manera reiterada, resultan muy desagradables y se recuerdan con claridad; siendo frecuente que generen una intensa reacción emocional, generalmente miedo o terror, aunque también puede provocar malestar, ansiedad o una tristeza profunda (American Psychiatric Association, 2013, 2022). Viene a considerarse que el origen de las pesadillas puede estar relacionado con factores físicos o fisiológicos, llegando a convertirse en trastornos del sueño cuando por su frecuencia e intensidad interfieren con la actividad cotidiana de la persona.

Se estima que entre el 45% (Rek et al., 2017) y el 54% (Bolstad et al., 2026) de la población general adulta ha sufrido pesadillas durante el último mes. La incidencia de pesadillas al menos una vez al mes, en población general no clínica, ha oscilado entre el 8.3% y el 50-52% (Belicki y Belicki, 1986; Bernal-López et al., 2023; Schredl, 2003, 2025); incrementándose considerablemente en población clínica (Li et al., 2025; Protić et al., 2023; Rufino et al., 2026). Por su parte, alrededor del 2-5% (Van Schagen et al., 2016), el 6.5% (Schredl, 2022) y el 11% (El Sabbagh et al., 2023) dice sufrirlas al menos una vez por semana. Entre la población adolescente y adulta existen diferencias de género, siendo las mujeres las que refieren sufrirlas en un mayor número (Bolstad et al., 2026; Eze, 2025; El Sabbagh et al., 2023; Kelly y Mathe, 2021; Levin y Nielsen, 2007; Sandman et al., 2013; Schredl, 2005, 2022; Schredl y Reinhard, 2011).

Respecto a la prevalencia de problemas relacionados con la presencia de pesadillas en población de estudiantes universitarios los datos han mostrado una gran variabilidad. Así, se han observado resultados que van desde un 3.6% (Toscano-Hermoso et al., 2020), pasando por el 4.69% de Wang et al. (2021), el 6.6% indicado por Piro et al. (2018) y llegando al 22% de Ibrahim et al. (2024). Siendo una constante que las mujeres estudiantes también presentan una mayor prevalencia (Ibrahim et al., 2024; Levin y Nielsen, 2007; Piro et al., 2018; Schredl y Reinhard, 2011; Spoormaker et al., 2006; Toscano-Hermoso et al., 2020; Wang et al., 2021).

La literatura ha documentado que la rumiación es un predictor significativo de problemas de sueño, incluyendo insomnio, despertares nocturnos y mayor frecuencia de sueños negativos o pesadillas (Bryant et al., 2010; Carney et al., 2013; Hamilton et al., 2015; Van der Heijden et al. 2018; Wassing et al., 2016). La rumiación se ha consolidado como un proceso transdiagnóstico central en la psicopatología contemporánea (Aldao et al., 2010; Ehring y Watkins, 2008; Joormann y D'Avanzato, 2010). Desde los trabajos de Nolen-Hoeksema (1991), la rumiación se ha descrito como un patrón perseverativo de pensamiento orientado hacia el malestar, caracterizado por la repetición pasiva de contenidos negativos y la dificultad para desconectar la atención de los estímulos internos amenazantes. Este estilo cognitivo se asocia con un incremento de la reactividad emocional (Ehring y Watkins, 2008) y déficits en la regulación afectiva (Aldao et al., 2010; Joormann y D'Avanzato, 2010).

La convergencia entre rumiación y pesadillas ha sido explicada mediante diversos mecanismos, como son la activación emocional persistente (Carney et al., 2013), el sesgo atencional hacia amenazas internas (Watkins, 2008), el déficit en regulación emocional durante el sueño REM (Joormann y D'Avanzato, 2010) o la interferencia en la inhibición cognitiva, impidiendo la desconexión cognitiva facilitadora de la transición al sueño profundo (Wassing et al., 2016; Whitmer y Banich, 2007).

Por otra parte, la presencia de pesadillas parece estar mediada por el nivel de Actividad Física (AF), tal como viene indicando la literatura (Arbinaga et al., 2019; Sandman et al., 2015). Un nivel óptimo de AF está asociado a una mejora en las características del sueño, evaluadas tanto objetiva como subjetivamente (Gubelmann et al., 2018; Lang et al., 2013; Spörndly-Nees et al., 2017). De igual manera, un ejercicio regular presenta efectos beneficiosos en el total del tiempo de sueño y la eficiencia de este; así como sobre la latencia del inicio del sueño y sobre la calidad del sueño (Arbinaga et al., 2019; Gubelmann et al., 2018; Lang et al., 2013; Spörndly-Nees et al., 2017).

Respecto a los niveles óptimos de AF que resultan beneficiosos para la salud en población adulta, incluyendo a los adultos jóvenes, las recomendaciones establecidas por organizaciones internacionales (European Comission; 2010; World Health Organization, 2010, 2020) señalan que han de alcanzar un equivalente a 150 minutos de intensidad moderada o 75 minutos de intensidad vigorosa, mediante la práctica de actividad aeróbica, complementada con ejercicios de fortalecimiento muscular al menos dos veces por semana. En este sentido, un grupo particularmente vulnerable a los bajos niveles de AF son los estudiantes universitarios (Deliens et al., 2015).

La literatura reciente ha mostrado que la AF se relaciona con procesos cognitivos como la rumiación, con la regulación emocional y con parámetros del sueño, incluyendo la frecuencia de pesadillas (Brand et al., 2010). Asimismo, las pesadillas se han vinculado con estrés, vulnerabilidad emocional y peor calidad del sueño (Blagrove et al., 2024; Levin y Nielsen, 2007). En estudiantes universitarios, estos fenómenos suelen coexistir, especialmente cuando los niveles de AF son insuficientes (Brand et al., 2010; Li y Huang, 2025).

Diversos estudios recientes han mostrado que la AF se asocia con menores niveles de rumiación y con mejoras en procesos cognitivos relacionados con la regulación

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

emocional. Yang et al. (2026) demostraron que la AF predice mejores estrategias de afrontamiento en situaciones de crisis psicológica, y que la rumiación actúa como mediador significativo en esta relación. Por su parte, se ha confirmado que la AF se relaciona con mejor calidad del sueño y que la rumiación constituye un mediador clave en esta asociación, junto con estrategias de regulación emocional (Gu et al., 2026). Estos hallazgos refuerzan la idea de que la AF no solo tiene efectos fisiológicos, sino también cognitivos y emocionales (Cai et al., 2026; Guo et al., 2025).

La relación entre AF y sueño ha sido ampliamente documentada (Gamboa Salto et al., 2024; Miriam Bernal-López et al., 2023; Tristancho-Celis et al., 2025). En estudiantes universitarios, Arbinaga et al. (2019) encontraron que aquellos estudiantes universitarios con niveles insuficientes de AF presentan peor calidad del sueño, mayor frecuencia de pesadillas y mayor propensión a experimentarlas, en comparación con estudiantes suficientemente activos. Estos resultados sugieren que la AF podría actuar como un factor protector frente a fenómenos oníricos negativos, posiblemente a través de mecanismos de regulación emocional y reducción de rumiación. De igual manera, es posible sugerir que la reducción de rumiación mediante AF contribuya indirectamente a disminuir la frecuencia de pesadillas.

