**UNIVERSIDAD DE ESPECIALIDADES ESPÍRITU SANTO**

**FACULTAD DE HUMANIDADES**

# ROL MEDIADOR DEL USO PROBLEMÁTICO DE REDES SOCIALES ENTRE LA PERCEPCIÓN DE SOLEDAD Y LA CALIDAD DEL SUEÑO EN ADULTOS JÓVENES

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

**AUTORAS:**

JÁCOME SOTO ARIANNA FERNANDA

CASTRO PICO CAROLINE FIORELLA

**TUTORA:**

BRENDA BUCHELI

**SAMBORONDÓN, DICIEMBRE 2025**

## Dedicatoria

**Arianna Fernanda Jácome**

A mis padres, Fernando y Laura, por creer en mí cuando yo dudaba, por su apoyo constante y por enseñarme con el ejemplo a no rendirme.

A mi hermana, Sophia, por las risas, los empujones necesarios y por estar siempre a mi lado en los días largos.

A mis mascotas, que se quedaron conmigo en las noches de redacción, ofreciendo compañía, calor y consuelo cuando más lo necesitaba.

A mi pareja, por su amor constante su paciencia y por sostenerme en las noches difíciles con gestos grandes y pequeños.

A Fiorella, por su compromiso, su trabajo incansable y por ser compañera en todo el proceso de este trabajo.

Gracias a todos por hacer posible este logro.

**Caroline Fiorella Castro**

A mis padres, María Nela y Luis, por todo lo que hicieron y siguen haciendo para que yo pueda estudiar. Gracias por su constancia, por sostenerme cuando lo necesité y por estar presentes incluso en los días más complicados. Este logro también es suyo.

A Víctor, por acompañarme de manera tan cercana durante este proceso, por su apoyo en los momentos de mayor presión y por estar ahí cuando más lo necesitaba. Su presencia fue realmente elemental para llegar hasta aquí.

A Arianna, quien me acompañó desde el primer semestre hasta el final de la carrera, por su compromiso, su compañía en las largas jornadas y por compartir conmigo este recorrido académico desde el inicio.

Y a todas las personas que, de una u otra forma, aportaron algo en este camino, les agradezco profundamente.

**Resumen:**

El presente estudio analizó el rol mediador del uso problemático de redes sociales en la relación entre la percepción de soledad y la calidad del sueño en adultos jóvenes. Se propuso la hipótesis de que una mayor percepción de soledad incrementaría el uso problemático de redes sociales, lo que empeoraría la calidad del sueño. Se utilizó un diseño no experimental, transversal y correlacional, con muestreo no probabilístico por conveniencia. Participaron 204 adultos jóvenes, quienes fueron evaluados mediante la *UCLA Loneliness Scale (V3)* (Russell et al., 1996), la *Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS)* (Andreassen et al., 2012) y el *Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI)* (Buysse et al., 1989). Los datos fueron analizados mediante modelos de ecuaciones estructurales (SEM) con estimación por máxima verosimilitud.

Los resultados evidenciaron que la percepción de soledad se asoció directamente con una peor calidad del sueño y con un mayor uso problemático de redes sociales, pero este último no mediaba la relación entre percepción de soledad y sueño; por tanto, la mediación propuesta no fue confirmada. Se recomienda realizar estudios longitudinales, explorar otros mediadores y desarrollar intervenciones centradas en la gestión de la percepción de soledad, la mejora de hábitos de sueño y la reducción del uso problemático de redes sociales.

**Abstract:**

This study analyzed the mediating role of problematic social media use in the relationship between perceived loneliness and sleep quality in young adults. It was hypothesized that a greater perception of loneliness would increase problematic social media use, thereby worsening sleep quality. A non-experimental, cross-sectional, correlational design was used, with non-probability convenience sampling. Two hundred and four young adults participated and were assessed using the UCLA Loneliness Scale (V3) (Russell et al., 1996), the Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) (Andreassen et al., 2012), and the Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI) (Buysse et al., 1989). Data were analyzed using structural equation modeling (SEM) with maximum likelihood estimation.

The results showed that perceived loneliness was directly associated with poorer sleep quality and more problematic social media use, but the latter did not mediate the relationship between perceived loneliness and sleep; therefore, the proposed mediation was not confirmed. Longitudinal studies are recommended, along with exploring other mediators and

developing interventions focused on managing loneliness, improving sleep habits, and reducing problematic social media use.

**Key words:**

Percepción de soledad, Uso problemático de redes sociales, Calidad del sueño, Mediación, Adultos jóvenes, Bienestar psicológico.

## INTRODUCCIÓN

El avance tecnológico ha impactado el bienestar de los adultos jóvenes, asociándose el uso excesivo de redes sociales con alteraciones en la percepción de soledad y la calidad del sueño (Taylor et al., 2023; Wu et al., 2024). En este trabajo se propone que la percepción de soledad afecta la calidad del sueño de forma indirecta, a través de un patrón de uso problemático de redes sociales.

La percepción de soledad se define como un malestar subjetivo que surge de la discrepancia entre las expectativas de apoyo afectivo y la realidad de las relaciones interpersonales (Russell, 1978; Russell et al., 1984). Esta experiencia no depende del número de vínculos, sino de su calidad y de la sensación interna de desconexión. En población universitaria española, Expósito y Moya (1999) demostraron que la soledad es un fenómeno interno, producto de la divergencia entre lo esperado y lo recibido en términos emocionales, afectando la calidad de vida y la autoestima.

La perspectiva teórica central de nuestro estudio para esta variable es el Modelo Teórico de la Soledad de Hawkley y Cacioppo (2010), quienes profundizan en este proceso al describir que la soledad activa un “bucle regulatorio” negativo: un ciclo auto-reforzante donde la percepción de aislamiento activa la hipervigilancia social, aumenta la respuesta al estrés y genera cambios en la reactividad fisiológica, lo que incluye la activación del eje hipotalámico-hipofisario-adrenal y el consecuente incremento en los niveles de cortisol, perpetuando así la soledad y amplificando la sensibilidad ante señales sociales. Según los resultados de Harlendea y Kartasasmita (2021), esto impulsa a los individuos a buscar alivio y compensación en los entornos digitales y las redes sociales que termina en el desarrollo de un uso problemático de redes sociales. Estudios posteriores han documentado, por ejemplo, elevaciones en niveles de cortisol y perturbaciones en patrones de atención social en sujetos

solitarios (Adam et al., 2017; Cacioppo et al., 2015), subrayando la profundidad y complejidad de este constructo. Es importante señalar que los propios procesos de estrés y activación asociados al bucle de soledad también inciden directamente en la afectación del descanso (Hawkley y Cacioppo, 2010), dificultando un sueño reparador.

Por otro lado, el uso problemático de redes sociales se define como un patrón compulsivo de interacción digital que genera pérdida de control y dependencia emocional hacia las plataformas online, deteriorando tanto el funcionamiento diario y el bienestar emocional psicológico (Andreassen et al., 2012), y enfatizando que este fenómeno no se reduce al tiempo invertido en las redes, sino a la calidad de la interacción y a la persistente necesidad de obtener validación social. En la misma línea, Luo et al. (2021) muestran cómo la comparación social negativa y la búsqueda constante de aprobación generan una sensación de vacío y, en consecuencia, el aislamiento.

La fundamentación teórica de esta variable se apoya en el Modelo de Componentes de la Adicción de Griffiths (2005), que explica las conductas adictivas a las redes sociales basándose en cinco procesos centrales: la compulsión, que es la urgencia incontrolable de conectarse, interfiriendo en otras actividades; la tolerancia, que es la necesidad creciente de más tiempo o estímulo para lograr igual gratificación; la abstinencia, que son los síntomas negativos (ansiedad, irritabilidad) ante la imposibilidad de conectarse; el conflicto, que es el deterioro de relaciones interpersonales y desempeño académico o laboral; y la recaída, que es el retorno al patrón excesivo tras periodos de moderación. Además, Griffiths et al. (2013) y Andreassen (2015) describen cómo la presión cultural por proyectar una imagen idealizada y recibir validación constante en redes intensifica estos procesos, cerrando un ciclo de uso desadaptativo. En el modelo planteado en este estudio, la percepción de soledad actúa como gatillo de esos componentes adictivos (Luo et al., 2021; Wu et al., 2024), llevando al individuo a buscar alivio digital. Esta hiperconexión prolonga la exposición a pantallas justo antes de dormir, atrasando la latencia del sueño y reduciendo su duración (Li et al., 2022; Tandon et al., 2020). Al tiempo, la abstinencia, potenciada por la soledad, genera activación emocional y cognitiva que obstaculiza la relajación nocturna, mientras el conflicto acrecienta la tensión mental, dificultando tanto la conciliación como la continuidad del sueño.

Asimismo, la calidad del sueño se define como la capacidad de experimentar un descanso reparador, valorada por tres componentes esenciales: latencia, continuidad y eficiencia, siendo la latencia el tiempo transcurrido desde que la persona se acuesta hasta que

logra dormirse, la continuidad la estabilidad de las fases oníricas sin interrupciones ni despertares y la eficiencia el porcentaje del tiempo en cama efectivamente dedicado a dormir (Buysse et al., 1989). Monk et al. (1994) confirmaron la estabilidad test–retest y la sensibilidad clínica de dichos indicadores en distintas poblaciones; y Morgenthaler et al. (2007) los operacionalizaron mediante actigrafía (método no invasivo que permite monitorizar y valorar los periodos de actividad y reposo de una persona), añadiendo la percepción subjetiva del descanso, la valoración personal de cuán reparador fue el sueño, para ofrecer una evaluación verdaderamente integral de su calidad.

