

ORIGINAL

Criterios centrales vs. periféricos: Explorando la sobrevaloración de redes sociales y el uso problemático en un estudio longitudinal con adolescentes

Core vs. peripheral: Exploring social media overvaluation and problematic use in a longitudinal adolescent study

VÍCTOR CIUDAD-FERNÁNDEZ*, **, ALFREDO ZARCO-ALPUENTE***; TAMARA ESCRIVÁ-MARTÍNEZ*, **, ****;
MARCOS ROMERO-SUÁREZ*****; ROSA BAÑOS*, **, ****.

* Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos, Universidad de Valencia, Valencia, España.

** Instituto Polibienestar, Universidad de Valencia, Valencia, España.

*** Departamento de Psicología Básica, Universidad de Valencia, Valencia, España.

**** CIBER de Fisiopatología de la Obesidad y la Nutrición (CIBEROBN), Instituto de Salud Carlos III, Madrid, España.

***** Departamento de Psicología Social y Metodología, Universidad Autónoma de Madrid, Madrid, España.

Resumen

Las personas con Sobrevaloración de la Utilidad Relativa de las Redes Sociales (ORUSM) sobreestiman el valor de las redes sociales para satisfacer necesidades, priorizándolas sobre otras actividades alternativas. La ORUSM es un mecanismo clave en el desarrollo del Uso Problemático de Redes Sociales (UPRS), frecuentemente asociado a problemas de salud mental. La Plan-net 25, mide la ORUSM pero carece de evaluación de sus propiedades psicométricas longitudinales. El UPRS se evalúa utilizando seis criterios derivados de los trastornos por consumo de sustancias, reclasificados en criterios centrales (modificación del estado de ánimo, abstinencia, conflicto, recaída) como indicadores de uso problemático, y criterios periféricos (saliente, tolerancia) que reflejan alta implicación sin patología. Este estudio examinó la estabilidad temporal y la invarianza longitudinal de la Plan-net 25, así como sus asociaciones con los criterios de UPRS y diversos indicadores de salud mental durante seis semanas. Una muestra de 294 adolescentes (14-20 años) completó medidas de ORUSM, UPRS, depresión, ansiedad, soledad y satisfacción con la vida. Los resultados mostraron una estabilidad temporal baja a moderada de las subescalas e invarianza longitudinal de la Plan-net 25. Los dominios de ORUSM relacionados con la regulación emocional, la expresión social y el manejo del aburrimiento se asociaron positivamente con criterios centrales y periféricos de UPRS. Los criterios centrales predijeron peores resultados en salud mental, mientras que los criterios periféricos se asociaron positivamente con satisfacción con la vida. Estos hallazgos destacan la importancia de distinguir entre los criterios centrales y periféricos del UPRS.

Palabras clave: Sobrevaloración de redes sociales, uso problemático de redes sociales, fiabilidad test-retest, invarianza longitudinal, modelo de componentes de la adicción

Abstract

Individuals with Overvaluation of the Relative Utility of Social Media (ORUSM) overestimate the value of social media to meet needs, prioritizing it over alternative activities. ORUSM is a key mechanism in the development of Problematic Social Media Use (PSMU), frequently associated with mental health issues. The Plan-net 25 measures ORUSM but lacks evaluation of its longitudinal psychometric properties. PSMU is assessed using six criteria derived from substance use disorders, reclassified into core criteria (mood modification, withdrawal, conflict, relapse) as indicators of problematic use, and peripheral criteria (salience, tolerance) that reflect high engagement without pathology. This study examined the temporal stability and longitudinal invariance of the Plan-net 25, as well as its associations with PSMU criteria and various mental health indicators over six weeks. A sample of 294 adolescents (14–20 years old) completed measures of ORUSM, PSMU, depression, anxiety, loneliness, and life satisfaction. The results showed low to moderate temporal stability of the subscales and longitudinal invariance of the Plan-net 25. ORUSM domains related to emotional regulation, social expression, and boredom management were positively associated with both core and peripheral PSMU criteria. Core criteria predicted worse mental health outcomes, while peripheral criteria were positively associated with life satisfaction. These findings highlight the importance of distinguishing between core and peripheral PSMU criteria.

Keywords: Overvaluation of social media, problematic social media use, test-retest reliability, longitudinal invariance, components model of addiction

■ Recibido: Enero 2025; Aceptado: Mayo 2025.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Tamara Escrivá-Martínez, Department of Personality, Evaluation, and Psychological Treatments, University of Valencia, Valencia, Spain.
Email: tamara.escriva@uv.es

Las plataformas de redes sociales (SM) están diseñadas para facilitar las interacciones entre personas y se han vuelto especialmente populares entre los adolescentes (p. ej., Instagram, TikTok). En Estados Unidos, la mitad de los adolescentes informan un uso casi constante de las SM (Pew Research Center, 2023). De manera similar, en España, el 98,5% de los adolescentes están registrados en al menos una aplicación de las SM y el 83,5% utiliza tres o más (Andrade et al., 2021). Esta adopción generalizada resalta el papel importante que desempeñan las SM en la vida diaria de los adolescentes.