En este contexto, y considerando la multidireccionalidad de las relaciones entre las variables analizadas, la presente investigación tiene como objetivo analizar las relaciones que puedan establecerse entre el nivel de AF, la presencia de rumiaciones con la frecuencia y la propensión a las pesadillas en los estudiantes universitarios. Como primera hipótesis se considera que las altas puntuaciones en rumiaciones serán facilitadoras de asociaciones robustas con la frecuencia y la propensión las pesadillas. Por su parte, la segunda hipótesis predice que los niveles superiores de AF se asociarán con una menor presencia de rumiaciones. Por último, la tercera hipótesis plantea que los niveles altos de AF mostrarán una menor relación con la frecuencia y propensión a las pesadillas.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 538 estudiantes de la Universidad de Huelva, de los cuales el 65.8% eran mujeres. La edad media de la muestra fue de 20.60 (*DT* = 1.91). El 32.5% (*n* = 175) se reconocía como insuficientemente activo y el 67.5% (*n* = 363) como suficientemente activo físicamente. En cuanto a la titulación, el 63.2% de la muestra cursaba el Grado en Psicología, el 20.6% el Grado en Ciencias del Deporte, el 12.3% Educación Primaria y el 3.9% Educación Social.

Instrumentos

Los datos socioeducativos se recopilaron incluyendo edad, sexo, peso, estatura y titulación académica (Psicología, Ciencias del Deporte, Educación Primaria, Educación Social). Asimismo, los participantes respondieron a tres preguntas dicotómicas relativas a posibles factores de riesgo que pudieran incrementar la presencia de las pesadillas: si padecen alguna enfermedad crónica (Sí/No); si han experimentado el fallecimiento de una persona cercana en el último año (Sí/No); y si presentan actualmente alguna condición física o están tomando medicación que les impida realizar ejercicio físico o practicar deporte (Sí/No).

La frecuencia de las pesadillas fue evaluada mediante la *Schredl Nightmare Frequency Scale* (Schredl, 2003). Los participantes estimaron el número de pesadillas que experimentan según las opciones de respuesta (0 = *nunca*, 1 = *menos de una vez al año*, 2 = *aproximadamente una vez al año*, 3 = *alrededor de 2 a 4 veces al año*, 4 = *aproximadamente una vez al mes*, 5 = *alrededor de 2 a 3 veces al mes*, 6 = *aproximadamente una vez a la semana*, 7 = *varias veces a la semana*). La fiabilidad test-retest de esta escala de un solo ítem se ha estimado en .75 a lo largo de cuatro semanas (Stumbrys et al., 2013). De otro lado, la medida se ha correlacionado con variables hipotéticamente relacionadas que han proporcionado evidencias de validez de constructo (American Academy of Sleep Medicine, 2005; Bakotic et al., 2016).

Por su parte, la evaluación de la propensión a las pesadillas se llevó a cabo utilizando la *Nightmare Proneness Scale* (NPS) desarrollada por Kelly (2018). La NPS incluye 14 ítems; donde los participantes debían responder utilizando una escala de 7 puntos (desde 1 = *totalmente en desacuerdo*, hasta 7 = *totalmente de acuerdo*). Las puntuaciones más altas indican una mayor propensión a experimentar pesadillas. En la versión original el coeficiente alfa de fiabilidad para los 14 ítems fue de 0.88, y la correlación test-retest de .72 (Kelly, 2018).

La adaptación lingüística del instrumento se realizó siguiendo un procedimiento de traducción y retrotraducción, de acuerdo con las recomendaciones para la adaptación transcultural de instrumentos de medida (Beaton et al., 2000). Dos traductores bilingües realizaron de forma independiente la traducción del cuestionario al español. Tras consensuar una versión preliminar, esta fue retrotraducida

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

al idioma original por un traductor nativo ajeno al estudio y sin conocimiento de la versión original. Las discrepancias detectadas fueron analizadas y se examinó la equivalencia semántica, conceptual y cultural de los ítems. Finalmente, la versión adaptada se sometió a una prueba piloto con participantes de la población objetivo antes de proceder a su evaluación psicométrica (International Test Commission, 2017).

La consistencia interna obtenida, medida con el coeficiente alfa de Cronbach, fue de un α = .87. De igual manera, la correlación inter-ítem media (*r* = .31) se situó dentro del intervalo recomendado (.15 a .50) para escalas multidimensionales o de constructos amplios, apoyando una consistencia interna adecuada de los 14 ítems. Por ello, el uso de la escala se basa en unos valores psicométricos adecuados y favorables, indicando que los ítems no presentan una excesiva redundancia. Por tanto, la versión utilizada presenta una adecuada consistencia interna en esta muestra; si bien no se trata de una versión validada en población española.

Las respuestas rumiativas fueron evaluadas mediante la *Ruminative Responses Scale* (RRS) desarrollada por Nolen-Hoeksema y Morrow (1991) en su versión adaptada al español por Hervás (2008). La prueba consta de 22 ítems con respuestas en una escala tipo Likert (desde 1 = *casi nunca*, hasta 4 = *casi siempre*). La escala evalúa el estilo rumiativo y consta de dos subdimensiones; una escala adaptativa que consistiría en la tendencia a reflexionar (Reflection) y una perjudicial que sería la tendencia a realizar reproches (Brooding). La adaptación al español presentó un alfa de Cronbach pertinente para el total de la escala (α = .93), en la subescala de Reproches (α = .80) y en la subescala de Reflexión (α = .74). En el presente trabajo, la consistencia interna ha sido adecuada tanto para la puntuación total (α = .90) como para la subescala de Reproches (α = .79) y la subescala de Reflexión (α = .76). Para el autor de la adaptación al español (Hervás, 2008) la alta correlación observada entre la subescala de Reproches y la escala global sugiere que ambas están evaluando el mismo aspecto desadaptativo. Así, considera que usar la escala completa tendría la ventaja de una mayor consistencia interna y el haber sido la escala utilizada en la mayoría de la investigación previa.

Por último, el nivel de actividad física se evalúo con la *Brief Physical Activity Assessment Tool* (BPAAT) desarrollada por Marshall et al. (2005), y en la versión española de Puig-Ribera et al. (2012). Es un instrumento de cribado breve empleado de acuerdo con su finalidad original como herramienta de clasificación para atención primaria. Se compone de dos preguntas que miden la frecuencia y duración de la AF en una semana "típica" a diferentes intensidades (intensa y moderada). La prueba muestra unos valores psicométricos adecuados; así se observa un grado de acuerdo del 83% con otros cuestionarios internacionales (vg. IPAQ) y presenta una fiabilidad test-retest del 88%. Las puntuaciones se utilizan posteriormente para categorizar a los participantes, según los criterios aceptados internacionalmente (Marshall et al., 2005; WHO, 2010, 2020), como Suficientemente Activo Físicamente (SAF; realizan > 3 sesiones semanales de 20 minutos de intensidad alta o > 5 sesiones semanales de 30 minutos de intensidad moderada o > 5 sesiones de una combinación de ambas intensidades) o Insuficientemente Activo Físicamente (IAF; no alcanzan los niveles recomendados de AF saludable). En concreto, en esta investigación, la fiabilidad del cuestionario sobre Actividad Física fue de α de Cronbach = .625. La prueba ha mostrado un coeficiente de correlación inter-ítem (*r* = .47), que puede considerarse adecuada y la fiabilidad estimada mediante el coeficiente de Spearman-Brown fue moderada (SB = .64), lo que indica una asociación razonable entre ambos ítems. Debido a que el número de ítems fue 2, la consistencia interna se consideró apta, ya que psicométricamente suele aceptarse que en escalas de solo dos ítems valores entre .60 y .70 pueden considerarse razonables (Belando et al., 2012, Hair et al., 1998).