Para explicar los mecanismos fisiológicos que subyacen a estos aspectos, y siendo la fundamentación teórica, el Modelo de Dos Procesos de Regulación del Sueño de Borbély (1982), ampliado por Borbély y Achermann (1999), propone la interacción del Proceso Homeostático (Proceso S) que acumula la "presión de sueño" progresivamente durante la vigilia y se disipa rápidamente durante el sueño; y del Proceso Circadiano (Proceso C), que es el reloj biológico interno del cuerpo que opera en un ciclo de aproximadamente 24 horas y regula la alerta, la temperatura corporal y la secreción de melatonina. El adecuado sincronismo entre ambos es fundamental para un descanso reparador. En este sentido, los estados de estrés fisiológico derivados de la percepción de soledad descritos por Hawkley y Cacioppo (2010) también pueden alterar estos procesos, pues la activación prolongada del eje hipotalámico-hipofisario-adrenal incrementa los niveles de cortisol, interfiriendo con la homeostasis del sueño (Proceso S) y con los ritmos circadianos (Proceso C).

Asimismo, la exposición a estímulos digitales y a la luz de las pantallas antes de acostarse interrumpe la regulación del sueño. Tandon et al. (2020) y Li et al. (2022) evidencian que el uso nocturno de dispositivos retrasa la latencia y reduce la duración del sueño, reflejando una desregulación del Proceso S. Además, la luz azul inhibe la secreción de melatonina y altera el ritmo circadiano (Proceso C), mientras que la estimulación cognitiva y emocional derivada de la interacción en redes sociales incrementa el estado de alerta, dificultando tanto la conciliación como la continuidad del sueño (Li et al., 2022).

Para comprender este modelo de mediación propuesto, es esencial examinar primero la asociación entre percepción de soledad y uso problemático de redes sociales. El estudio transversal de Bonsaksen et al. (2023), aplicado a nivel internacional con 2807 adultos, demostró que quienes usaban las redes principalmente para buscar validación social mostraban mayores niveles de aislamiento. De la misma forma, Taylor et al. (2023) con su

estudio transversal, en una muestra de 288 adultos emergentes en el Reino Unido, encontraron que quienes reportaban un uso elevado de redes presentaban niveles de soledad un 25% mayores. A nivel longitudinal, Lewin et al. (2022) confirmaron en 601 participantes una correlación positiva entre la comparación social negativa y la sensación de aislamiento. Wu et al. (2024) evaluaron a 538 estudiantes universitarios chinos durante un año, administrando autoinformes, y observaron que la soledad y el uso problemático de redes sociales se influencian mutua y positivamente, estableciendo una relación causal bidireccional. También hay una revisión sistemática de O'Day y Heimberg (2021), que analizaron 40 investigaciones cuantitativas sobre el uso de redes sociales, la ansiedad social y la soledad. La mayoría de las investigaciones se centraron en adultos jóvenes, especialmente estudiantes universitarios, y destacaron una mayor soledad asociada a un uso problemático de las redes sociales. Por su parte, Plackett et al. (2023) evaluaron intervenciones para reducir la dependencia digital en una población que incluía adultos jóvenes en 18 estudios (3836 participantes totales). Hallaron que las intervenciones ayudaron a que la soledad se redujera en el 40% de los estudios y la atención plena mejorara en el 50%.

En segundo lugar, el uso problemático de redes sociales se asocia también con la calidad del sueño. Estudios transversales, como el de Levenson et al. (2017), en 1782 adultos jóvenes en los Estados Unidos, reportaron que el 30% de los participantes con uso intensivo de redes experimentaba mayor latencia y menor eficiencia del sueño. De manera similar, Tandon et al. (2020), en 300 estudiantes universitarios, quienes investigaron los patrones de sueño y exposición digital, encontraron que aquellos con alta exposición tardaban, en promedio, 30 minutos más en conciliar el sueño y valoraban su descanso en un 20–30% peor. Luo et al. (2021), con una muestra de 1749 personas chinas, entre ellas adolescentes y adultos jóvenes, observaron que un mayor nivel de adicción a redes se asociaba con una reducción del 10 al 15% en la eficiencia del sueño, sobre todo quienes usaban redes en la noche.

Zhu et al. (2023), en su estudio longitudinal, realizaron un seguimiento trimestral de un año en 400 universitarios chinos, evaluando sus hábitos de sueño y el tiempo de uso de redes sociales. Documentaron que quienes tardaban más de 40 minutos en dormirse presentaban una disminución del 25-30% en la calidad global del sueño. Por último, Khan et al. (2023) investigaron la calidad del sueño en 250 adultos australianos y encontraron una reducción aproximada del 12% en la eficiencia del sueño en relación con el uso de las redes sociales. Meta-análisis como el de Mainoo et al. (2025) examinaron 59 estudios en

adolescentes y adultos y concluyeron que el uso excesivo de redes se vincula con alteraciones en la producción de melatonina y la desincronización del ritmo circadiano, lo que se traduce en una menor calidad del sueño y en dificultades para mantener su eficiencia.

Finalmente, la percepción de soledad y la calidad del sueño están estrechamente vinculadas. Matthews et al. (2017) realizaron un estudio en una muestra representativa de 2232 jóvenes adultos para examinar la relación entre la soledad y los patrones de sueño. Sus hallazgos mostraron una asociación entre experimentar una mayor sensación de soledad y tener un sueño más fragmentado y menos eficiente. Este resultado sugiere que las dificultades para descansar adecuadamente podrían afectar la capacidad de recuperación emocional de las personas. El estudio de O'Connor y Rogerson (2024), con 174 adultos, investigó cómo la soledad se relaciona con el estrés diario y diversos aspectos del sueño. A través de un diseño de diario de siete días, donde los participantes reportaban sus experiencias cotidianas, encontraron que niveles elevados de soledad se asociaban con una marcada disminución de la calidad del sueño. Esto se manifestaba en una mayor activación antes de dormir, más cansancio por la mañana y una menor cantidad de horas de sueño. Por último, la revisión sistemática y meta-análisis de Griffin et al. (2020) brindó una perspectiva global al analizar la relación entre la soledad y la calidad del sueño, integrando 27 estudios sobre diferentes grupos de adultos, confirmando una asociación moderada entre sentir altos niveles de soledad y experimentar trastornos del sueño, al tiempo que señalaron que otros factores, como la depresión, podrían influir en esta relación.

A pesar de la evidencia previa que respalda la mediación propuesta, algunos estudios sugieren que estos efectos no son universales. Das-Friebel et al. (2020) encontraron que, en 101 estudiantes universitarios, el uso de redes sociales antes de dormir no afectó significativamente el sueño ni el bienestar afectivo al día siguiente, aunque jóvenes con síntomas depresivos podrían ser más vulnerables a impactos negativos. De manera similar, Matthews et al. (2025), en 1632 adultos jóvenes, encontraron que el uso general de redes sociales no se asocia significativamente con la soledad en adultos jóvenes. Algunas plataformas pueden facilitar conexiones sociales, mientras que otras, como Reddit, atraen principalmente a personas ya solas. En general, estos hallazgos indican que el uso de redes sociales no necesariamente funciona como un mecanismo de mediación entre soledad y sueño, y que su influencia es débil y dependiente de características individuales o del tipo de plataforma utilizada.

El estudio tuvo como objetivo general evaluar el rol mediador del uso problemático de redes sociales en la relación entre la percepción de soledad y la calidad del sueño en adultos jóvenes. Para ello se plantearon los siguientes objetivos específicos: (1) cuantificar el nivel de percepción de soledad en adultos jóvenes; (2) determinar el nivel de uso problemático de redes sociales en adultos jóvenes; (3) medir la calidad del sueño en adultos jóvenes; (4) analizar la relación entre la percepción de soledad y el uso problemático de redes sociales; (5) analizar la relación entre el uso problemático de redes sociales y la calidad del sueño; y (6) analizar la relación entre la percepción de soledad y la calidad del sueño.

La hipótesis general de este estudio planteó que una mayor percepción de soledad se asocia con un mayor uso problemático de redes sociales, lo cual se relaciona con una peor calidad del sueño en adultos jóvenes.

## JUSTIFICACIÓN

En el presente estudio se abordó la relación entre la percepción de soledad, el uso problemático de redes sociales y la calidad del sueño en adultos jóvenes. Aunque la literatura documenta asociaciones bivariadas entre estas variables, la evidencia que las integra en un mismo modelo explicativo es limitada; por ello, en este estudio se exploró su interacción conjunta mediante un modelo de mediación.

Desde una perspectiva teórica, la investigación se fundamentó en el Modelo Teórico de la Soledad (Hawkley & Cacioppo, 2010), el Modelo de Componentes de la Adicción aplicado al uso problemático de redes sociales (Griffiths, 2005; Andreassen, 2015) y el Modelo de Dos Procesos del Sueño (Borbély, 1982), lo que permitió comprender la integración de experiencias emocionales, conductas digitales y mecanismos fisiológicos del descanso. En lo práctico, los resultados pueden orientar el diseño de intervenciones psicoeducativas y programas universitarios de salud mental destinados a reducir la soledad, prevenir el uso problemático de redes y mejorar la calidad del sueño en adultos jóvenes.

## MÉTODO

### MUESTRA

La muestra final incluyó 204 adultos jóvenes entre 18 y 29 años (M = 22.42; DE = 2.84), de los cuales 143 fueron mujeres y 61 fueron hombres. El muestreo fue no probabilístico por conveniencia, atendiendo a accesibilidad, tiempo y recursos. Por su parte, el tamaño se definió con la regla práctica de ‘ítems por diez’, tomando como referencia el instrumento más extenso. Los criterios de inclusión fueron edad y uso activo de redes sociales; además, para caracterizar la muestra se incorporó una pregunta sobre medicación que pudiera alterar el sueño: 62 participantes reportaron consumo y 142 no.