El Uso Problemático de Redes Sociales (UPRS) se ha convertido en una preocupación creciente junto con el aumento de la popularidad de las SM (Fineberg et al., 2024). El UPRS se refiere al uso excesivo de las SM que conduce a un deterioro significativo en el funcionamiento personal, social o académico (Cataldo et al., 2022). El UPRS suele evaluarse siguiendo el modelo de componentes de la adicción (Griffiths, 2005), que incluye seis criterios derivados de los trastornos por uso de sustancias: saliencia, tolerancia, modificación del estado de ánimo, abstinencia, recaída y conflicto. El instrumento más utilizado para evaluar el UPRS siguiendo este modelo es la *Bergen Social Media Addiction Scale* (BSMAS; Andreassen et al., 2016), que consta de un ítem para medir cada criterio.

A pesar de su popularidad, el modelo de componentes de la adicción ha sido criticado con respecto a la validez de aplicar criterios de uso de sustancias a conductas excesivas como el UPRS o el trastorno por uso de videojuegos (Castro-Calvo et al., 2021; López-Fernández, 2018). En concreto, se han planteado inquietudes sobre si los seis criterios son igualmente indicativos de un comportamiento patológico en el UPRS. Para abordar esta cuestión, los investigadores han propuesto distinguir entre criterios centrales y periféricos (Billieux et al., 2019; Charlton y Danforth, 2007). Los criterios centrales (modificación del estado de ánimo, abstinencia, conflicto y recaída) se consideran indicadores esenciales de una conducta problemática. Por el contrario, los criterios periféricos (saliencia y tolerancia) pueden reflejar un alto nivel de uso sin indicar necesariamente patología (Billieux et al., 2019; Castro-Calvo et al., 2021; Flayelle et al., 2022).

Los estudios empíricos sobre el UPRS respaldan esta distinción. Fournier et al. (2023, 2024) encontraron que modelar el UPRS con factores centrales y periféricos correlacionados proporcionaba un mejor ajuste que un modelo unidimensional utilizando la BSMAS. Además, Peng y Liao (2023) identificaron un subgrupo de usuarios que exhiben criterios periféricos sin criterios centrales, lo que indica que los criterios periféricos por sí solos pueden no medir el UPRS (Zarate et al., 2023). Además, los criterios periféricos han mostrado asociaciones no significativas con el malestar psicológico, a diferencia de las asociaciones positivas observadas para los criterios centrales (Fournier et al., 2023).

Si bien la evidencia metaanalítica vincula el UPRS con problemas de salud mental como depresión o ansiedad y una menor satisfacción con la vida (Huang, 2022; Shannon et al., 2022), persisten inconsistencias con respecto a la asociación de los criterios periféricos con estos resultados (Fournier et al., 2023; Peng y Liao, 2023). Además, la utilidad clínica de los criterios periféricos para distinguir entre las personas que hacen un uso problemático o saludable de las SM sigue siendo limitada (Stănculescu y Griffiths, 2022; Zarate et al., 2023). Esta línea de investigación está generando actualmente un amplio debate, que puede esclarecer las características del UPRS (Amendola, 2023; Griffiths, 2019).

Los mecanismos subyacentes al UPRS siguen siendo motivo de debate (Perales y Muela, 2019). Los investigadores han identificado varios factores de riesgo, incluida la impulsividad y las dificultades en la regulación emocional (Gioia et al., 2021; Lewin et al., 2023), pero aún no han establecido un modelo explicativo claro.

Un nuevo mecanismo popularizado que podría explicar el desarrollo del UPRS es la Sobrevaloración de la Utilidad Relativa de las Redes Sociales (ORUSM; Perales et al., 2020; Perales y Muela, 2019). La ORUSM se refiere a una vulnerabilidad en el proceso de toma de decisiones donde los individuos perciben que el valor de usar las SM para satisfacer ciertas necesidades u objetivos es significativamente mayor que el de actividades alternativas. Esto conduce a una dependencia excesiva de estas plataformas para obtener gratificación (Ciudad-Fernández et al., 2024a). En esencia, el UPRS puede desarrollarse cuando las SM son percibidas como el mejor o el único medio para lograr reforzadores específicos, especialmente cuando estos reforzadores no están disponibles a través de actividades más adaptativas (Flayelle et al., 2023; Perales y Muela, 2019; Perales et al., 2020).