Procedimiento

En el presente estudio se realizó un muestreo no probabilístico, con un diseño transversal, anónimo y de administración presencial en formato papel y lápiz. La recogida de datos se llevó a cabo mediante la administración de cuestionarios en aulas universitarias, con previa autorización del profesorado responsable de las asignaturas. Para ello, se contactó con docentes de distintas titulaciones, quienes facilitaron el acceso a sus clases con el fin de que el alumnado pudiera responder a los instrumentos de evaluación. El proceso de recogida de datos se desarrolló durante un periodo de no exámenes. Antes de su administración, se informó a los participantes sobre los objetivos del estudio, el carácter voluntario y anónimo de su participación, la posibilidad de abandonar cuando lo pudieran considerar y la confidencialidad de los datos. Todos los participantes tuvieron que aceptar el consentimiento informado antes de responder a los cuestionarios. Los procedimientos se han ajustado a los estándares éticos en el desarrollo de la investigación según la Declaración de Helsinki de 1975, revisada en 2013. Está investigación fue aprobada por el Comité de Investigación Biomédica de la Junta de Andalucía (Código Interno: 0423-N-23).

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Análisis de Datos

Los análisis estadísticos se realizaron mediante el programa IBM SPSS Statistics. En primer lugar, se calcularon estadísticos descriptivos (medias, desviaciones típicas, frecuencias y porcentajes) para caracterizar la muestra y las variables del estudio. Para analizar las diferencias en las variables cuantitativas (propensión a las pesadillas, frecuencia de pesadillas y rumiaciones) en función del sexo (mujer, - 0 y hombre, - 1) y del nivel de AF, se empleó la prueba *t* de Student para muestras independientes y el tamaño del efecto se calculó mediante la *d* de Cohen (0.2 = pequeño/ 0.5 = medio/ 0.8 = grande). La escala de frecuencia de pesadillas de Schredl (2003) es ordinal; sin embargo, ha sido analizada como continua ya que presenta un número de niveles (8 categorías), que reduce el sesgo asociado a tratarla como continua. Por otra parte, las categorías representan frecuencias crecientes y aproximadamente regulares. En la práctica, numerosos estudios sobre sueños y pesadillas la analizan como una variable continua en regresiones lineales. Por otro lado, en el análisis de fiabilidad de las escalas se han incluido los resultados obtenidos mediante el coeficiente de correlación inter-ítem y la correlación de Spearman-Brown. En el caso de las variables categóricas (frecuencia y propensión a las pesadillas categorizada y nivel de AF), se utilizó la prueba de chi-cuadrado de Pearson para examinar las asociaciones entre variables y el tamaño del efecto se calculó mediante la *V* de Cramer y la Phi (0.1 = débil/ 0.3 = moderada/ 0.5 = fuerte). Asimismo, se llevó a cabo un análisis de varianza factorial modal multivariante con el objetivo de evaluar los efectos principales del sexo y del nivel de AF, así como su interacción, sobre la propensión a las pesadillas, la frecuencia de estas y las rumiaciones (total y subescalas). El nivel de significación estadística se estableció en $p < .05$. Por último, se han realizado correlaciones de Pearson y análisis de regresión lineal con la finalidad de generar modelos sobre la frecuencia y propensión a las pesadillas, y como variables independientes tanto a la AF, el sexo como a la rumiación.

Se adoptó el percentil 84 (P84) como punto de corte para identificar niveles elevados en las variables dependientes/ independientes, circunscribiendo la interpretación a la distribución de la muestra en el presente trabajo, y no en los datos normativos poblacionales. Este criterio parte de considerar que, en una distribución normal estándar, el P84 se sitúa a +1 desviación típica lo que representa el límite superior del intervalo donde se concentra la mayoría de la población (aprox. el 68 % entre −1 y +1 DT). Esta decisión es coherente con los estándares internacionales de evaluación ampliamente aceptados, donde se recomienda que los puntos de corte se basen en propiedades de la distribución y en normas psicométricas sólidas (American Educational Research Association et al., 2014). Por ello, el P84 se considera que psicométricamente permite clasificar valores como "elevados" sin recurrir a criterios arbitrarios y relacionados con perfiles diferenciados a los de la mayoría de la población; en este caso, a la distribución de la muestra de estudiantes (Cohen et al., 2003; Howell, 2012; Jacobson y Truax, 1991).

No se registraron datos perdidos, ya que era obligatorio completar todas las respuestas para continuar. Los análisis de datos se realizaron utilizando el paquete estadístico SPSS (IBM SPSS Statistics, versión 25.0, Armonk, NY, EE. UU.).

Resultados

La muestra se compone de 538 estudiantes universitarios (Tabla 1) de los cuales el 65.8% eran mujeres y el 34.2% hombres. Los datos muestran diferencias significativas en todas las variables sociodemográficas analizadas. En relación con la edad, los hombres presentaron una media significativamente superior a la de las mujeres, con un tamaño del efecto pequeño ($d = 0.43$). De igual forma, los hombres mostraron un índice de masa corporal significativamente superior al de las mujeres, con un tamaño del efecto pequeño ($d = 0.33$).

En cuanto a la titulación universitaria, se evidenció que las mujeres se encontraban en mayor número en el Grado en Psicología y en Educación Social, mientras que los hombres se concentraron en mayor proporción en los grados de Educación Primaria y Ciencias del Deporte, con un tamaño efecto moderado ($V = 0.494$).

Respecto a las tres preguntas control se constató que 26 personas, el 4.8%, reconocieron padecer alguna enfermedad crónica; de los que 20 (5.6%) eran mujeres y 6 (3.3%) eran hombres; no existiendo diferencias significativas según el sexo de los estudiantes ($x^2_{(1, 538)} = 1.502$, $p = .220$). Por su parte, 142 (26.4%) reconocieron haber experimentado la muerte de alguna persona cercana, de las cuales 94 (26.6%) eran mujeres y 48 (26.1%) eran hombres; no mostrándose diferencias entre los sexos ($x^2_{(1, 538)} = 0.014$, $p = .907$). Por último, 10 personas, el 1.9% reconoció presentar alguna condición física o estar tomando medicación que les impide realizar ejercicio físico o practicar deporte, de los que 8 (2.3%) eran mujeres y 2 (1.1%) hombres, sin observarse diferencias entre ellos ($x^2_{(1, 538)} = 0.913$, $p = .339$).

En la Tabla 2 se presentan las puntuaciones medias en las diversas variables consideradas y en función del sexo. Los análisis mostraron diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en todas las variables

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra de estudiantes

	Total (538)	Hombres 184 (34.2)	Mujeres 354 (65.8)	*Estadístico*	*p*
Edad	20.60 (1.91)	21.13 (1.99)	20.33 (1.81)	t = 4.708	< .001
Peso	65.74(12.49)	74.36(10.10)	61.25(11.20)	t = 13.300	< .001
Altura	168.09(9.17)	176.27(8.61)	163.84(6.04)	t = 17.446	< .001
IMC	23.20(3.73)	22.79(3.84)	23.98(3.36)	t = 3.702	< .001
Grado Estudio				$x^2_{(3,538)}$ = 131.428	< .001
Psicología	340 (63.2)	65 (35.3)	275 (77.7)		
Ed. Primaria	66 (12.3)	31 (16.8)	35 (9.9)		
Ed. Social	21 (3.9)	3 (1.6)	18 (5.1)		
Cc. Deporte	111 (20.6)	85 (46.2)	26 (7.6)		

Nota. Para variables cuantitativas *M(DT)* y variables cualitativas *n* (%).

cuantitativas analizadas. En concreto, las mujeres obtuvieron puntuaciones significativamente más altas que los hombres tanto en propensión a las pesadillas, con un tamaño del efecto grande (d = 0.83); las mujeres presentaban un riesgo superior de agruparse por encima del percentil 84 (OR = 3.488, IC95%. - 1.915-6.354).

Por su parte, las mujeres también obtenían puntuaciones superiores en la frecuencia de pesadillas, presentando un tamaño del efecto pequeño (d = 0.33); mostrando un riesgo superior de encontrarse por encima del percentil 84 (OR = 2.295; IC95%. - 1.496-3.521).