El procedimiento se realizó de forma virtual entre el 10 y el 30 de septiembre de 2025. Inicialmente se presentó el consentimiento informado, donde se explicaron los objetivos del estudio, los derechos de los participantes y las garantías éticas. A continuación, se aplicaron las preguntas sociodemográficas, los filtros de elegibilidad (edad y uso activo de redes sociales) y los tres instrumentos psicométricos, y la participación fue voluntaria, anónima y de riesgo mínimo, con una duración estimada de 15–20 minutos y sin compensación económica o material. Finalmente, el estudio se condujo bajo los principios de autonomía, beneficencia, no maleficencia y justicia, garantizando la confidencialidad, la protección de datos y el derecho a retirarse en cualquier momento.

### DISEÑO Y TIPO DE INVESTIGACIÓN

En este estudio se adoptó un enfoque cuantitativo orientado a comprobar hipótesis mediante la medición objetiva de las variables y el análisis estadístico de las relaciones entre ellas (Hernández-Sampieri et al., 2014). El diseño fue no experimental, al no manipular las variables; fue un estudio transversal, por realizarse en un único momento temporal, y correlacional, al analizar las relaciones directas e indirectas entre las variables.

### INSTRUMENTOS

#### *Percepción de Soledad*

La *UCLA Loneliness Scale Version 3* (UCLA-LS V3), desarrollada originalmente por Russell et al. (1978) y revisada por Russell en 1996, evalúa la percepción de soledad como la discrepancia subjetiva entre las relaciones deseadas y las reales, considerando la experiencia del último mes. Consta de 20 ítems autoaplicados, valorados en una escala Likert de seis

puntos: 1 = nunca, 2 = rara vez, 3 = algunas veces, 4 = la mitad de las veces, 5 = casi siempre, y 6 = siempre. Nueve ítems están formulados en sentido positivo y se recodifican inversamente (1, 5, 6, 9, 10, 15, 16, 19 y 20). La puntuación global se obtiene sumando las puntuaciones de los 20 ítems, con un rango de 20 a 120 puntos, de modo que puntuaciones altas reflejan mayor percepción de soledad, que para los análisis se clasificaron en baja percepción de soledad (20–53 puntos), percepción moderada de soledad (54–86 puntos) y alta percepción de soledad (87–120 puntos).

La versión original de Russell et al. (1978) se concibió como una medida unifactorial de "soledad percibida". Presentó fiabilidad interna alta ($\alpha = 0,96$) y test–retest tras dos meses en un subgrupo $r = 0,73$; la validez de contenido se apoyó en la definición teórica y revisión por expertos y la validez concurrente se evidenció al correlacionar la escala con otra medida de soledad ($r = 0,72$) y con apoyo social ($r = -0,58$). En la Versión 3, Russell (1996) confirmó la unidimensionalidad en muestras de universitarios, enfermeras, profesores y adultos mayores, con $\alpha$ entre 0,89 y 0,96, test–retest entre $r = 0,60$ y 0,73. Además, un análisis factorial exploratorio identificó un único factor (eigenvalue = 9,38) que explicó el 47,7 % de la varianza, con cargas factoriales entre 0,52 y 0,81; para la validez de constructo la escala mostró correlaciones convergentes ($r > 0,60$) con depresión, ansiedad, apoyo social y autoestima.

En adaptaciones, Expósito y Moya (1999) en España evaluaron la percepción de soledad en una muestra diversa y obtuvieron $\alpha = 0,90$, confirmando la estructura unidimensional denominada "Percepción de soledad". Por último, Zeas-Sigüenza et al. (2022) aplicaron la UCLA-LS V3 en portugués europeo a adultos, encontrando $\alpha = 0,91$ y $\omega = 0,91$; un CFA unifactorial con buenos ajustes (CFI = 0,924; RMSEA = 0,064; SRMR = 0,051); un modelo bifactorial mostró que el factor general representaba casi toda la varianza ($\omega = 0,90$); se verificó invarianza métrica y escalar por sexo y la validez de contenido se aseguró mediante traducción y adaptación cultural.

En la presente muestra, el análisis factorial exploratorio (AFE) confirmó la adecuación de los datos (KMO = .925; Bartlett $\chi^2 = 2,243.33$, $p < .001$). Se extrajeron tres factores con autovalores de 8.294, 1.574 y 0.846, que explicaron el 41.5%, 7.9% y 4.2% de la varianza (53.6% en total), siendo dos autovalores > 1, lo que apoya bidimensionalidad. Sin embargo, se toma en cuenta que el primer factor fue claramente predominante, concentrando la mayor parte de la varianza; que todas las correlaciones entre factores fueron moderadas ($r_{12}$

= .498; $r_{13}$ = .480; $r_{23}$ = .375), indicando que los factores no son independientes; y que 15 de los 20 ítems mostraron cargas cruzadas (Tabla 1; Figura 1), evidenciando un solapamiento conceptual significativo. Todos estos aspectos apuntan a una dimensión común subyacente, es decir, unidimensionalidad.

También, 19 de los 20 ítems cargaron ≥ .40; el ítem 17 obtuvo una carga marginal (.399) y correlación ítem-total moderada (.352), pero su eliminación no mejoró la fiabilidad (α = .931; ω = .932), por lo que se mantuvo (Tabla 2). La fiabilidad global fue excelente (α = .930; ω = .931). En el modelo unidimensional, el autovalor del factor principal fue de 8.171 (varianza explicada = 40.9%).

***Tabla 1.***

*Matriz de Estructura UCLA-LS V3*

| **Ítem** | **Factor 1** |
|---|---|
| 1. ¿Con qué frecuencia sientes que estás "en sintonía" con las personas que te rodean? | 0.545 |
| 2. ¿Con qué frecuencia sientes que te falta compañía? | 0.529 |
| 3. ¿Con qué frecuencia sientes que no hay nadie a quien puedas acudir? | 0.590 |
| 4. ¿Con qué frecuencia te sientes solo/a? | 0.709 |
| 5. ¿Con qué frecuencia sientes que formas parte de un grupo de amigos? | 0.606 |
| 6. ¿Con qué frecuencia sientes que tienes mucho en común con las personas que te rodean? | 0.654 |
| 7. ¿Con qué frecuencia sientes que ya no estás cerca de nadie? | 0.723 |
| 8. ¿Con qué frecuencia sientes que tus intereses e ideas no son compartidos por quienes te rodean? | 0.610 |
| 9. ¿Con qué frecuencia te sientes extrovertido/a y amistoso/a? | 0.439 |
| 10. ¿Con qué frecuencia te sientes cercano/a a las personas? | 0.676 |
| 11. ¿Con qué frecuencia te sientes excluido/a? | 0.726 |
| 12. ¿Con qué frecuencia sientes que tus relaciones con los demás no son significativas? | 0.707 |
| 13. ¿Con qué frecuencia sientes que nadie te conoce realmente bien? | 0.693 |
| 14. ¿Con qué frecuencia te sientes aislado/a de los demás? | 0.793 |
| 15. ¿Con qué frecuencia sientes que puedes encontrar compañía cuando la deseas? | 0.569 |
| 16. ¿Con qué frecuencia sientes que hay personas que realmente te comprenden? | 0.606 |
| 17. ¿Con qué frecuencia te sientes tímido/a? | |
| 18. ¿Con qué frecuencia sientes que hay personas a tu alrededor, pero no contigo? | 0.679 |
| 19. ¿Con qué frecuencia sientes que hay personas con las que puedes hablar? | 0.672 |
| 20. ¿Con qué frecuencia sientes que hay personas a las que puedes acudir? | 0.730 |

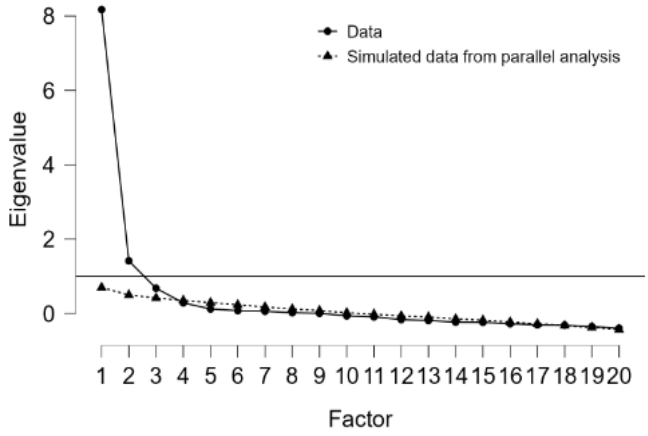
***Tabla 2.***

*Estadísticas de confiabilidad de elementos individuales frecuentistas UCLA-LS V3*

| Ítem | Si se elimina el ítem | | |
|---|---|---|---|
| | **McDonald's ω** | **Cronbach's α** | **Correlación del ítem con el resto** |
| 1. ¿Con qué frecuencia sientes que estás "en sintonía" con las personas que te rodean? | 0.929 | 0.928 | 0.526 |
| 2. ¿Con qué frecuencia sientes que te falta compañía? | 0.929 | 0.928 | 0.510 |
| 3. ¿Con qué frecuencia sientes que no hay nadie a quien puedas acudir? | 0.928 | 0.927 | 0.565 |
| 4. ¿Con qué frecuencia te sientes solo/a? | 0.926 | 0.925 | 0.684 |
| 5. ¿Con qué frecuencia sientes que formas parte de un grupo de amigos? | 0.928 | 0.927 | 0.579 |
| 6. ¿Con qué frecuencia sientes que tienes mucho en común con las personas que te rodean? | 0.927 | 0.926 | 0.630 |
| 7. ¿Con qué frecuencia sientes que ya no estás cerca de nadie? | 0.926 | 0.925 | 0.691 |
| 8. ¿Con qué frecuencia sientes que tus intereses e ideas no son compartidos por quienes te rodean? | 0.928 | 0.927 | 0.584 |
| 9. ¿Con qué frecuencia te sientes extrovertido/a y amistoso/a? | 0.931 | 0.930 | 0.426 |
| 10. ¿Con qué frecuencia te sientes cercano/a a las personas? | 0.926 | 0.925 | 0.664 |
| 11. ¿Con qué frecuencia te sientes excluido/a? | 0.926 | 0.924 | 0.700 |
| 12. ¿Con qué frecuencia sientes que tus relaciones con los demás no son significativas? | 0.926 | 0.925 | 0.679 |
| 13. ¿Con qué frecuencia sientes que nadie te conoce realmente bien? | 0.926 | 0.925 | 0.667 |
| 14. ¿Con qué frecuencia te sientes aislado/a de los demás? | 0.924 | 0.923 | 0.759 |
| 15. ¿Con qué frecuencia sientes que puedes encontrar compañía cuando la deseas? | 0.929 | 0.927 | 0.546 |
| 16. ¿Con qué frecuencia sientes que hay personas que realmente te comprenden? | 0.928 | 0.927 | 0.580 |
| 17. ¿Con qué frecuencia te sientes tímido/a? | 0.932 | 0.931 | 0.658 |
| 18. ¿Con qué frecuencia sientes que hay personas a tu alrededor, pero no contigo? | 0.927 | 0.925 | 0.642 |
| 19. ¿Con qué frecuencia sientes que hay personas con las que puedes hablar? | 0.927 | 0.925 | 0.701 |
| 20. ¿Con qué frecuencia sientes que hay personas a las que puedes acudir? | 0.926 | 0.924 | 0.352 |