Esta vulnerabilidad ha sido reportada en investigaciones cualitativas, donde los usuarios expresan una dependencia excesiva de las SM para interactuar con personas o gestionar sus emociones (Aksoy, 2018; Chegeni et al., 2021; Ciudad-Fernández et al., 2024b). Estudios cuantitativos han encontrado asociaciones moderadas entre el UPRS y la percepción de las SM como esencial para la comunicación (Aparicio-Martínez et al., 2020). Además, una preferencia por las SM sobre otros métodos de comunicación está relacionada positivamente con la soledad y el UPRS, mientras que está asociada negativamente con la satisfacción con la vida (Lyyra et al., 2022; van Duin et al., 2021). Sin embargo, la investigación sobre la ORUSM ha sido escasa debido a la falta de herramientas de medición específicas.

Para abordar esta brecha, Ciudad-Fernández et al. (2024a) desarrollaron la escala Plan-net 25, el primer instrumento diseñado para medir la ORUSM. Esta escala consta de siete factores que miden diferentes dominios de utilidad de la ORUSM: interactuar socialmente, conocer

gente nueva, regular emociones desagradables, sentirse socialmente aceptado, mantenerse al día con lo que sucede, expresarse socialmente y manejar el aburrimiento. En el estudio de validación original, estos dominios mostraron asociaciones moderadas con el UPRS y se relacionaron positivamente con la depresión, la ansiedad y la soledad, mientras que se asociaron negativamente con la autoestima y la satisfacción con la vida. Aunque la escala Plan-net 25 demostró propiedades psicométricas prometedoras, faltan datos sobre su estabilidad temporal o estructura latente longitudinal. Comprender la estabilidad de la ORUSM a lo largo del tiempo es crucial para determinar si se trata de un rasgo consistente o un estado fluctuante antes de utilizarlo en diseños experimentales o longitudinales. Dada la novedad de esta variable en el contexto de las SM, no se formulan hipótesis específicas respecto a la estabilidad temporal o la invarianza longitudinal de la ORUSM.

Partiendo de la conceptualización de la ORUSM como un mecanismo clave en el desarrollo del UPRS, es esencial examinar cómo la ORUSM contribuye al surgimiento del UPRS y, a su vez, cómo el UPRS puede afectar la salud mental. La ORUSM lleva a los individuos a priorizar excesivamente las SM como medios para lograr ciertos reforzadores (p. ej., sentir tranquilidad o evitar el aburrimiento; Kardefelt-Winther, 2014). Esta dependencia excesiva puede fomentar el UPRS, que se caracteriza por criterios centrales (uso patológico y consecuencias negativas), así como por criterios periféricos (alto nivel de uso sin resultados necesariamente negativos). Se plantea la hipótesis de que todos los dominios de la ORUSM predecirán los criterios tanto centrales como periféricos del UPRS (Lyyra et al., 2022; van Duin et al., 2021). Sin embargo, se propone que los criterios centrales se asociarán de manera única con problemas de salud mental como depresión, ansiedad, soledad y menor satisfacción con la vida, mientras que los criterios periféricos no lo harán (Fournier et al., 2023). Esta distinción se alinea también con los hallazgos de que los criterios periféricos no son inherentemente patológicos en otras conductas problemáticas, como el trastorno por uso de videojuegos o los atracones de series en televisión (Infanti et al., 2023; Orosz et al., 2016).

Por lo tanto, este estudio tiene como objetivo examinar las propiedades psicométricas longitudinales del Plan-net 25 y evaluar las asociaciones entre sus dominios y los criterios centrales y periféricos del UPRS y, a su vez, cómo estas últimas variables predicen una variedad de resultados de salud mental.

Métodos

Participantes

Los criterios de inclusión para participar en este estudio fueron: a) tener 14 años durante la primera evaluación, b) dominar el español y c) tener acceso a las SM. La muestra final

Tabla 1

Características sociodemográficas de la muestra

Variables	Media (DT) or n (%)
Edad	15,78 (1,37)
Curso	
3.º de Educación Secundaria Obligatoria	40 (13,61%)
4.º de Educación Secundaria Obligatoria	126 (42,86%)
1.º de Bachillerato	78 (26,53%)
2.º de Bachillerato	0 (0%)
Formación Profesional grado medio	24 (8,16%)
Formación Profesional grado superior	16 (5,44%)
Otra	10 (3,4%)
Género	
Chicos	149 (50,68%)
Chicas	141 (47,96%)
No binario	1 (,34%)
Otro	1 (,34%)
Prefiero no responder	2 (,68%)
Nacionalidad	
Española	254 (86,05%)
Otra	41 (13,95%)
¿Tienes acceso a las redes sociales en tu teléfono, ordenador o el dispositivo de tus padres/tutores?	
Sí	294 (100%)
No	0 (0%)
¿Utilizas frecuentemente redes sociales, como WhatsApp, TikTok, Instagram, Twitch, YouTube... más de 3 veces por semana?	
Sí	291 (98,98%)
No	2 (,68%)