Del mismo modo, las mujeres presentaron valores significativamente superiores en rumiación total, con un tamaño del efecto medio (d = 0.53); con un riesgo superior de encontrarse por encima del percentil 84 (OR = 2.130; IC95%. - 1.253-3.622). Además, también se observaron diferencias en función del sexo en las subescalas de Reproches, donde las mujeres obtuvieron puntuaciones más elevadas que los hombres, con un tamaño del efecto pequeño (d = 0.34), y en Reflexión, con un tamaño del efecto pequeño (d = 0.44).

Por último, de igual manera se encontraron diferencias significativas en las puntuaciones sobre AF, donde los estudiantes hombres obtienen una puntuación superior con un tamaño efecto grande (d = 1.19). Los hombres informaron de una mayor proporción de participantes clasificados como suficientemente activos, mientras que las mujeres presentaron una mayor prevalencia en el nivel de insuficientemente activas físicamente, observándose una asociación moderada entre nivel de AF y sexo (*Phi* = 0.350). Las mujeres presentaban un mayor riesgo de obtener puntuaciones superiores al percentil 84 de ser insuficientemente activas (OR = 7.350; IC95%. - 4.328-12.4852).

Tabla 2. Puntuaciones en propensión y frecuencia de pesadillas, rumiaciones y actividad física según el sexo de la muestra de estudiantes

	Total (538)	Hombres 184 (34.2)	Mujeres 354 (65.8)	*Estadístico*	*p*
Propensión Pesadillas	43.5 (15.58)	35.49(13.91)	47.59(14.79)	t = 9.187	< .001
Propensión Pesadillas (P84)				$x^2_{(1,538)}$ = 18.317	< .001
Propensión > P84	93 (17.3)	14 (7.6)	79 (22.3)		
Propensión < P84	445 (82.7)	170 (92.4)	279 (77.7)		
Frecuencia Pesadillas	3.64 (1.61)	3.29 (1.55)	3.82 (1.61)	t = 3.677	< .001

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Tabla 2. Puntuaciones en propensión y frecuencia de pesadillas, rumiaciones y actividad física según el sexo de la muestra de estudiantes (cont.)

	Total (538)	Hombres 184 (34.2)	Mujeres 354 (65.8)	*Estadístico*	*p*
Frecuencia Pesadillas (P84)				$X^2_{(1,538)}$ = 14.899	< .001
Frecuencia > P84	159 (29.6)	35 (19.0)	124 (35.0)		
Frecuencia < P84	379 (70.4)	149 (81.0)	230 (65.0)		
Rumiación Total	48.31(12.82)	44.21(11.11)	50.44(12.33)	*t* = 5.747	< .001
Rumiación Reproche	10.70 (3.34)	9.96 (3.07)	11.08 (3.42)	*t* = 3.837	< .001
Rumiación Reflexión	10.93 (3.66)	9.91 (3.41)	11.47 (3.67)	*t* = 4.757	< .001
Rumiación Total (P84)				$X^2_{(1,538)}$ = 8.053	.005
Rumiación > P84	93 (17.3)	20 (10.9)	73 (20.6)		
Rumiación < P84	445 (82.7)	164 (89.1)	281 (79.4)		
Actividad Física	4.74 (2.51)	6.42 (1.92)	3.87 (2.33)	*t* = 13.584	< .001
Categoría AF				$X^2_{(1,538)}$ = 65.917	< .001
Insuficientemente Activo	175 (32.5)	18 (9.8)	157 (44.4)		
Suficientemente Activo	363 (67.5)	166 (90.2)	197 (55.6)		

Nota. Para variables cuantitativas *M(DT)* y variables cualitativas *n* (%). Categoría AF = Categoría de Actividad Física; P84 = Categorización según el percentil 84.

Las puntuaciones obtenidas por los estudiantes, en las diversas variables evaluadas, según sean considerados suficientemente activos vs. insuficientemente activos físicamente se muestran en la Tabla 3. Como puede observarse, aquellos estudiantes considerados como insuficientemente activos físicamente obtienen puntuaciones significativamente superiores, con un tamaño efecto pequeño en propensión a las pesadillas (*d* = 0.47), en frecuencia de pesadillas (*d* = 0.29) y en rumiaciones (*d* = 0.42).

Por su parte, cuando se les consideran en función de las

Tabla 3. Resultados de las pruebas de evaluación según la agrupación de actividad física

	Total (538)	I. Activo 175 (32.5)	S. Activo 363 (67.5)	Estadístico	*p*
Propensión Pesadillas	43.45 (15.58)	48.24 (15.33)	41.15 (15.20)	*t* = 5.059	< .001
Propensión Pesadillas (P84)				$Chi^2_{(1,538)}$ = 12.885	< .001
Propensión > P84	93 (17.3)	45 (25.7)	48 (13.2)		
Propensión < P84	445 (82.7)	130 (74.3)	315 (86.8)		
Frecuencia Pesadillas	3.64 (1.61)	3.94 (1.50)	3.49 (1.64)	*t* = 3.023	.003
Frecuencia Pesadillas (P84)				$Chi^2_{(1,538)}$ = 3.504	.061
Frecuencia > P84	159 (29.6)	61 (34.9)	98 (27.0)		
Frecuencia < P84	379 (70.4)	114 (65.1)	265 (73.0)		

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Tabla 3. Resultados de las pruebas de evaluación según la agrupación de actividad física (cont.)

	Total (538)	I. Activo 175 (32.5)	S. Activo 363 (67.5)	Estadístico	*p*
Rumiación Total	48.31(12.82)	51.74 (11.82)	46.66 (12.17)	t = 4.574	< .001
Rumiación Total (P84)				$Chi^2_{(1,538)}$ = 6.844	.009
Rumiación > P84	93 (17.3)	41 (23.4)	52 (14.3)		
Rumiación < P84	445 (82.7)	134 (76.6)	311 (85.7)		

Nota. Para variables cuantitativas *M(DT)* y variables cualitativas *n* (%). P84 = Categorización según el percentil 84; I. Activo = Insuficientemente Activo Físicamente; S. Activo = Suficientemente Activo Físicamente.

agrupaciones establecidas en base al percentil 84, se constata que no se obtienen diferencias en la frecuencia de pesadillas. Sin embargo, los estudiantes insuficientemente activos muestran un mayor riesgo de clasificarse por encima del percentil 84 en propensión a las pesadillas (OR = 2.272; IC95%. - 1.441-3.581) y en rumiaciones (OR = 1.830; IC95%. - 1.159-2.889).

Con el objetivo de aproximarnos a la posible interacción entre el sexo de los estudiantes y su nivel de AF sobre las variables dependientes (Tabla 4), se lleva a cabo un análisis multivariante; comprobándose que no se detectan interacciones y que las principales diferencias son debidas a la variable sexo. En este sentido, los análisis mostraron un efecto principal significativo del sexo sobre la propensión a las pesadillas, la frecuencia de pesadillas y en rumiaciones totales. Sin embargo, no fueron significativos en el nivel de AF en ninguna de las variables analizadas. De igual manera, no se observó significación en la interacción entre el sexo y el nivel de AF, sobre las variables dependientes consideradas.

En la Tabla 5 se muestran las correlaciones bivariadas de Pearson entre las diversas variables analizadas. Se constatan relaciones estadísticamente significativas entre ellas.

Comprobando los supuestos para llevar a cabo los análisis de regresión lineal se observa que el Factor de Inflación de la Varianza (FIV) viene a indicarnos una baja colinealidad de la variable sexo (FIV = 1.347), de la variable actividad física (FIV = 1.314) y de la variable rumiación (FIV = 1.069).