***Figura 1.***

*Scree Plot UCLA-LS V3*




***Uso Problemático de Redes Sociales***

En segundo lugar, la Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) de Andreassen et al. (2012) es un cuestionario de 6 ítems que evalúa los componentes de la adicción conductual según Griffiths (saliencia, tolerancia, modificación del estado de ánimo, recaída, abstinencia y conflicto) durante el último año. Las respuestas son valoradas en una escala Likert de seis puntos (1 = nunca; 2 = rara vez; 3 = algunas veces; 4 = la mitad de las veces; 5 = casi siempre; 6 = siempre) y la puntuación global oscila entre 6 y 36, con valores más altos indicando un uso problemático de redes sociales. Para efectos clasificatorios, los puntajes se agruparon en bajo uso (6–16 puntos), uso moderado (17–26 puntos) y alto uso (27–36 puntos).

En la versión original, Andreassen et al. (2012) reportaron $\alpha = 0,83$, test–retest $r = 0,82$ a las tres semanas y un CFA unifactorial con cargas 0,59–0,80, RMSEA = 0,05 y CFI = 0,99, lo que respalda su unidimensionalidad y validez convergente. Por otro lado, Lin et al. (2017) replicaron la estructura unidimensional con $\alpha = 0,86$ y un CFA muy ajustado (CFI = 0,993; TLI = 0,989; RMSEA = 0,057; SRMR = 0,039). También, Leung et al. (2019) evaluaron invarianza multigrupo y reportó índices que respaldan equivalencia entre muestras (CFI = 0,996; RMSEA = 0,031 en una muestra y CFI = 0,967; RMSEA = 0,081 en otra).

Además, Luo et al. (2021) informaron $\alpha = 0,89$ y, mediante análisis ROC, definió un punto de corte $\geq 24$ con sensibilidad 70,8% y especificidad 93,3%, demostrando capacidad discriminativa. En 2022, Tung et al. reportaron $\alpha = 0,90$ y un CFA unidimensional ajustado por bootstrapping (CFI = 0,901; AGFI = 0,89; RMSEA = 0,067). Finalmente, Copez-Lonzoy et al. (2023) encontró $\alpha = 0,863$ y $\omega = 0,864$ en adultos peruanos, con invarianza por edad y

sexo que no afectó el ajuste y correlaciones concurrentes fuertes con adicción a Facebook ($\rho > 0,70$) y moderadas con FOMO ($\rho > 0,50$).

En la presente muestra, el análisis factorial exploratorio (AFE) confirmó la adecuación de los datos (KMO = .783; Bartlett $\chi^2 = 379.909$, $p < .001$). Aunque se extrajeron dos factores con autovalores de 2.581 y 0.482, que explicaron el 43.0% y 8.0% de la varianza (51.0% en total), el primer factor fue predominante (autovalor > 1), concentrando la mayor parte de la varianza. Además, la correlación entre factores fue alta (r = .638), indicando que no representan dimensiones independientes. A esto se suma que 4 de los 6 ítems mostraron cargas cruzadas (Tabla 3; Figura 2), lo que evidencia un solapamiento conceptual considerable. Todos estos aspectos respaldan una estructura básicamente unidimensional. Todos los ítems cargaron ≥ .40 (Tabla 3) y la fiabilidad fue aceptable ($\alpha = .797$; $\omega = .803$). En el modelo unidimensional, el factor principal presentó un autovalor de 2.475 (varianza explicada = 41.3%).

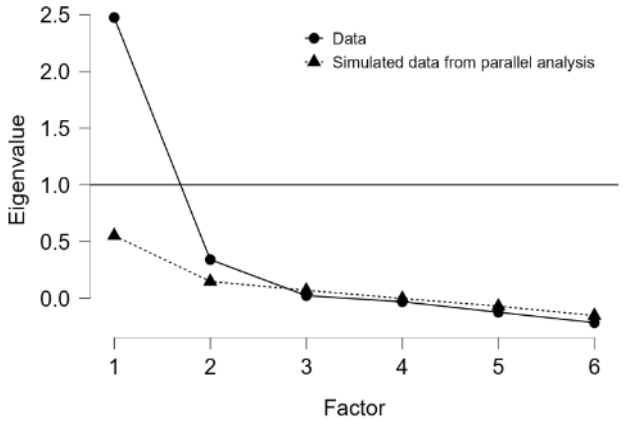
***Tabla 3.***

*Matriz de Estructura BSMAS*

| **Ítem** | **Factor 1** |
|---|---|
| 1. Durante el último año, ¿con qué frecuencia has pasado mucho tiempo pensando en redes sociales o planeando su uso? | 0.635 |
| 2. Durante el último año, ¿con qué frecuencia has tenido un deseo cada vez mayor de usar más y más las redes sociales? | 0.816 |
| 3. Durante el último año, ¿con qué frecuencia has usado las redes sociales para olvidar tus problemas personales? | 0.748 |
| 4. Durante el último año, ¿con qué frecuencia has intentado reducir el uso de redes sociales, pero no has podido? | 0.512 |
| 5. Durante el último año, ¿con qué frecuencia te has sentido nervioso o molesto cuando te han prohibido usar las redes sociales? | 0.504 |
| 6. Durante el último año, ¿con qué frecuencia has usado tanto las redes sociales que ello ha tenido un impacto negativo en tus estudios, trabajo o actividades diarias? | 0.585 |

***Figura 2.***

*Scree Plot BSMAS*




***Calidad del Sueño***

En tercer lugar, Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI; Buysse et al., 1989) es un cuestionario de autorreporte de 18 ítems que evalúa la calidad del sueño y sus alteraciones durante el último mes. Los ítems son valorados en una escala Likert de seis puntos y se agrupan en siete componentes: calidad subjetiva, latencia, duración, eficiencia, trastornos, uso de medicación y disfunción diurna. Tanto los 14 ítems cerrados como la información recodificada de las cuatro preguntas abiertas (eficiencia, latencia y duración del sueño) se integran en los componentes correspondientes en un puntaje global de 18 a 108, con valores más altos indicando peor calidad del sueño. Para este rango completo, los puntajes se clasificaron en buena calidad del sueño (18–48 puntos), calidad moderada (49–78 puntos) y mala calidad del sueño (79–108 puntos).

No obstante, para los análisis del presente estudio se utilizaron únicamente los ítems cerrados debido a que permiten puntajes cuantitativos directos que dan un puntaje global de 14 a 84, donde valores más altos indican peor calidad del sueño. En este caso, los puntos de corte empleados fueron: buena calidad del sueño (14–37 puntos), calidad moderada (38–60 puntos) y mala calidad del sueño (61–84 puntos).

La escala 1–6 se interpreta de forma coherente en todos los ítems: para las preguntas de frecuencia sobre la alteración del sueño, calidad general del sueño y necesidad de medicamentos para dormir significa 1 = nunca durante el último mes, 2 = menos de una vez en el último mes, 3 = una vez en el último mes, 4 = menos de una vez por semana, 5 = una o dos veces por semana y 6 = tres o más veces por semana. Para las preguntas de disfunción en el día debido al sueño, hay una pregunta con la puntuación de 1 = ningún problema, 2 = problema muy leve, 3 = problema leve, 4 = problema moderado, 5 = problema importante y 6

= problema severo; y otra con la puntuación de 1 = muy buena, 2 = bastante buena, 3 = aceptable, 4 = algo mala, 5 = mala y 6 = muy mala.

En cuanto a propiedades psicométricas, Buysse et al. (1989) informaron $\alpha = 0,83$ y test–retest $r = 0,85$ a las dos semanas, además de que un punto de corte global > 5 discriminó "malos dormidores" con sensibilidad 89,6% y especificidad 86,5%, y un análisis de grupos apoyó la validez de criterio ($r = 0,60$). En el contexto hispanohablante, la adaptación al español realizada por Royuela y Macías (1997) obtuvo consistencia interna adecuada ($\alpha = .67–.81$) y correlaciones significativas entre cada componente y el puntaje global ($p < .001$). Además, mostró validez diagnóstica, con sensibilidad del 88,63%, especificidad del 74,19% para el punto de corte > 5 y un coeficiente kappa = 0,61 de acuerdo con evaluación clínica. También presentó estabilidad temporal aceptable en el test–retest de la puntuación total ($r \approx .51$).