Nota. Tener acceso a redes sociales fue un criterio de inclusión, por lo tanto, toda la muestra respondió «Sí» a esa pregunta. Solo se informan la media y la desviación típica para la edad. DT = desviación típica.

estuvo compuesta por 294 participantes, con una edad media de 15,78 años ($DT = 1,37$). La muestra incluyó una proporción casi igual de chicos (50,68%) y chicas (47,96%). La gran mayoría de los participantes utilizaban las SM más de tres veces por semana (98,98%). Véase la Tabla 1 para obtener una descripción más detallada. Todos los participantes completaron tanto la primera como la segunda evaluación, que se realizaron entre noviembre de 2023 y junio de 2024.

Mediciones

Plan-net 25 (Ciudad-Fernández et al., 2024a). Este cuestionario evalúa siete dominios de la ORUSM: interactuar socialmente (p. ej., si no tuviera acceso a las SM, me resultaría

muy difícil mantenerme en contacto con mis compañeros de clase), conocer gente nueva (p. ej., si no tuviera acceso a las SM, me resultaría muy difícil hacer nuevos amigos), regular emociones desagradables (p. ej., si no tuviera acceso a las redes sociales, me resultaría muy difícil calmarme cuando me siento nervioso/a), sentirse socialmente aceptado (p. ej., si no tuviera acceso a las SM, me resultaría muy difícil sentirme incluido/a en mi grupo de amigos), mantenerse al día con lo que sucede (p. ej., si no tuviera acceso a las SM, me resultaría muy difícil saber qué hace la gente que me rodea), expresarme socialmente (p. ej., si no tuviera acceso a las SM, me resultaría muy difícil expresar mis emociones), manejar el aburrimiento (p. ej., si no tuviera acceso a las SM, me resultaría muy difícil divertirme). Consiste de 25 ítems puntuados en una escala tipo Likert de 6 puntos (0 = *Completamente en desacuerdo*, 5 = *Completamente de acuerdo*). Ciudad-Fernández et al. (2024a) informaron coeficientes de alfa de Cronbach que van desde ,87 a ,93 y coeficientes ω de McDonald que van desde ,88 a ,94. Los coeficientes ω de McDonald en esta muestra varían entre 0,83 (Plan-net 2) y 0,95 (Plan-net 3).

Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) (Andreassen et al., 2012; Brailovskaia y Margraf, 2024). Esta escala evalúa el uso problemático de las SM a través de seis ítems. En este estudio utilizamos una escala Likert de 6 puntos (0 = *Completamente en desacuerdo*, 5 = *Completamente de acuerdo*), con una puntuación general que va de 0 a 30. Se decidió utilizar una escala Likert de 6 puntos y no la escala Likert tradicional de 5 puntos debido a que este estudio es parte de un proyecto más amplio (véase OSF para obtener más detalles). Siguiendo investigaciones anteriores (Fournier et al., 2023, 2024), la BSMAS no se conceptualizó como una medida de un solo factor. En cambio, esta medida se dividió en dos factores: criterios periféricos, que comprenden dos ítems que evalúan la saliencia y la tolerancia (p. ej., ¿con qué frecuencia durante el último año has pasado mucho tiempo pensando en las redes sociales o planificando cómo usarlas?); y criterios centrales, que comprenden ítems que evalúan la modificación del estado de ánimo, la recaída, los conflictos y la abstinencia (p. ej., ¿con qué frecuencia durante el último año has sentido inquietud o preocupación si se te ha prohibido usar las redes sociales?). El α de Cronbach cuando tratado como un factor único varió entre ,81 y ,90 (Brailovskaia y Margraf, 2024). El ω de McDonald para el factor periférico fue ,76 y para el factor central ,72 (Fournier et al., 2023). En el estudio actual, el coeficiente ω de McDonald para el factor central es ,80. Además, el coeficiente de Spearman-Brown para el factor periférico es ,80.

Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9) (Diez-Quevedo et al., 2001; Kroenke et al., 2001). Este cuestionario es una escala de 9 ítems que evalúa los síntomas de depresión (p. ej., poco interés o placer en hacer cosas). Cada elemento se puntúa de 0 (*ningún día*) a 3 (*casi todos los días*). Esta versión

fue adaptada por Diez-Quevedo et al. (2001). La versión para adolescentes se obtuvo del AIDS Education & Training Center Program (www.aidsctc.org). En la validación original, esta medida obtuvo coeficientes α de Cronbach que oscilaron entre ,86 y ,89 (Kroenke et al., 2001). El coeficiente ω de McDonald es 0,89 en esta muestra.