Tabla 4. Resultados de las pruebas de evaluación según el modelo multivariante en el análisis de interacciones entre variables

	PP		FP		RUM	
	$F_{(1,537)}$	*p*	$F_{(1,537)}$	*p*	$F_{(1,537)}$	*p*
Sexo	37.34	<.001	3.989	.046	11.577	.001
AFGrupos	1.358	.244	1.873	.172	3.317	.069
Sexo x AFGrupos	0.471	.493	0.000	.989	0.100	.752

Nota. PP = Propensión pesadillas; FP = Frecuencia pesadillas; RUM = Rumiaciones total; AF = Actividad Física.

Tabla 5. Correlaciones bivariadas de Pearson entre las variables evaluadas

		1	2	3	4
1	Frecuencia Pesadillas	1			
2	Propensión Pesadillas	.391/< .001	1		
3	Actividad Física	-.142/ .001	-.251/< .001	1	
4	Rumiaciones	.305/< .001	.652/< .001	-.186/< .001	1

Nota. Correlación *r* de Pearson / Significación.

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Tabla 6. Regresión lineal con las variables de frecuencia de pesadillas y propensión a las pesadillas como variables dependientes y como variables independientes el sexo, la puntuación en actividad física y en rumiación

FRECUENCIA PESADILLAS	*β*	*t*	*p*	R^2	*p*	*F*	*p*
Modelo				.103	< .001	$F_{(3,534)}$ = 20.531	< .001
Sexo	-.060	-1.263	.207				
Actividad Física	-.061	-1.295	.196				
Rumiación	.280	6.600	< .001				
PROPENSIÓN PESADILLAS							***p***
Modelo				.474	< .001	$F_{(3,534)}$ = 160.426	< .001
Sexo	-.206	-5.652	< .001				
Actividad Física	-.041	-1.128	.260				
Rumiación	.595	18.337	< .001				

Nota. - mujer. - 0 y hombre. - 1

Se llevó a cabo una regresión lineal múltiple para examinar la contribución del sexo, la AF y las rumiaciones sobre la frecuencia de pesadillas y la propensión a las pesadillas (Tabla 6). En el caso de la frecuencia de las pesadillas el modelo fue estadísticamente significativo, explicando el 10.3% de la varianza observada en ellas. Las rumiaciones fueron el único factor con capacidad asociativa significativa (β =.280), indicando que niveles más elevados de rumiación se asociaron con una mayor frecuencia de pesadillas. El sexo (β = -.060) y la AF (β = -.061) no mostraron asociaciones independientes y significativas.

Por su parte, el modelo generado para la propensión a las pesadillas presenta una capacidad asociativa alta y significativa, llegando a explicar el 47.4% de la varianza, lo que sugiere que estas variables pueden mantener relación con una parte sustancial de la variabilidad en la propensión. En este constructo, las rumiaciones se han mostrado como una variable con significativa capacidad asociativa (β = .595); por su parte, el sexo sí se manifiesta con una asociación significativa (β = -.206), siendo las mujeres quienes muestran mayor relación con el constructo. Por su parte, con la AF no se constató una relación asociativa estadísticamente significativa (β = -.041).

Discusión

La presenta investigación tenía como objetivo analizar la relación que pudiera establecerse entre el nivel de AF, la presencia de rumiaciones con la frecuencia y la propensión a las pesadillas en estudiantes universitarios. Teniendo en consideración el carácter multidireccional de las relaciones que pueden establecerse entre variables psicológicas, como primera hipótesis se consideraba que las altas puntuaciones en rumiaciones serían facilitadoras de asociaciones robustas con la frecuencia y la propensión de pesadillas. Los resultados obtenidos sugieren que las rumiaciones constituyen el principal factor asociado con la frecuencia de pesadillas en estudiantes universitarios. Este hallazgo es consistente con investigaciones previas que han señalado que los procesos de pensamiento repetitivo negativo se encuentran estrechamente vinculados a las pesadillas, el malestar asociado a los sueños perturbadores y otros trastornos del sueño (Faccini et al., 2022, 2023). En este sentido, la propensión a las pesadillas parece funcionar como un rasgo más estable y fuertemente vinculado a procesos cognitivos como la rumiación; mientras que la frecuencia de pesadillas reflejaría un fenómeno más situacional y menos determinado por estas variables (Faccini et al., 2023; Puccetti et al., 2025; Tamm et al., 2024; Wang et al., 2024).

Con respecto a la segunda hipótesis, donde se predecía que los niveles superiores de AF se asociarían con una menor presencia de rumiaciones, y la tercera hipótesis donde se planteaba que los niveles altos de AF mostrarían una menor relación con la frecuencia y propensión a las pesadillas. Se ha podido constatar que los resultados mostraron como una mayor AF se asoció con menores niveles de rumiación y con una menor frecuencia y propensión a las pesadillas. Sin

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

embargo, al considerar conjuntamente estas variables en la regresión lineal, únicamente las rumiaciones mantuvieron una contribución significativa, lo cual iría en la misma dirección que la literatura donde se consideraba que los procesos rumiativos podrían constituir un mecanismo psicológico relevante que vincule los niveles de AF con la experiencia de pesadillas. Ahora bien, hay que ser cautos al interpretar la contribución de las rumiaciones, al no haberse controlado variables, como la ansiedad, depresión, etc., que pueden resultar relevantes explicativamente.

En este sentido, la AF se asoció negativamente con las rumiaciones, con la frecuencia de pesadillas y con la propensión a estas. Sin embargo, como se ha comentado, al considerar simultáneamente estas variables, la AF dejó de ser un factor asociado y significativo, mientras que las rumiaciones mantuvieron una asociación positiva significativa con la frecuencia y propensión a las pesadillas. Este dato permite plantear, como hipótesis para futuros trabajos, un rol destacado de dicha variable en la relación. Estos resultados podrían ser compatibles con la hipótesis de que la relación entre AF y pesadillas está parcialmente explicada por los niveles de rumiación. Este patrón coincide con investigaciones recientes que sugieren que parte de los beneficios de la AF sobre el sueño podrían explicarse por su relación con variables psicológicas como la rumiación y el estrés percibido (Liu et al., 2025; Xu et al., 2024).

Asimismo, de manera secundaria, cabe reseñar que las mujeres presentaron mayores valores en pesadillas y rumiaciones. Sin embargo, el sexo dejó de estar asociado de manera significativa con la frecuencia de pesadillas al controlarse las rumiaciones y la AF. Este resultado sugiere que las diferencias observadas entre sexos podrían estar asociadas a diferencias en variables cognitivas y emocionales tal como se ha señalado en estudios recientes sobre rumiación y malestar asociado a las pesadillas (Wang et al., 2024). De igual manera, estos hallazgos son consistentes con investigaciones en población universitaria donde se han considerado los beneficios generales de la AF sobre distintos indicadores del sueño independientemente del sexo (Arbinaga et al., 2019; Liu et al., 2025; Wang et al., 2024; Xu et al., 2024).

En relación con las pesadillas, el modelo neurocognitivo de Levin y Nielsen (2007) propone que estas representan una manifestación de dificultades en los procesos de regulación emocional durante el sueño. Según este modelo, las personas con mayores niveles de vulnerabilidad emocional muestran una mayor probabilidad de experimentar sueños perturbadores recurrentes y pesadillas frecuentes. Desde esta perspectiva, la rumiación puede entenderse como un factor cognitivo que mantiene la activación emocional asociada a experiencias negativas, aumentando la probabilidad de que dichas experiencias sean procesadas de forma disfuncional durante el sueño (Levin y Nielsen, 2007).

Los resultados obtenidos en la presente investigación son consistentes con esta formulación teórica, ya que las rumiaciones emergieron como el único factor destacado, por la significación de su asociación con la frecuencia de pesadillas, una vez controlados el sexo y la AF. Asimismo, la desaparición de la asociación de la AF en el modelo multivariante estaría en la misma dirección que los estudios donde se ha sugerido que la relación entre AF y pesadillas pudiera ser compatible con el planteamiento de que sus relaciones son factibles de explicarse, al menos parcialmente, a través de mecanismos cognitivo-emocionales relacionados con la rumiación; hipótesis que debería ser evaluada mediante análisis de mediación en futuras investigaciones (Faccini et al., 2022, 2023; Liu et al., 2025; Xu et al., 2024).