Posteriormente, Bertolazi et al. (2011) adaptaron el PSQI al portugués de Brasil (PSQI-BR) en pacientes con SAOS, insomnio y depresión, encontrando $\alpha = 0,82$; en ese estudio una ANOVA mostró diferencias significativas entre grupos clínicos y controles ($p < 0,001$) y el PSQI-BR correlacionó con la Epworth ($r = 0,50$; $p < 0,01$), indicando convergencia con somnolencia diurna. Más recientemente, De Moraes et al. (2024) validaron el PSQI-BR en universitarios de bajos ingresos y encontraron $\alpha = 0,74$ y test–retest $r = 0,87$, con un CFA unifactorial excelente (RMSEA = 0,019; SRMR = 0,041; CFI = 0,992; TLI = 0,986). De forma paralela, Neyazi et al. (2024) validó la versión dari en adultos afganos con $\alpha = 0,68$ y un CFA unifactorial sólido (CFI = 0,96; TLI = 0,95; RMSEA = 0,045; SRMR = 0,030), además de correlaciones significativas con DASS-Depresión, DASS-Ansiedad y DASS-Estrés ($r = 0,27–0,48$; $p < 0,01$).

En la presente muestra, el análisis factorial exploratorio (AFE) confirmó la adecuación de los datos (KMO = .880; Bartlett $\chi^2 = 1,023.538$, $p < .001$). Aunque inicialmente se extrajeron tres factores con autovalores de 4.930, 1.040 y 0.606, que explicaron el 35.2%, 7.4% y 4.3% de la varianza (46.9% en total), siendo dos autovalores > 1, lo que apoya bidimensionalidad. Sin embargo, se toma en cuenta que el primer factor fue claramente predominante, concentrando la mayor parte de la varianza; que todas las correlaciones entre factores fueron moderadas ($r_{12} = .515$; $r_{13} = .269$; $r_{23} = .431$), indicando que los factores no son independientes; y que 12 de los 14 ítems mostraron cargas cruzadas (Tabla 4; Figura 3), evidenciando un solapamiento conceptual significativo. Todos estos

aspectos apuntan a una dimensión común subyacente, es decir, unidimensionalidad. Además, todos los ítems cargaron ≥ .40 y la fiabilidad fue buena (α = .878; ω = .879). Bajo el modelo unidimensional, el factor principal presentó un autovalor de 4.809 (varianza explicada = 34%).

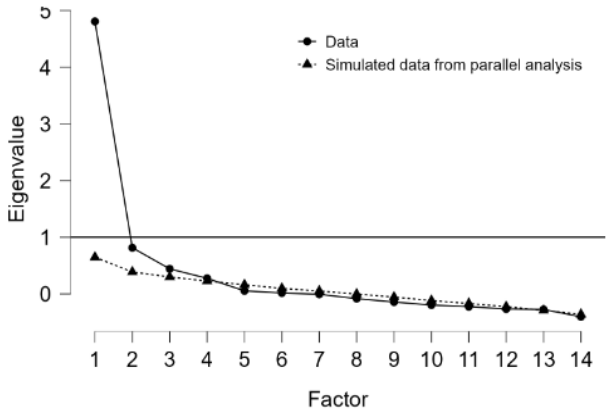
***Tabla 4.***

*Matriz de Estructura PSQI*

| **Ítem** | **Factor 1** |
|---|---|
| 1. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir porque no podías conciliar el sueño en 30 minutos? | 0.605 |
| 2. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir porque te despertaste a mitad de la noche o muy temprano? | 0.718 |
| 3. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir porque tenías que levantarte para ir al baño? | 0.558 |
| 4. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir porque tenías dificultad para respirar? | 0.627 |
| 5. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir porque tosías o roncabas fuerte? | 0.591 |
| 6. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir porque sentías frío? | 0.570 |
| 7. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir porque sentías calor? | 0.607 |
| 8. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia has tenido problemas para dormir porque tenías pesadillas? | 0.544 |
| 9. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir porque tenías dolor? | 0.636 |
| 10. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste problemas para dormir por otros motivos distintos a los habituales? | 0.603 |
| 11. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tomaste medicación para dormir, recetada o de venta libre? | 0.586 |
| 12. Durante el último mes, ¿con qué frecuencia tuviste dificultad para mantenerte despierto mientras conducías, comías o realizabas alguna actividad social? | 0.550 |
| 13. Durante el último mes, ¿qué tanto problema tuviste para mantener entusiasmo o energía para realizar tus actividades diarias? | 0.418 |
| 14. Durante el último mes, ¿cómo calificarías la calidad general de tu sueño? | 0.543 |

***Figura 3.***

*Scree Plot PSQI*




## ANÁLISIS DE DATOS

El análisis de datos se realizó utilizando el software estadístico JASP (versión 0.19.2). Se desarrollaron los análisis descriptivos para caracterizar las variables continuas de estudio, explorando su distribución a través de medidas de tendencia central (media, mediana y moda) y de dispersión (desviación estándar, varianza y coeficiente de variación). Para verificar los supuestos de normalidad, se utilizaron los estadísticos de asimetría y curtosis, los coeficientes estandarizados (As/SE y K/SE), el test de Shapiro-Wilk y la inspección visual mediante Q-Q plots.

Finalmente, se ejecutó un análisis de mediación mediante modelos de ecuaciones estructurales (SEM) con estimación por máxima verosimilitud (ML). Este modelo permitió examinar el efecto mediador del uso problemático de redes sociales en la relación entre la percepción de soledad (variable independiente) y la calidad del sueño (variable dependiente). Se reportó el efecto directo, indirecto y total, junto con los coeficientes estandarizados, niveles de significación (p) e intervalos de confianza al 95%, conforme a las recomendaciones metodológicas de Hernández-Sampieri et al. (2014).

# RESULTADOS

## DESCRIPTIVOS

### *Percepción de Soledad*

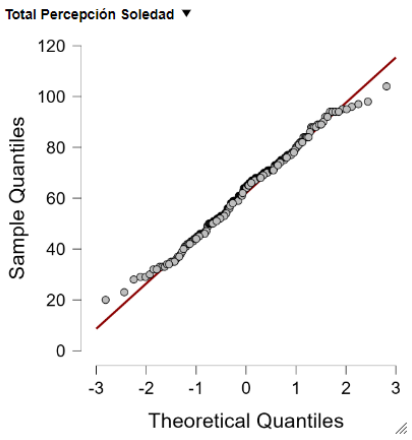
Se identificó que 68 participantes presentaron una baja percepción de soledad, 116 una percepción moderada y 20 una alta percepción. Los resultados descriptivos muestran que

la media (M = 62.55), la mediana (Med = 64.00) y la moda (Mo = 68.75) reflejan niveles relativamente similares y moderados de soledad entre los participantes. La desviación estándar (DE = 17.32) y la varianza (300.2) evidencian una dispersión moderada, lo que indica que, si bien existen diferencias individuales, la mayoría de los participantes presenta valores próximos a la media. El coeficiente de variación (27.7%) señala que el grupo es muy heterogéneo (≥ 26%), revelando diversidad en las respuestas. En cuanto a la forma de la distribución, el índice de asimetría (–0.044) se mantiene dentro del rango aceptable (0 ± 0.50), lo que sugiere una distribución simétrica, mientras que la curtosis (–0.518) se encuentra apenas por debajo del intervalo mesocúrtico (0 ± 0.50), indicando una distribución platicúrtica, es decir, ligeramente más aplanada que la normal. Además, las razones As/EE = 0.170 y K/EE = 0.339 son menores a ±2.58, lo que confirma que no existen desviaciones significativas respecto a la normalidad teórica.

El test de Shapiro–Wilk tampoco resultó significativo (W = 0.991, p = .232 > .05), confirmando que los datos cumplen con el supuesto de normalidad. En el Q–Q Plots se observa únicamente una curvatura leve en las colas, con valores bajos ligeramente por encima de la línea teórica y valores altos por debajo, mientras el tramo central se mantiene correctamente alineado (Figura 4). En conjunto, tanto los resultados estadísticos como la inspección visual indican que los datos se ajustan adecuadamente a la distribución normal, con variaciones menores en los extremos que no afectan de forma significativa su estructura general.

***Figura 4.***

*Q–Q Plot Percepción de Soledad*



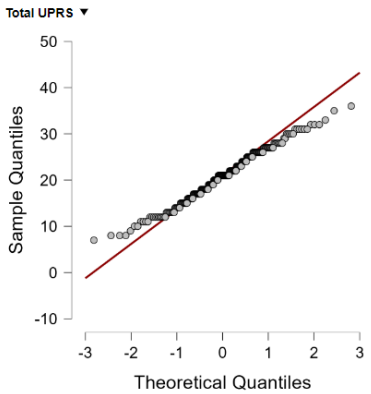
***Uso Problemático de Redes Sociales***

Se identificó que 53 participantes presentaron un nivel bajo de riesgo de uso problemático de redes sociales, 113 un nivel moderado y 38 un nivel alto. Los resultados descriptivos muestran que la media (M = 20.71), la mediana (Med = 21.00) y la moda (Mo = 20.98) reflejan niveles similares y moderado-altos de uso problemático entre los participantes. La desviación estándar (DE = 6.078) y la varianza (36.95) evidencian una dispersión moderada-alta, lo que indica que, aunque existen diferencias individuales, la mayoría de los valores se concentra alrededor de la media. El coeficiente de variación (29.3%) señala que el grupo es muy heterogéneo (≥ 26%), mostrando una diversidad considerable en las respuestas. En cuanto a la forma de la distribución, el índice de asimetría (0.017) se mantiene dentro del rango aceptable (0 ± 0.50), indicando una distribución simétrica, mientras que la curtosis (–0.623) revela una tendencia ligeramente platicúrtica, es decir, una forma algo más aplanada que la normal. Las razones As/EE = 0.170 y K/EE = 0.339 son menores a ±2.58, lo que confirma la ausencia de desviaciones significativas respecto a la normalidad teórica.