Generalized Anxiety Disorder (GAD-7) (Crockett et al., 2022; Mossman et al., 2017). Esta herramienta evalúa la presencia y la gravedad de los síntomas del trastorno de ansiedad generalizada. Consta de 7 ítems calificados en una escala ordinal de 4 puntos (de 0 = *ningún día* a 3 = *casi todos los días*). Esta medida obtuvo un α de Cronbach de ,86 y un coeficiente de Spearman-Brown de ,82 en la literatura previa (Crockett et al., 2022). El coeficiente ω de McDonald es ,93 en esta muestra.

Three-Item Loneliness Scale (TILS) (Trucharte et al., 2023; Hughes et al., 2004) mide la percepción de la soledad social (p. ej., ¿con qué frecuencia se siente excluido/a?). Los encuestados califican tres elementos en una escala Likert de 3 puntos, de 1 (*casi nunca*) a 3 (*con frecuencia*), donde las puntuaciones más altas indican una mayor soledad (rango de 3 a 9). Esta medida obtuvo una consistencia interna moderada en la validación en español (α = ,82; Trucharte et al., 2023). El coeficiente ω de McDonald es ,85 en esta muestra.

Satisfaction with Life Scale (SWLS-3) (Jovanović et al., 2022; Kjell y Diener, 2021) evalúa la satisfacción general con la vida a través de 3 ítems (p. ej., En la mayoría de los aspectos, mi vida se acerca a mi ideal). Los ítems se puntúan en una escala tipo Likert de 7 puntos (1 = *completamente en desacuerdo*, 7 = *completamente de acuerdo*). Esta medida obtuvo una alta consistencia interna (ω = ,88; Kjell y Diener, 2021). El coeficiente ω de McDonald en este estudio es 0,89.

Procedimiento

En primer lugar, se contactó con centros educativos públicos y privados para participar en un estudio (véase el preregistro en <https://osf.io/wc4ev/> para más detalles). Durante la primera evaluación, los participantes completaron una serie de cuestionarios, incluidos Plan-net 25 y BSMAS, junto con otras herramientas de medición. Posteriormente, se invitó a los participantes de 14 años o más a volver a repetir la encuesta en su aula después de cinco a siete semanas desde la primera evaluación. Esto se propuso para evitar coincidir con cualquier evento o período de vacaciones escolares. Así, después de un promedio de seis semanas, algunos participantes del estudio inicial completaron el Plan-net 25, PHQ-9, GAD-7, TILS y SWLS-3 en una segunda evaluación.

Estos cuestionarios se administraron en papel o utilizando los dispositivos tecnológicos disponibles, y los investigadores estuvieron presentes en el aula siempre que fue posible para ayudar. Cuando los investigadores no estaban disponibles para asistir, los docentes respondieron las preguntas de los estudiantes respecto de los cuestionarios. Los

datos se recopilaban utilizando la plataforma Qualtrics, comenzando en noviembre de 2023 y concluyendo en junio de 2024. A los centros participantes se les ofreció un incentivo en forma de un informe personalizado que comparaba sus puntuaciones de salud mental y puntuaciones en el UPRS con las de otros centros, manteniendo al mismo tiempo el anonimato de los demás centros participantes.

Análisis de datos

En primer lugar, se evaluó la consistencia interna utilizando el coeficiente ω de McDonald. Además, para reportar la consistencia interna del factor periférico (compuesto por dos ítems), se calculó el coeficiente de Spearman-Brown (Eisinga et al., 2013).

En segundo lugar, para evaluar la fiabilidad temporal de la escala Plan-net 25, se calcularon coeficientes de correlación intraclase (CCI) para cada subescala. Las estimaciones de los CCI y sus intervalos de confianza del 95% se calcularon utilizando un modelo de efectos mixtos de dos vías, de acuerdo absoluto y de medición única. Según Koo y Li (2016), los valores de CCI menores a ,50 indican una fiabilidad pobre, los valores entre ,50 y ,75 indican una fiabilidad moderada, los valores entre ,75 y ,90 indican una fiabilidad buena y los valores superiores a ,90 indican una fiabilidad temporal excelente.

En tercer lugar, se probó la invarianza de medición longitudinal del modelo correlacionado de siete factores en dos puntos temporales. Inicialmente, el mismo modelo de medición se ajustó por separado en cada punto de tiempo (T1 y T2). El modelo de medición fue un modelo correlacionado de siete factores. Luego se realizaron pruebas de invarianza de medición evaluando secuencialmente modelos de invarianza configural, métrica y escalar. La invarianza configural examina si la misma estructura factorial se mantiene en todos los puntos temporales, permitiendo que todos los parámetros varíen libremente. La invarianza métrica evalúa si las cargas factoriales son equivalentes en todos los puntos temporales restringiendo las cargas factoriales y permitiendo que los interceptos y residuales varíen. La invarianza escalar prueba si las cargas factoriales y los interceptos son equivalentes en todos los puntos de tiempo restringiendo ambos, mientras permite que solo varíen los residuales. Lograr la invarianza escalar sugiere que el modelo de medición opera de manera consistente a lo largo del tiempo, lo que permite una comparación significativa en diferentes puntos temporales (Meredith, 1993).