Limitaciones y Perspectivas Futuras

Entre las limitaciones del estudio cabe señalar el carácter transversal del diseño, el uso exclusivo de medidas de autoinforme y la ausencia de control sobre variables potencialmente relevantes como ansiedad, depresión, estrés percibido o calidad objetiva del sueño. De igual manera, el carácter incidental de la muestra puede afectar la validez externa de los resultados; lo cual conllevaría la necesidad de establecer procesos aleatorios y representativos de los estudiantes, mediante diseños experimentales.

Por otro lado, hay que considerar que la evidencia disponible muestra que la AF desempeña un papel relevante en la reducción de la rumiación, la mejora de la regulación emocional y la optimización de la calidad del sueño en estudiantes y población general. Los estudios revisados permiten integrar las pesadillas en estos modelos, mostrando que los niveles insuficientes de AF se asocian con mayor frecuencia y propensión a pesadillas. Por ello, se requieren estudios longitudinales y experimentales que examinen de manera directa los mecanismos que vinculan AF, rumiación y fenómenos oníricos negativos; así como la direccionalidad de las relaciones.

Futuras investigaciones deberían incorporar análisis de mediación, así como diseños longitudinales y causales-experimentales que permitan esclarecer la dirección temporal de las relaciones observadas entre las variables. Asimismo, resultaría especialmente interesante examinar como las rumiaciones pueden mediar formalmente la relación entre AF y pesadillas, hipótesis que emerge de forma consistente a partir de la literatura y de los presentes resultados.

Por último, si bien los instrumentos han mostrado unos

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

valores psicométricos óptimos, hay que referirse a ellos como una limitación a destacar; ya que en algunos se observa una ausencia de traducción y adaptación a la población española en las pruebas consideradas en el manuscrito, a pesar de haberse encontrado valores psicométricos aceptables.

Aplicaciones Prácticas

Los hallazgos revisados tienen implicaciones que pueden presentar relevancia para la promoción de salud mental en contextos educativos y comunitarios. De este modo, las intervenciones basadas en AF, según la literatura revisada, podrían reducir la rumiación y mejorar la regulación emocional; en esta dirección, los programas específicos dirigidos a mejorar el nivel de AF podrían disminuir la frecuencia de pesadillas y mejorar la calidad del sueño en población universitaria. Así mismo, estos modelos de mediación permiten diseñar intervenciones más precisas, centradas en procesos cognitivos específicos.

La rumiación, al mantener activa la red de procesamiento de amenaza y dificultar la recuperación emocional, puede incrementar la probabilidad de que estos contenidos se reactiven durante el sueño REM. Desde esta perspectiva, cualquier intervención que reduzca la rumiación podría ser compatible con disminuir de forma indirecta la frecuencia e intensidad de las pesadillas.

En conclusión, la rumiación constituye la variable asociada más significativa tanto de la frecuencia como de la propensión a las pesadillas en estudiantes universitarios. La AF no muestra asociación significativa una vez consideradas las variables cognitivas y emocionales, mientras que el sexo mantiene una contribución específica únicamente para explicar la propensión a las pesadillas. Estos hallazgos respaldan los modelos cognitivo-emocionales de las pesadillas y sugieren que las intervenciones dirigidas a reducir los procesos rumiativos podrían representar una vía prometedora para disminuir la vulnerabilidad a las experiencias oníricas perturbadoras.

Conclusiones

A modo de conclusión, los resultados de esta investigación van en la misma dirección que la investigación donde se ha sugerido e indicado que la actividad física puede mantener un rol específico y destacado en la presencia de pesadillas al reducir los procesos rumiativos y regular el estrés. En el contexto universitario, hay que destacar como la carga de actividad académica y la presión evaluativa a la que están sometidos los estudiantes puede resultar en factores de vulnerabilidad y facilitadores de procesos rumiativos y alteración de la calidad del sueño. Así, los datos obtenidos, sugieren que la rumiación mantiene una asociación significativa con la frecuencia y propensión a las pesadillas; mientras la actividad física refleja una asociación negativa con las rumiaciones, con la frecuencia de pesadillas y con la propensión a estas. Sin embargo, al considerar simultáneamente estas variables, la actividad física dejó de ser un factor significativo, mientras que las rumiaciones mantuvieron una asociación positiva y significativa tanto con la frecuencia como con la propensión a las pesadillas. Estos resultados sugieren que la relación de la actividad física con las pesadillas podría estar relacionada con la presencia de rumiaciones.

Referencias

Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S. y Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review, 30*(2), 217-237. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004

American Academy of Sleep Medicine. (2005). *International Classification of Sleep disorders: Diagnostic & Coding Manual* (2nd ed.).

American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing.* American Educational Research Association.

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.). https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596

American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed., text rev.). https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787

Arbinaga, F., Fernández-Cuenca, S., Fernández-Ozcorta, E. J., Toscano-Hermoso, M. D. y Joaquin-Mingorance, M. (2019). Level of physical activity and sleep characteristics in university students. *Sleep Science, 12*(4), 265-271. https://doi.org/10.5935/1984-0063.20190092

Bakotic, M., Radosevic-Vidacek, B. y Bjelajac, A. K. (2016). Morningness-eveningness and daytime functioning in university students: The mediating role of sleep characteristics. *Journal of Sleep Research, 26*(2), 210-218. https://doi.org/10.1111/jsr.12467

Belando, N., Ferriz-Morell, R. y Moreno-Murcia, J. A. (2012). Validación de la escala de grado de compromiso deportivo en el contexto español. Motricidad: *European Journal of Human Movement, 28,* 111-124.

Belicki, K. y Belicki, D. (1986). Predisposition for nightmares: A study of hypnotic ability. vividness of imagery. and absorption. *Journal of Clinical Psychology, 42*(5), 714-718. https://doi.org/10.1002/1097-4679(198609)42:5<714:aid-jclp2270420506>3.0.co;2-k

Bernal-López, M., Fernández-Ozcorta, E. J., Duran-Andrada, J., Khattabi-Elyahmidi, S., Fernández-Macías, M. A.,

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Carrasco-Rodríguez, Y., Tejedor-Benítez, R. y Arbinaga, F. (2023). Nivel de actividad física saludable y características del sueño en adultos. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico, 8*(2), Artículo e12. https://doi.org/10.5093/rpadef2023a11

Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F. y Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine, 25*(24), 3186–3191. https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014

Blagrove, M., Farmer, L. y Williams, E. (2024). The relationship of nightmare frequency and nightmare distress to well-being. *Journal of Sleep Research, 3*(2), 129-136. https://doi.org/10.1111/j.1365-2869.2004.00394.x

Brand, S., Gerber, M., Beck, J., Hatzinger, M. y Holsboer-Trachsler, E. (2010). High exercise levels are related to favorable sleep patterns and psychological functioning in adolescents: A comparison of athletes and controls. *Journal of Adolescent Health, 46*(2), 133-141. https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2009.06.018

Bolstad, C. J., Bjorvatn, B., Chan, N. Y., Chung, F., Dauvilliers, Y., De Gennaro, L., Espie, C. A., Holzinger, B., Inoue, Y., Korman, M., Koscec Bjelajac, A., Landtblom, A. M., Macêdo, T., Matsui, K., Merikanto, I., Morin, C. M., Mota-Rolim, S., Penzel, T., Plazzi, G., Reis, C., Scarpelli, S., Wing, Y. K. y Nadorff, M. R. (2026). Prevalence rates of frequent dream recall and nightmares by age, gender and sleep duration in 16 countries. *Journal of Sleep Research, 35*(1), Artículo e70070. https://doi.org/10.1111/jsr.70070