De forma complementaria, el test de Shapiro–Wilk no resultó significativo (W = 0.988, p = .082 > .05), indicando que los datos cumplen con el supuesto de normalidad. El Q–Q Plots muestra ligeras desviaciones en los valores más bajos y altos, pero el resto de los puntos se ajusta de manera consistente a la línea diagonal (Figura 5). Tanto los indicadores estadísticos como la inspección gráfica permiten concluir que la distribución se aproxima adecuadamente a la normalidad, con pequeñas desviaciones en las colas que no alteran de forma sustancial su forma general.

***Figura 5.***

*Q–Q Plot Uso Problemático de Redes Sociales*



### *Calidad del Sueño*

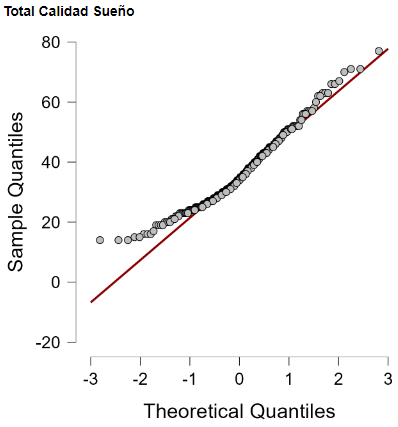
Cuando se analizaron únicamente los 14 ítems cuantificables, 12 participantes presentaron una mala calidad del sueño, 76 una calidad moderada y 116 una buena calidad. Los resultados descriptivos indican que la media (M = 36.59), la mediana (Med = 34.00) y la moda (Mo = 27.79) reflejan niveles moderados de dificultades en la calidad del sueño. La desviación estándar (DE = 13.30) y la varianza (176.9) evidencian una dispersión moderada, lo que muestra diferencias notables entre quienes reportan buena calidad del sueño y quienes presentan problemas más severos. El coeficiente de variación (36.3%) confirma que el grupo es muy heterogéneo (≥ 26%), evidenciando una amplia variabilidad en las respuestas. En cuanto a la forma de la distribución, el índice de asimetría (0.610) supera ligeramente el rango aceptable (±0.50), lo que indica una asimetría positiva moderada; esto indica la tendencia hacia puntuaciones bajas (mejor calidad del sueño) y una menor proporción de valores altos (peor descanso). Por su parte, la curtosis (–0.154) se encuentra ligeramente por debajo del punto de mesocurtosis (0 ± 0.50), lo que indica una distribución levemente platicúrtica, algo más aplanada que la normal. Las razones As/EE = 0.170 y K/EE = 0.339 son menores a ±2.58, por lo que no se observan desviaciones significativas en relación con la normalidad teórica.

No obstante, el test de Shapiro–Wilk resultó significativo ($W = 0.964$, $p < .001$), lo que sugiere una leve desviación respecto a la normalidad; sin embargo, se considera la alta sensibilidad de esta prueba ante tamaños muestrales grandes. En el Q–Q Plots, los puntos mantienen un alineamiento adecuado en la mayor parte de la distribución, con una desviación moderada únicamente en los valores bajos (Figura 6). Aunque dos indicadores sugieren desviación leve, la forma general se mantiene cercana a la normal. En conjunto, se concluye que la distribución cumple razonablemente con el supuesto de normalidad y puede incluirse en análisis paramétricos.

En contraste, al considerar tanto los ítems cerrados como las preguntas abiertas, todos los participantes evidenciaron buena calidad del sueño.

***Figura 6.***

*Q–Q Plot Calidad del Sueño*




## INFERENCIALES

Por último, se llevó a cabo el análisis del modelo de mediación entre la percepción de soledad, el uso problemático de redes sociales y la calidad del sueño. Los resultados (Tabla 5) mostraron que la percepción de soledad tuvo un efecto directo y significativo sobre la calidad del sueño ($\beta = 0.399$, $p < .001$), indicando que mayores niveles de soledad se asociaron con peor descanso. Asimismo, la percepción de soledad predijo ligeramente un incremento en el uso problemático de redes sociales ($\beta = 0.162$, $p = .018$), lo que sugiere que las personas que se sienten más solas tienden a involucrarse de manera más compulsiva en estas plataformas.

Sin embargo, el uso problemático de redes sociales no predijo significativamente la calidad del sueño ($\beta = 0.025$, $p = .696$), y el efecto indirecto de la percepción de soledad sobre la calidad del sueño, mediado por el uso problemático de redes sociales, tampoco fue significativo ($\beta = 0.004$, $p = .700$). Por tanto, la mediación propuesta no se confirmó dentro del modelo. Aun así, el efecto total de la percepción de soledad sobre la calidad del sueño se mantuvo significativo ($\beta = 0.403$, $p < .001$), reforzando su relevancia como factor asociado al deterioro del descanso.

En términos explicativos, los valores de $R^2$ mostraron que el modelo explicó el 16.3 % de la varianza en la calidad del sueño, lo que representa un poder explicativo moderado; es decir, el modelo logra dar cuenta de una parte relevante, aunque no mayoritaria, de cómo varía esta variable (Figura 7). En contraste, la percepción de soledad explicó solo el 2.6 % de la varianza en el uso problemático de redes sociales, reflejando un poder explicativo muy bajo. En conjunto, estos resultados indican que el modelo describe mejor los cambios en la calidad del sueño que en el uso problemático, y que la soledad aporta el peso principal dentro de la estructura explicativa.

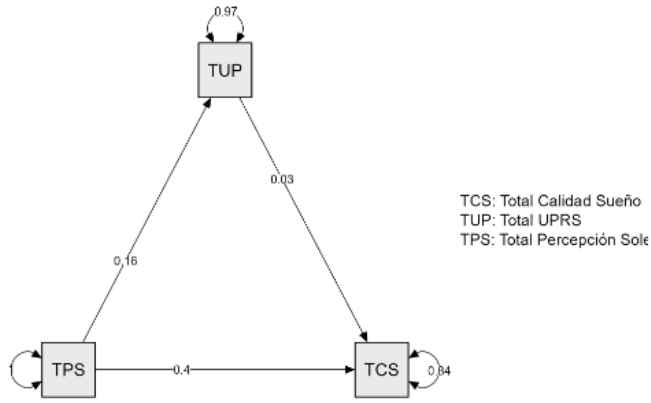
***Tabla 5.***

*Parámetros estimados*

| Tipo de efecto | Trayectoria | β (Estimate) | p-valor | IC 95% | Interpretación |
|---|---|---|---|---|---|
| Directo | Percepción soledad → Calidad Sueño | 0.399 | < .001 | [0.281, 0.515] | Significativo |
| Indirecto | Percepción soledad → UPRS → Calidad Sueño | 0.004 | .700 | [–0.017, 0.025] | No significativo |
| Total | Percepción soledad → Calidad Sueño | 0.403 | < .001 | [0.287, 0.517] | Significativo |

***Figura 7.***

*Path Plot*




## DISCUSIÓN

El presente estudio tuvo como objetivo evaluar el rol mediador del uso problemático de redes sociales en la relación entre la percepción de soledad y la calidad del sueño en adultos jóvenes. Los resultados muestran que la percepción de soledad influye directamente en la calidad del sueño, mientras que el uso problemático de redes sociales, aunque correlaciona con la percepción de soledad, no media dicha relación. En consecuencia, se rechaza la hipótesis general que postula un efecto mediador del uso problemático de redes sociales y también la segunda hipótesis específica, que plantea una relación directa y significativa entre el uso problemático de redes sociales y la calidad del sueño, pero se

confirman la primera y tercera hipótesis específicas: la soledad se asocia significativamente con el uso problemático de redes y, además, afecta directamente la calidad del sueño.

Estos hallazgos son consistentes con el Modelo Teórico de la Soledad propuesto por Hawkley y Cacioppo (2010), que plantea que la soledad actúa como un estresor crónico capaz de alterar los mecanismos fisiológicos del descanso, especialmente mediante la activación del eje hipotalámico-hipofisario-adrenal y el incremento de cortisol. De manera coherente, estudios como los de Matthews et al. (2017), Griffin et al. (2020) y O'Connor y Rogerson (2024) reportan que las personas con mayor percepción de aislamiento social tienden a experimentar un sueño más fragmentado y menos reparador, lo cual aporta evidencia adicional sobre la solidez del vínculo observado en este estudio.

En cuanto al uso problemático de redes sociales, los resultados difieren de investigaciones como las de Levenson et al. (2017), Tandon et al. (2020) y Luo et al. (2021), que reportan un deterioro del sueño asociado a un uso excesivo de redes. La discrepancia podría deberse a que, en esta muestra, el nivel de uso problemático no alcanza los umbrales que, según la literatura, generan efectos significativos sobre el sueño. Investigaciones previas que sí han encontrado deterioro del descanso reportan patrones de uso más intensos y cercanos a conductas adictivas (Levenson et al., 2017; Tandon et al., 2020; Luo et al., 2021), lo cual sugiere que el impacto negativo del uso de redes en la calidad del sueño podría manifestarse únicamente cuando dicho uso adquiere una mayor severidad.

Desde una perspectiva teórica, estos resultados pueden comprenderse desde el Modelo de los Componentes de Adicción de Griffiths (2005), el cual sostiene que una conducta solo es adictiva cuando integra simultáneamente componentes como la saliencia, la modificación del estado de ánimo, la tolerancia, el síndrome de abstinencia, el conflicto y la recaída. Así, no todo uso frecuente implica adicción. Por tanto, en esta muestra, caracterizada por un riesgo bajo y moderado de uso problemático de redes sociales, no se evidencian efectos fisiológicos o conductuales intensos sobre el sueño, sin alcanzar el umbral de disfuncionalidad propuesto por dicho modelo.

A pesar de que se planteaba la posibilidad de mediación, los resultados indican que el uso problemático de redes sociales no tiene un efecto significativo sobre la calidad del sueño, lo que coincide con estudios recientes, como Das Friebel et al. (2020), que encontraron que el uso de redes antes de dormir no afecta el sueño ni el bienestar afectivo, y Matthews et al.