Para evaluar el ajuste del modelo, se informaron la estadística χ^2 y su valor p asociado, el Índice de Ajuste Comparativo (CFI) y el Índice de Tucker-Lewis (TLI). Los valores superiores a ,95 para CFI y TLI se consideraron excelentes, y los valores superiores a ,90 se consideraron aceptables. Además, se informó el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y su intervalo de confianza del 90%. Se consideraron adecuados los valores de RMSEA inferiores a

,06. También se informó la raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR), y se consideró aceptable con un valor de corte inferior a ,08. Las puntuaciones de corte siguieron las pautas de Hu y Bentler (1999). Para comparar modelos anidados y evaluar la invarianza longitudinal, se siguieron las pautas de Chen (2007), utilizando cambios en CFI ($\Delta CFI \leq ,01$) y RMSEA ($\Delta RMSEA \leq ,015$) para determinar si aceptar o rechazar la invarianza entre modelos. Se utilizó el estimador de máxima verosimilitud con error estándar robusto (MLR) para corregir la falta de normalidad multivariada.

En cuarto lugar, se realizó un modelo de ecuaciones estructurales (SEM). Dado el tamaño de muestra alcanzado, no se pudo realizar un SEM con variables latentes. En cambio, las puntuaciones factoriales de cada variable se calcularon utilizando el método de regresión para su inclusión en el modelo, con el objetivo de reducir el error de medición (McNeish, 2023). Se emplearon los mismos criterios de corte para los índices de ajuste que en las pruebas de invarianza longitudinal. El material complementario incluye los resultados de cada CFA.

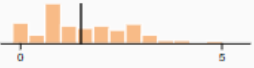
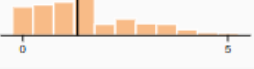
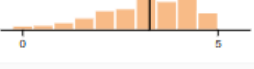
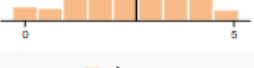
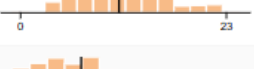
Por lo tanto, las 7 subescalas de la escala Plan-net 25 se incluyeron como variables exógenas y se consideraron predictoras de ambas subescalas de la BSMAS. Se incluyeron como variables endógenas la depresión, la ansiedad, la soledad y la satisfacción con la vida. Se planteó la hipótesis de que estas variables de salud mental estaban asociadas temporalmente solo con las dos subescalas de UPRS. Además, se calcularon los efectos indirectos de las subescalas de la ORUSM sobre las variables de salud mental a través de criterios tanto periféricos como centrales. Debido al espacio limitado, en el manuscrito solo se informan los efectos indirectos estadísticamente significativos.

En quinto lugar, para evaluar si este modelo tenía suficiente poder estadístico para detectar una posible especificación incorrecta del modelo, se realizó un análisis de potencia post hoc siguiendo las pautas de Jobst et al. (2023). El poder estadístico se refiere a la probabilidad de rechazar correctamente una hipótesis nula falsa ($1 - \beta$), donde β representa la probabilidad de un error tipo II: no detectar un efecto real cuando existe uno. Es fundamental tener en cuenta los errores de tipo I (α) y tipo II (β) porque una potencia insuficiente (es decir, un error β alto) puede llevar a conclusiones incorrectas al no detectar efectos significativos (Maxwell, 2004).

Para el análisis de potencia, se seleccionó el RMSEA del SEM como medida del tamaño del efecto, donde los valores más bajos indican un mejor ajuste (MacCallum et al., 1996). Utilizando el valor RMSEA obtenido en el modelo, junto con los grados de libertad del modelo ($gl = 28$), el tamaño de la muestra ($N = 294$) y el nivel de significancia ($\alpha = ,05$), el análisis indicó una potencia de ,87, superando el umbral convencional de ,80 para una potencia adecuada (Cohen, 1992). Esto sugiere que el tamaño de la muestra fue suficiente para detectar una especificación incorrecta del modelo.