Bryant, R. A., Creamer, M., O'Donnell, M., Silove, D. y McFarlane, A. C. (2010). Sleep disturbance immediately prior to trauma predicts subsequent psychiatric disorder. *Sleep, 33*(1), 69-74. https://doi.org/10.1093/sleep/33.1.69

Cai, D., Shi, L., Yang, Y., Zhou, Y., Lu, B. y Wang, S. (2026). The impact of physical activity on rumination: A chain mediation model of executive function and metacognitive dysfunction and the examination of suppression effects. *Scientific Reports, 16*, Artículo 21002. https://doi.org/10.1038/s41598-026-51571-2

Carney, C. E., Harris, A. L., Falco, A. y 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

Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. y Aiken, L.S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd ed.). Routledge. https://doi.org/10.4324/9780203774441

Deliens, T., Deforche, B., De Bourdeaudhuij I. y Clarys, P. (2015). Determinants of physical activity and sedentary behaviour in university students: A qualitative study using focus group discussions. *BMC Public Health, 15*, Artículo 201. https://doi.org/10.1186/s12889-015-1553-4

Ehring, T. y Watkins, E. (2008). Repetitive negative thinking as a transdiagnostic process. *International Journal of Cognitive Therapy, 1*(3), 192-205. https://doi.org/10.1521/ijct.2008.1.3.192

El Sabbagh, E., Johns, A. N., Mather, C. E. y Cromer, L. D. (2023). A systematic review of nightmare prevalence in children. Sleep Medicine Reviews, 71, Artículo 101834. https://doi.org/10.1016/j.smrv.2023.101834

European Comission. (2010). TNS Opinion & Social. *Sport and Physical Activity Special Eurobarometer 334*. Brussels: Directorate General Education and Culture. European Comission.

Eze, C.O. (2025). Dream and its interpretation: Scientific perspective. *Internal and Emergency Medicine, 20*(4), 985-990. https://doi.org/10.1007/s11739-024-03849-4

Faccini, J., Joshi, V., Graziani, P. y Del-Monte, J. (2022). Non-constructive ruminations, insomnia and nightmares: Trio of vulnerabilities to suicide risk. *Nature and Science of Sleep, 14*, 433-441. https://doi.org/10.2147/NSS.S339567

Faccini, J., Joshi, V., Graziani, P. y Del-Monte, J. (2023). Beliefs about sleep: Links with ruminations, nightmare, and anxiety. *BMC Psychiatry, 23*, Artículo 198. https://doi.org/10.1186/s12888-023-04672-5

Gamboa Salto, C., Garcia-Mas, A. y Núñez Prats, A. (2024). Sueño, descanso, estacionalidad y estrés percibido en militares desplegados en misiones: lecciones aprendidas. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico, 9*(2), Artículo e12. https://doi.org/10.5093/rpadef2024a12

Gu, Y., Li, R., Chen, J., Sun, J., Nazarudin, M. N. y Zhu, W. (2026). Associations between physical activity and sleep quality among college students: The chain-mediating roles of rumination and emotion regulation strategies. *Frontiers in Psychology, 17,* Artículo 1835863. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1835863

Gubelmann, C., Heinzer, R., Haba-Rubio, J., Vollenweider, P. y Marques-Vidal, P. (2018). Physical activity is associated with higher sleep efficiency in the general population: The CoLaus study. *Sleep, 41*(7), Artículo zsy070. https://doi.org/10.1093/sleep/zsy070

Guo, K., Chen, S., Hui, Z., Guo, F., Xiang, J. y Li, D. (2025) Physical activity and internalization problems in middle school students: the chain mediating role of rumination thinking and peer acceptance. *Scientific Reports, 15,* Artículo 23976. https://doi.org/10.1038/s41598-025-09202-9

Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis*. Prentice Hall.

Hamilton, J. P., Farmer, M., Fogelman, P. y Gotlib, I. H. (2015). Linking sleep disturbance and maladaptive repetitive thought: The role of executive function. *Cognitive Therapy and Research, 39*(5), 557-565. https://doi.org/10.1007/s10608-015-9692-8

Hervás, G. (2008). Spanish adaptation of an instrument to assess ruminative style: Ruminative responses scale. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 13*(2), 111-121. https://doi.org/10.5944/rppc.vol.13.num.2.2008.4054

Howell, D.C. (2012). *Statistical methods for psychology* (8th ed.). Cengage Learning.

Ibrahim, F.M., Salmi, R.N., Saif, M.A. y Mohammed, A. (2024). Sleep disorders' prevalence and impact on academic performance among undergraduate nursing students in a selected university. United Arab Emirates. *Sage Open Nursing, 10,* Artículo 23779608241274229. https://doi.org/10.1177/23779608241274229

International Test Commission. (2017). *The ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed.). https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf

Jacobson, N. S. y Truax, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to defining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 59*(1), 12-19. https://doi.org/10.1037/0022-006X.59.1.12

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Joormann, J. y D'Avanzato, C. (2010). Emotion regulation in depression: Examining the role of cognitive processes. *Cognition and Emotion, 24*(6), 913-939. https://doi.org/10.1080/02699931003784939

Kelly, W. E. (2018). The Nightmare Proneness Scale: A proposed measure for the tendency to experience nightmares. *Sleep and Hypnosis, 20*(2), 120-127. https://doi.org/10.5350/Sleep.Hypn.2017.19.0143

Kelly, W. E. y Mathe, J. K. (2021). Gender differences in retrospective nightmare frequency among young adults: Effects of nightmare distress and affective distress. *International Journal of Dream Research, 14*(1), 41-47. https://doi.org/10.11588/ijodr.2021.1.73786

Lang, C., Brand, S., Feldmeth, A. K., Holsboer-Trachsler, E., Pühse, U. y Gerber, M. (2013). Increased self-reported and objectively assessed physical activity predict sleep quality among adolescents. *Physiology & Behavior, 120,* 46-53. https://doi.org/10.1016/j.physbeh.2013.07.001

Levin, R. y Nielsen, T. (2007). Disturbed dreaming. posttraumatic stress disorder. and affect distress: A review and neurocognitive model. *Psychological Bulletin, 133*(3), 482-528. https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.3.482

Li, R. y Huang, R. (2025). The influence of physical activity on mental well-being in college students: A systematic review. *Frontiers in Psychology, 16,* Artículo 1573446. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1573446

Li, Y., Duan, X., Han, L., Liu, N., Han, X., Su, M., Yang, T., He, S., Liu, R., Gao, X., Xie, Y., Jiang, J., Yang, L., Xie, B. y Zou, X. (2025). The relationship between nightmares and depression in adolescents: The effect of age and anxiety. *Frontiers in Psychiatry, 15*, Artículo 1408037. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2024.1408037

Liu, D., Tian, Y., Liu, M. y Yang, S. (2025). The impact of physical exercise on sleep quality among college students: The chain mediating effects of perceived stress and ruminative thinking. *Psychology Research and Behavior, Management, 18,* 361-373. https://doi.org/10.2147/PRBM.S510207

Marshall, A. L., Smith, B. J., Bauman, A. E. y Kaur, S. (2005). Reliability and validity of a brief physical activity assessment for use by family doctors. *Journal of Sports Medicine, 39*(5), 294-297. https://doi.org/10.1136/bjsm.2004.013771

Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology, 100*(4), 569-582. https://doi.org/10.1037/0021-843X.100.4.569