(2025), que reportaron que el uso general de redes no se asocia significativamente con la soledad.

Los resultados se interpretan desde el Modelo de Dos Procesos del Sueño (Borbély, 1982; Borbély y Achermann, 1999), donde la percepción de soledad puede alterar tanto la presión homeostática (Proceso S) como con los ritmos circadianos (Proceso C), afectando la continuidad y eficiencia del descanso. La ausencia de un efecto significativo del uso problemático de redes sociales sugiere que la estimulación digital nocturna no siempre desregula estos procesos, coincidiendo con estudios previos que no han encontrado un impacto directo entre estas variables (Das-Friebel et al., 2020). En esta muestra de adultos jóvenes, la relación entre soledad y sueño se mantiene principalmente directa, y el impacto del uso digital sobre el descanso depende de variaciones individuales en la forma y momento de uso, más que de un efecto mediador consistente o generalizable.

Entre las fortalezas del estudio destaca el tamaño muestral amplio, que aporta robustez estadística, y el uso de instrumentos con adecuada confiabilidad interna. Entre las limitaciones, se señala el carácter transversal del diseño, que impide establecer causalidad, y el empleo de autoinformes, susceptibles a sesgos de memoria y deseabilidad social. Se sugiere que futuras investigaciones incorporen registros conductuales o diarios digitales de sueño y uso de redes sociales, junto con medidas específicas de deseabilidad social, como el Social Desirability Scale-17 (SDS-17; Stöber, 2001), para reducir estas fuentes de sesgo y mejorar la precisión de las respuestas.

También se identifican limitaciones instrumentales en el Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI) se observaron discrepancias entre las puntuaciones de los ítems tipo Likert y las obtenidas al incluir las preguntas abiertas, lo que evidencia diferencias en la sensibilidad de cada formato. Los ítems cerrados discriminan mejor distintos niveles de calidad del sueño, mientras que las preguntas abiertas captan percepciones más generales y pierden precisión. Además, estas preguntas tienden a ampliar implícitamente el marco temporal de un mes, ya que los participantes suelen responder con base en lo más reciente que recuerdan, introduciendo sesgos de memoria y reduciendo la fiabilidad del instrumento.

En el caso del Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS), su brevedad, con solo seis ítems, uno por cada componente adictivo, limita la profundidad en la evaluación de los patrones problemáticos de uso digital. Por ello, futuras investigaciones podrían emplear

instrumentos más extensos y sensibles, como el Sleep Hygiene Index (SHI; Mastin, Bryson & Corwyn, 2006) para hábitos y factores del sueño, y la Social Media Disorder Scale de 27 ítems (SMD-27; van den Eijnden et al., 2016) para una medición más completa del uso problemático de redes sociales, lo que permitiría estimaciones más precisas y una comprensión más sólida de las variables.

Asimismo, algunos participantes reportaron el uso de medicación relacionada con el sueño, y al no especificarse el tipo ni la dosis, esta podría haber influido en la calidad del descanso percibida, ya sea mejorándola o generando efectos secundarios. Esto constituye un factor de variabilidad no controlado que debe considerarse al interpretar los resultados y que podría evaluarse con mayor precisión en futuras investigaciones mediante preguntas específicas sobre el tipo y la frecuencia de uso.

En las aportaciones teóricas, los hallazgos destacan la percepción de soledad como predictor clave de la calidad del sueño, respaldando modelos psicobiológicos sobre el impacto del aislamiento en los procesos de descanso. También muestran que el uso problemático de redes sociales no siempre media esta relación, pues su efecto depende de la severidad del uso digital. En el plano práctico, se subraya la importancia de intervenciones orientadas a reducir la activación fisiológica asociada a la percepción de soledad y fomentar hábitos de sueño saludables, más que limitar el uso de redes sociales cuando no alcanza niveles disfuncionales. Estos resultados ofrecen una base para futuras investigaciones que precisen las condiciones bajo las cuales el uso digital afecta el sueño y su interacción con factores emocionales.

Con base en lo anterior, se recomienda que futuras investigaciones incorporen variables adicionales que han sido señaladas como influyentes en la relación entre la percepción de soledad y sueño, como la depresión (Griffin et al., 2020; Das-Friebel et al., 2020) o el estrés derivado del bucle regulatorio de la soledad (Hawkley & Cacioppo, 2010). Asimismo, sería pertinente complementar las mediciones tradicionales con métodos fisiológicos como la actigrafía, descrita por Morgenthaler et al. (2007), para mejorar la validez interna y externa de los hallazgos y ofrecer una comprensión más precisa de los mecanismos que vinculan las variables.

En conclusión, los resultados indican que el uso problemático de redes sociales no actúa como mediador en la relación entre la percepción de soledad y la calidad del sueño en

adultos jóvenes. Aunque la percepción de soledad se asocia con un mayor uso digital y con un descanso menos reparador, este uso no influye directamente en la calidad del sueño. Estos hallazgos destacan la importancia de desarrollar intervenciones más prolongadas, con muestra más amplia, y de explorar estrategias complementarias que promuevan el aislamiento social y hábitos saludables de descanso.

## Referencias


Adam, E. K., Quinn, M. E., Tavernier, R., McQuillan, M. T., Dahlke, K. A., & Gilbert, K. E. (2017). Diurnal cortisol slopes and mental and physical health outcomes: A systematic review and meta-analysis. *Psychoneuroendocrinology*, *83*, 25-41. https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2017.05.018

Andreassen, C. S. (2015). Online social network site addiction: A Comprehensive Review. *Current Addiction Reports*, *2*(2), 175-184. https://doi.org/10.1007/s40429-015-0056-9

Andreassen, C. S., Torsheim, T., Brunborg, G. S., & Pallesen, S. (2012). Development of a Facebook Addiction Scale. *Psychological Reports*, *110*(2), 501-517. https://doi.org/10.2466/02.09.18.pr0.110.2.501-517

Bertolazi, A. N., Fagondes, S. C., Hoff, L. S., Dartora, E. G., Da Silva Miozzo, I. C., De Barba, M. E. F., & Barreto, S. S. M. (2010). Validation of the Brazilian Portuguese version of the Pittsburgh Sleep Quality Index. *Sleep Medicine*, *12*(1), 70-75. https://doi.org/10.1016/j.sleep.2010.04.020

Bonsaksen, T., Ruffolo, M., Price, D., Leung, J., Thygesen, H., Lamph, G., Kabelenga, I., & Geirdal, A. Ø. (2023). Associations between social media use and loneliness in a cross-national population: do motives for social media use matter? *Health Psychology And Behavioral Medicine*, *11*(1), 2158089. https://doi.org/10.1080/21642850.2022.2158089

Borbély, A. A. (1982). A two process model of sleep regulation. *Human Neurobiology*, *1*(3), 195–204. https://doi.org/10.1007/978-3-540-29678-2_6166

Borbély, A. A., & Achermann, P. (1999). Sleep homeostasis and models of sleep regulation. *Journal of Biological Rhythms*, *14*(6), 559–570. https://doi.org/10.1177/074873099129000894

Buysse, D. J., Reynolds, C. F., 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

Cacioppo, S., Grippo, A. J., London, S., Goossens, L., & Cacioppo, J. T. (2015). Loneliness. *Perspectives On Psychological Science*, *10*(2), 238-249. https://doi.org/10.1177/1745691615570616

Copez-Lonzoy, A., Vallejos-Flores, M., Capa-Luque, W., Salas-Blas, E., Doig, A. M. M., Dias, P. C., & Bazo-Alvarez, J. C. (2023). Adaptation of the Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) in Spanish. *Acta Psychologica*, *241*, 104072. https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2023.104072

Das-Friebel, A., Lenneis, A., Realo, A., Sanborn, A., Tang, N. K. Y., Wolke, D., Von Mühlenen, A., & Lemola, S. (2020). Bedtime social media use, sleep, and affective wellbeing in young adults: an experience sampling study. *Journal Of Child Psychology and Psychiatry*, *61*(10), 1138-1149. https://doi.org/10.1111/jcpp.13326

De Moraes, A. C. F., Da Silva, L. C. C., Lima, B. S., Marin, K. A., Hunt, E. T., & Nascimento-Ferreira, M. V. (2024). Reliability and validity of the online Pittsburgh sleep quality index in college students from low-income regions. *Frontiers In Digital Health*, *6*, 1394901. https://doi.org/10.3389/fdgth.2024.1394901

Expósito, F., & Moya, M. (1999). Soledad y apoyo social. *International Journal Of Social Psychology Revista de Psicología Social*, *14*(2-3), 297-316. https://www.researchgate.net/publication/233511898_Soledad_y_Apoyo_Social_Social_Support_and_Loneliness

Griffin, S. C., Williams, A. B., Ravyts, S. G., Mladen, S. N., & Rybarczyk, B. D. (2020). Loneliness and sleep: A systematic review and meta-analysis. *Health Psychology Open*, *7*(1), 2055102920913235. https://doi.org/10.1177/2055102920913235

Griffiths, M. D. (2005). A ‘components’ model of addiction within a biopsychosocial framework. *Journal of Substance Use*, *10*(4), 191–197.

https://www.academia.edu/429550/Griffiths_M_D_2005_A_components_model_of_addiction_within_a_biopsychosocial_framework_Journal_of_Substance_Use_10_191_197

Griffiths, M. D. (2013). Social Networking Addiction: Emerging Themes and issues. *Journal of Addiction Research & Therapy*, *04*(05). https://www.researchgate.net/publication/273948430_Social_Networking_Addiction_Emerging_Themes_and_Issues

Harlendea, C. Z., & Kartasasmita, S. (2021). The relationship between loneliness and problematic internet use among young adults who are social media users. *Advances In Social Science, Education And Humanities Research, 570*, 365-370. https://doi.org/10.2991/assehr.k.210805.059