Figura 1

Estadísticas descriptivas de las variables psicológicas

COLUMNA	PRESENTACIÓN GRÁFICA	FALTANTE	MEDIA	MEDIANA	DT
 Plan-net 1		0,0%	2,0	2,0	1,3
 Plan-net 2		0,0%	1,7	1,5	1,2
 Plan-net 3		0,0%	1,7	1,5	1,3
 Plan-net 4		0,0%	1,5	1,3	1,2
 Plan-net 5		0,0%	3,0	3,2	1,1
 Plan-net 6		0,0%	1,4	1,2	1,0
 Plan-net 7		0,0%	2,5	2,7	1,3
 BSMAS Periférico		0,0%	5,4	5,0	2,4
 BSMAS Central		0,0%	11,7	11,0	4,6
 PHQ		0,0%	7,5	7,0	5,3
 GAD		0,0%	5,9	5,0	4,6
 SWLS		0,7%	5,1	5,3	1,3
 TILS		0,0%	4,5	4,0	1,8

Nota. DT = desviación típica. Plan-net 1 = ORUSM para interactuar socialmente; Plan-net 2 = ORUSM para conocer gente nueva; Plan-net 3 = ORUSM para regular emociones desagradables; Plan-net 4 = ORUSM para sentirse socialmente aceptado; Plan-net 5 = ORUSM para mantenerse al día con lo que sucede; Plan-net 6 = ORUSM para expresarse socialmente; Plan-net 7 = ORUSM para manejar el aburrimiento; BSMAS periférico = ítems de tolerancia y prominencia de la Bergen Social Media Addiction Scale; BSMAS central = ítems de modificación del estado de ánimo, abstinencia, conflicto y recaída de la Bergen Social Media Addiction Scale; PHQ = Patient Health Questionnaire-9; GAD = Generalized Anxiety Disorder-7; SWLS = Satisfaction with Life Scale-3; TILS = Three-item Loneliness Scale.

Los datos faltantes no superaron el punto de corte comúnmente aceptado del 5% en ningún ítem de T1 o T2 (Schafer, 1999). Los valores faltantes se manejaron utilizando máxima verosimilitud con información completa (FIML) en los modelos de invarianza longitudinal y SEM. Sin embargo, los valores faltantes no se abordaron en el análisis de fiabilidad test-retest.

Todos los análisis se realizaron utilizando R versión 4.4.1 y RStudio con los paquetes *irr*, *lavaan*, *psych*, *semPower*, *gtExtras* y *MplusAutomation* (Gamer, 2019; Hallquist y Wiley, 2018; Mock, 2023; Moshagen y Erdfelder, 2016; Revelle, 2024; Rosseel, 2012).

Ética

Este estudio fue prerregistrado en abril de 2022 en Open Science Framework (<https://osf.io/wc4ev/>). Antes de participar, todas las personas dieron su consentimiento informado y pudieron retirarse en cualquier momento. Además, se obtuvo el consentimiento informado pasivo notificando con antelación a los docentes y a los padres. El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad de Valencia (número de aprobación 2039883). Tras el estudio, se ofrecieron sesiones informativas sobre el UPRS a todos los centros participantes que las solicitaron. El conjunto completo de datos de la primera evaluación se utilizó en el estudio de validación inicial (Ciudad-Fernández et al., 2024a).

Resultados

Estadísticas descriptivas

La Figura 1 presenta las estadísticas descriptivas de las variables psicológicas evaluadas.

Fiabilidad test-retest

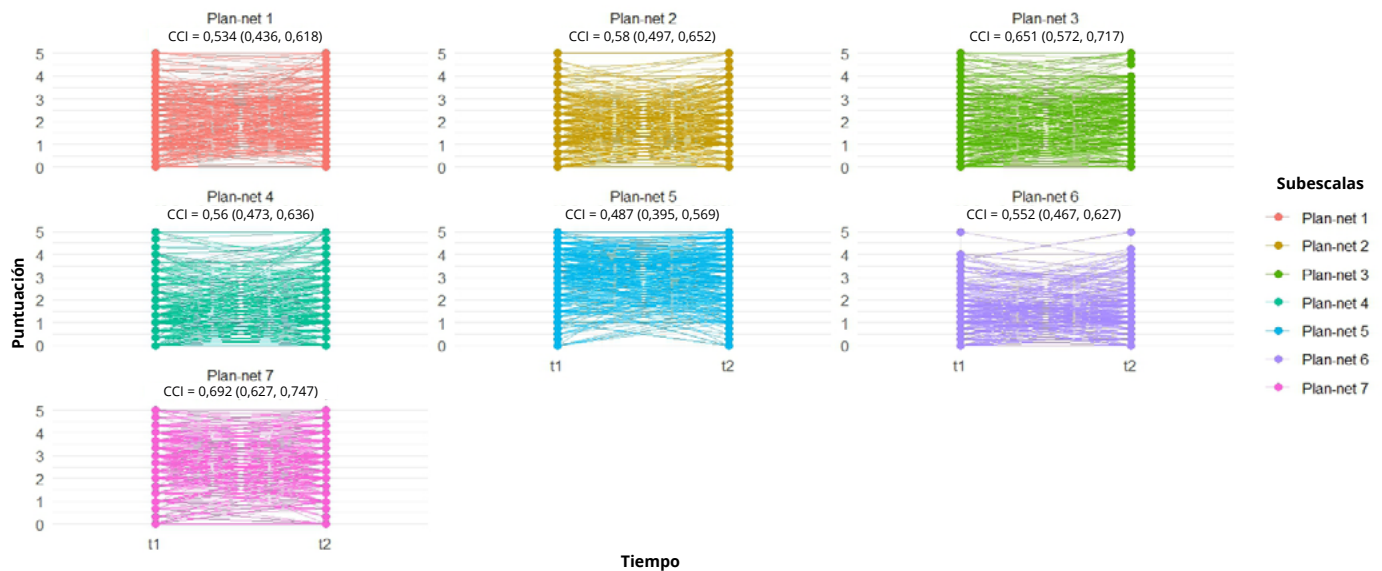
La Figura 2 muestra los resultados de los valores de fiabilidad test-retest evaluados a través de los CCI. En general, los resultados indican que los intervalos de confianza varían de fiabilidad temporal entre pobre y moderada para la mayoría de las subescalas. Las subescalas Plan-net 3 y Plan-net 7 muestran una fiabilidad temporal moderada y sus intervalos de confianza no incluyen valores considerados pobres (es decir, inferiores a ,50). Sin embargo, las subescalas restantes mostraron una mayor variabilidad en las puntuaciones.