Nolen-Hoeksema, S. y 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

Piro, R. S., Alhakem, S. S. M., Azzez, S. S. y Abdulah, D. M. (2018). Sleep disorders' prevalence and impact on academic performance in medical students/University of Duhok. *Sleep and Biological Rhythms, 16*(1), 125-132. https://doi.org/10.1007/s41105-017-0134-6

Protić, S., Gorzka, R. -J., Höllmer, H., Schredl, M. y Wittmann, L. (2023). Gender differences in nightmare characteristics following trauma. *Psihologija, 56*(2), 223-237. https://doi.org/10.2298/PSI210906020P

Puccetti, N. A., Stamatis, C. A., Timpano, K. R. y Heller, A. S. (2025). Worry and rumination elicit similar neural representations: Neuroimaging evidence for repetitive negative thinking. *Cognitive, Affective, & Behavioral, 25*(2), 488-500. https://doi.org/10.3758/s13415-024-01239-z

Puig-Ribera, A., Peña-Chimenis, O., Romaguera-Bosch, M., Duran-Bellido, E., Heras-Tebar, A., Solà-Gonfaus, M., Sarmiento-Cruz, M. y Cid-Cantarero, A. (2012). How to identify physical inactivity in primary care: validation of the Catalan and Spanish versions of 2 short questionnaires. *Atención Primaria, 44*(8), 485-493. https://doi.org/10.1016/j.aprim.2012.01.005

Rek, S., Sheaves, B. y Freeman, D. (2017). Nightmares in the general population: Identifying potential causal factors. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 52*(9), 1123-1133. https://doi.org/10.1007/s00127-017-1408-7

Rufino, K. A., Patriquin, M. A., Worley, C. B. y Nadorff, M. R. (2026). Prevalence of clinically relevant nightmares and their differences by sex and diagnosis in psychiatric inpatients. *Sleep Medicine, 137,* Artículo 106900. https://doi.org/10.1016/j.sleep.2025.106900

Sandman, N., Valli, K., Kronholm, E., Ollila, H. M., Revonsuo, A., Laatikainen, T. y Paunio, T. (2013). Nightmares: Prevalence among the Finnish general adult population and war veterans during 1972-2007. *Sleep, 36*(7), 1041-1050. https://doi.org/10.5665/sleep.2806

Sandman, N., Valli, K., Kronholm, E., Revonsuo, A., Laatikainen, T. y Paunio, T. (2015). Nightmares: Risk factors among the Finnish general adult population. *Sleep, 38*(4), 507-514. https://doi.org/.5665/sleep.4560

Schredl, M. (2003). Effects of state and trait factors on nightmare frequency. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience, 253*(5), 241-247. https://doi.org/10.1007/s00406-003-0438-1

Schredl, M. (2025). Seeking help for nightmares in adolescents. *Somnologie, 29,* 28-32. https://doi.org/10.1007/s11818-023-00436-1

Schredl, M. y Reinhard, I. (2011). Gender differences in nightmare frequency: A meta-analysis. *Sleep Medicine Reviews, 15*(2), 115-121. https://doi.org/10.1016/j.smrv.2010.06.002

Schredl, M., Remedios, A., Marin-Dragu, S., Sheikh, S., Forbes, A., Iyer, R. S., Orr, M. y Meier, S. (2022). Dream recall frequency, lucid dream frequency, and personality during the covid-19 pandemic. *Imagination, Cognition and Personality, 42*(2), 113-133. https://doi.org/10.1177/02762 36622 1104214

Spoormaker, V. I., Schredl, M. y van den Bout, J. (2006). Nightmares: From anxiety symptom to sleep disorder. *Sleep Medicine Reviews, 10*(1), 19-31. https://doi.org/10.1016/j.smrv.2005.06.001

Spörndly-Nees, S., Åsenlöf, P. y Lindberg, E. (2017). High or increasing levels of physical activity protect women from future insomnia. *Sleep Medicine, 32,* 22-27. https://doi.org/10.1016/j.sleep.2016.03.017

Stumbrys, T., Erlacher, D. y Schredl, M. (2013). Reliability and stability of lucid dream and nightmare frequency scales. *International Journal of Dream Research, 6*(2), 123-126. https://doi.org/10.11588/ijodr.2013.2.11137

Tamm, G., Koster, E. H. W. y Hoorelbeke, K. (2024). Multiple paths to rumination within a network analytical framework. *Scientific Reports, 14,* Artículo 10874. https://doi.org/10.1038/s41598-024-61469-6

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16

Toscano-Hermoso, M. D., Arbinaga, F., Fernández-Ozcorta, E. J., Gómez-Salgado, J. y Ruiz-Frutos, C. (2020). Influence of sleeping patterns in health and academic performance among university students. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 17*(8), Artículo 2760. https://doi.org/10.3390/ijerph17082760

Tristancho-Celis, C., Parra-Jaramillo, L., Quiceno-Florez, C., Sandberg, T., Franco, A., Salazar-Tamayo, D., Vargas-Galeano, M. y Aguirre-Loaiza, H. (2025). Efectos de la actividad física sobre la salud mental: una revisión paraguas de carácter integral. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico, 34*(4), Artículo e16. https://doi.org/10.5093/rpadef2025a16

Van der Heijden, K. B., de Sonneville, L. M. y Althaus, M. (2018). Sleep problems and maladaptive behaviors in children with ADHD. *Journal of Clinical Sleep Medicine, 14*(3), 437-445. https://doi.org/10.5664/jcsm.6998

Van Schagen, A., Lancee, J., Swart, M., Spoormaker, V. y Bout, J. V. D. (2016). Nightmare disorder. Psychopathology levels. and coping in a diverse psychiatric sample. *Journal of Clinical Psychology, 73*(1), 65-75. https://doi.org/10.1002/jclp.22315

Wang, C., Xu, J., Wang, M., Shao, X. y Wang, W. (2021). Prevalence and detailed experience of nightmare and nightmare disorder in Chinese university students. *SAGE Open, 11*(2), 1-6. https://doi.org/10.1177/21582440211014193

Wang, X., Soondrum, T. y Dai, L. (2024). Neuroticism affects nightmare distress through rumination. *Sleep and Breathing, 28,* 2629-2637. https://doi.org/10.1007/s11325-024-03135-9

Wassing, R., Benjamins, J. S., Dekker, K., Moens, S., Spiegelhalder, K., Feige, B., Riemann, D., van der Sluis, S., Van Der Werf, Y. D., Talamini, L. M., Walker, M. P., Schalkwijk, F. y Van Someren, E.J. (2016). Slow dissolving of emotional distress contributes to hyperarousal. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 113*(9), 2538-2543. https://doi.org/10.1073/pnas.1522520113

Watkins, E. R. (2008). Constructive and unconstructive repetitive thought. *Psychological Bulletin, 134*(2), 163-206. https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.2.163

Whitmer, A. J. y Banich, M.T. (2007). Inhibition versus switching deficits in different forms of rumination. *Psychological Science, 18*(6), 546-553. https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2007.01936.x

World Health Organization. (2010). *Global Recommendations on Physical Activity and Health.* Geneva: WHO.

World Health Organization. (2020). *Who guidelines on physical activity and sedentary behaviour.* World Health Organization. https://www.who.int/es/publications/i/item/9789240014886

Xu, L., Yan, W., Hua, G., He, Z., Wu, C. y Hao, M. (2024). Effects of physical activity on sleep quality among university students: Chain mediation between rumination and depression levels. *BMC Psychiatry, 24,* Artículo 906. https://doi.org/10.1186/s12888-024-06450-3

Yang, Y., Lu, B. y Wang, S. (2026). Promoting psychological crisis coping through physical activity: The mediating roles of rumination and emotion regulation among college students. *PLoS ONE, 21*(6), Artículo e0350928. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0350928

Copyright 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid
ISSN: 2530-3910 https://doi.org/10.5093/rpadef2026a16