Hawkley, L. C., & Cacioppo, J. T. (2010). Loneliness Matters: A theoretical and empirical review of consequences and mechanisms. *Annals Of Behavioral Medicine*, *40*(2), 218-227. https://doi.org/10.1007/s12160-010-9210-8

Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., Baptista Lucio, P., Méndez Valencia, S., & Mendoza Torres, C. P. (2014). *Metodología de la investigación* (6.a ed.) [Dialnet]. McGraw Hill España. https://dialnet.unirioja.es/servlet/libro?codigo=775008

Khan, A., McLeod, G., Hidajat, T., & Edwards, E. J. (2023). Association between sleep quality and social media use in Australian adults. *Australian Psychologist*, *58*(4), 308-314. https://doi.org/10.1080/00050067.2023.2206948

Leung, H., Pakpour, A. H., Strong, C., Lin, Y., Tsai, M., Griffiths, M. D., Lin, C., & Chen, I. (2019). Measurement invariance across young adults from Hong Kong and Taiwan among three internet-related addiction scales: Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS), Smartphone Application-Based Addiction Scale (SABAS), and Internet Gaming Disorder Scale-Short Form (IGDS-SF9) (Study Part A). *Addictive Behaviors*, *101*, 105969. https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2019.04.027

Levenson, J. C., Shensa, A., Sidani, J. E., Colditz, J. B., & Primack, B. A. (2017). Social media use before bed and sleep disturbance among young adults in the United States: a nationally representative study. *Sleep*, *40*(9). https://doi.org/10.1093/sleep/zsx113

Lewin, K. M., Ellithorpe, M. E., & Meshi, D. (2022). Social comparison and problematic social media use: Relationships between five different social media platforms

and three different social comparison constructs. *Personality And Individual Differences*, *199*, 111865. https://doi.org/10.1016/j.paid.2022.111865

Li, T. M. H., Chan, N. Y., Li, C., Chen, J., Chan, J. W. Y., Liu, Y., Li, S. X., Li, A. M., Zhang, J., & Wing, Y. (2022). The associations of electronic media use with sleep and circadian problems, social, emotional and behavioral difficulties in adolescents. *Frontiers In Psychiatry*, *13*, 892583. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2022.892583

Lin, C., Broström, A., Nilsen, P., Griffiths, M. D., & Pakpour, A. H. (2017). Psychometric validation of the Persian Bergen Social Media Addiction Scale using Classic test theory and Rasch models. *Journal Of Behavioral Addictions*, *6*(4), 620-629. https://doi.org/10.1556/2006.6.2017.071

Luo, T., Qin, L., Cheng, L., Wang, S., Zhu, Z., Xu, J., Chen, H., Liu, Q., Hu, M., Tong, J., Hao, W., Wei, B., & Liao, Y. (2021). Determination the cut-off point for the Bergen social media addiction (BSMAS): Diagnostic contribution of the six criteria of the components model of addiction for social media disorder. *Journal Of Behavioral Addictions*, *10*(2), 281-290. https://doi.org/10.1556/2006.2021.00025

Mainoo, A; Lokko, FNT; Short, JL; Frankenfeld, CL; Cheskin, LJ. (2025). Social media use and Adverse Mental health and sleep effects among adolescents and adults A Systematic review. *Journal Of Biomedical Research & Environmental Sciences*, *6*(2), 157-171. https://doi.org/10.37871/jbres2068

Mastin, D. F., Bryson, J., & Corwyn, R. (2006). Assessment of sleep hygiene using the Sleep Hygiene Index. *Journal Of Behavioral Medicine*, *29*(3), 223-227. https://doi.org/10.1007/s10865-006-9047-6

Matthews, T., Arseneault, L., Bryan, B. T., Fisher, H. L., Gray, R., Henchy, J., Moffitt, T. E., & Odgers, C. L. (2025). Social media use, online experiences, and loneliness among young adults: A cohort study. *Annals Of The New York Academy Of Sciences*, *1548*(1), 194-205. https://doi.org/10.1111/nyas.15370

Matthews, T., Danese, A., Gregory, A. M., Caspi, A., Moffitt, T. E., & Arseneault, L. (2017). Sleeping with one eye open: loneliness and sleep quality in young adults. *Psychological Medicine*, *47*(12), 2177-2186. https://doi.org/10.1017/s0033291717000629

Monk, T. H., Reynolds, C. F., Kupfer, D. J., Buysse, D. J., Coble, P. A., Hayes, A. J., Machen, M. A., Petrie, S. R., & Ritenour, A. M. (1994). The Pittsburgh Sleep Diary. *Journal Of Sleep Research*, *3*(2), 111-120. https://doi.org/10.1111/j.1365-2869.1994.tb00114.x

Morgenthaler, T. I., Alessi, C., Friedman, L., Owens, J., Kapur, V., Boehlecke, B., Brown, T., Chesson Jr., A., Coleman, J., Lee-Chiong, T., Pancer, J., & Swick, T. J. (2007). Practice parameters for the use of actigraphy in the assessment of sleep and sleep disorders: An update for 2007. *Sleep*, *30*(4), 519–529. https://aasm.org/resources/practiceparameters/pp_actigraphy_update.pdf

Neyazi, A., Rahimi, B. A., Mohammadi, A. Q., Neyazi, M., Faizee, M. I., Daulati, M. N., Razaqi, N., Afzali, H., Qanawezi, L., Sarem, S., & Said, S. (2024). Assessment of psychometric properties of the Dari version of the Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI) among Afghans. *Discovery Psychology*, *4*(1), 172. https://doi.org/10.1007/s44202-024-00289-1

O'Connor, D. B., & Rogerson, O. (2024). Loneliness, sleep and daily stress: Evidence of direct and indirect effects. *Applied Psychology Health And Well-Being*, *16*(4), 2302-2318. https://doi.org/10.1111/aphw.12586

O'Day, E. B., & Heimberg, R. G. (2021). Social media use, social anxiety, and loneliness: A systematic review. *Computers In Human Behavior Reports*, *3*, 100070. https://doi.org/10.1016/j.chbr.2021.100070

Plackett, R., Blyth, A., & Schartau, P. (2023). The impact of social media use interventions on mental well-being: Systematic review. *Journal of Medical Internet Research*, *25*, e44922. https://doi.org/10.2196/44922

Royuela, A., Macías, J.A. (1997). Propiedades clinimétricas de la versión castellana del cuestionario de Pittsburgh. *Vigilia-Sueño*, *9*(2), 81–94. https://www.researchgate.net/publication/258705863_Propiedades_clinimetricas_de_la_version_castellana_del_cuestionario_de_Pittsburgh

Russell, D. W. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal Of Personality Assessment*, *66*(1), 20-40. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6601_2

Russell, D., Cutrona, C. E., Rose, J., & Yurko, K. (1984). Social and emotional loneliness: An examination of Weiss's typology of loneliness. *Journal Of Personality And Social Psychology*, *46*(6), 1313-1321. https://www.researchgate.net/publication/16462207_Sound_and_emotional_loneliness_An_examination_of_Weiss's_typology_of_loneliness

Russell, D., Peplau, L. A., & Ferguson, M. L. (1978). Developing a measure of loneliness. *Journal Of Personality Assessment*, *42*(3), 290-294. https://www.academia.edu/57358233/Developing_a_Measure_of_Loneliness

Stöber, J. (2001). The Social Desirability Scale-17 (SDS-17): Convergent validity, discriminant validity, and relationship with age. European Journal of Psychological Assessment, 17(3), 222–232. https://doi.org/10.1027/1015-5759.17.3.222

Tandon, A., Kaur, P., Dhir, A., & Mäntymäki, M. (2020). Sleepless due to social media? Investigating problematic sleep due to social media and social media sleep hygiene. *Computers In Human Behavior*, *113*, 106487. https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106487

Taylor, Z., Yankouskaya, A., & Panourgia, C. (2023). Social media use, loneliness and psychological distress in emerging adults. *Behaviour & Information Technology*, *43*(7), 1312–1325. https://eprints.bournemouth.ac.uk/38648/3/Manuscript%20with%20author%20details_24.04.23.pdf

Tung, S., Gan, W., Chen, J., Ruckwongpatr, K., Pramukti, I., Nadhiroh, S., Chang, Y., Lin, C., Pakpour, A., Lin, C., & Griffiths, M. (2022). Internet-Related Instruments (Bergen Social Media Addiction Scale, Smartphone Application-Based Addiction Scale, Internet Gaming Disorder Scale-Short Form, and Nomophobia Questionnaire) and Their Associations with Distress among Malaysian University Students. *Healthcare*, *10*(8), 1448. https://doi.org/10.3390/healthcare10081448

Van Den Eijnden, R. J., Lemmens, J. S., & Valkenburg, P. M. (2016b). The social media disorder scale. *Computers In Human Behavior*, *61*, 478-487. https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.03.038

Wu, P., Feng, R., & Zhang, J. (2024). The relationship between loneliness and problematic social media usage in Chinese university students: a longitudinal study. *BMC Psychology*, *12*(1), 13. https://doi.org/10.1186/s40359-023-01498-4

Zeas-Sigüenza, A., Oliveira, S., Ferreira, C., Ganho-Ávila, A., Vagos, P., & Ruisoto, P. (2022). Psychometric properties of the University of California Los Angeles Loneliness Scale version 3: The European Portuguese version. *Ansiedad y Estrés*, *29*(1), 18–26. https://doi.org/10.5093/anyes2023a3

Zhu, Y., Liu, J., Wang, Q., Huang, J., Li, X., & Liu, J. (2023). Examining the association between boredom proneness and bedtime procrastination among Chinese college students: a sequential mediation model with mobile phone addiction and negative emotions. *Psychology Research and Behavior Management*, *16*, 4329-4340. https://doi.org/10.2147/prbm.s431615