Invarianza longitudinal

Respecto de la invarianza longitudinal del modelo correlacionado de siete factores, los resultados indican una pérdida mínima de ajuste en todos los niveles de invarianza. Aunque el cambio en la estadística χ^2 es significativo al comparar modelos restringidos métricos y escalares, el cambio en el desajuste indicado por los índices de ajuste es mínimo entre estos modelos, como se muestra en la Tabla 2. En concreto, el cambio en RMSEA es inferior a ,001 en ambas comparaciones. En consecuencia, el cambio en CFI entre los modelos métricos y configurales es -,0001, y el cambio entre los modelos escalares y métricos es -,003. Ninguno de los índices de ajuste supera los puntos de corte seleccionados, proporcionando así evidencia a favor de la invarianza escalar del modelo de medición.

Figura 2

Fiabilidad test-retest de las subescalas del Plan-net 25



Nota. Los valores de CCI muestran la estimación del valor, con su intervalo de confianza entre paréntesis. Según Koo y Li (2016), los valores de CCI menores a ,50 indican una fiabilidad pobre, los valores entre ,50 y ,75 indican una fiabilidad moderada, los valores entre ,75 y ,90 indican una fiabilidad buena y los valores superiores a ,90 indican una fiabilidad temporal excelente. Plan-net 1 = ORUSM para interactuar socialmente; Plan-net 2 = ORUSM para conocer gente nueva; Plan-net 3 = ORUSM para regular emociones desagradables; Plan-net 4 = ORUSM para sentirse socialmente aceptado; Plan-net 5 = ORUSM para mantenerse al día con lo que sucede; Plan-net 6 = ORUSM para expresarse socialmente; Plan-net 7 = ORUSM para manejar el aburrimiento.

Tabla 2

Índices de ajuste para los modelos de invarianza longitudinal

Modelo	Valores de ajuste del modelo						Modelos comparados	Diferencias en el ajuste				
	χ^2	<i>gl</i>	CFI	TLI	RMSEA	SRMR		$\Delta \chi^2$	Valor <i>p</i>	Δdf	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Tiempo 1	554,093*	254	,929	,916	,063 [.056, .071]	,067		-	-	-	-	-
Tiempo 2	511,284	254	,940	,929	,059 [.052, .065]	,057		-	-	-	-	-
Configural	1975,953*	1084	,912	,900	,053 [.049, .057]	,060		-	-	-	-	-
Métrico	2003,223*	1102	,911	,901	,053 [.049, .056]	,060	Configural vs. Metric	25,540	,1107	18	-,001	,000
Escalar	2045,789*	1120	,908	,900	,053 [.049, .057]	,060	Metric vs. Scalar	45,977*	,0003	18	-,003	,000

Nota. Los valores de χ^2 marcados con un asterisco son estadísticamente significativos en $p < ,05$. Se proporcionan valores de ajuste del modelo para cada modelo probado: Tiempo 1, Tiempo 2, Modelos configural, métrico y escalar. También se incluyen las diferencias de ajuste entre modelos anidados (configural vs. métrico y métrico vs. escalar), con pruebas $\Delta \chi^2$ para cada comparación de modelos, junto con valores *p*, diferencias en grados de libertad (Δdf), ΔCFI y $\Delta RMSEA$. El modelo configural sirve como modelo de base y los modelos posteriores se comparan para evaluar la invarianza de medición a lo largo del tiempo. El modelo de invarianza métrica restringe las cargas factoriales, mientras que el modelo de invarianza escalar restringe las cargas factoriales y los interceptos de los ítems.

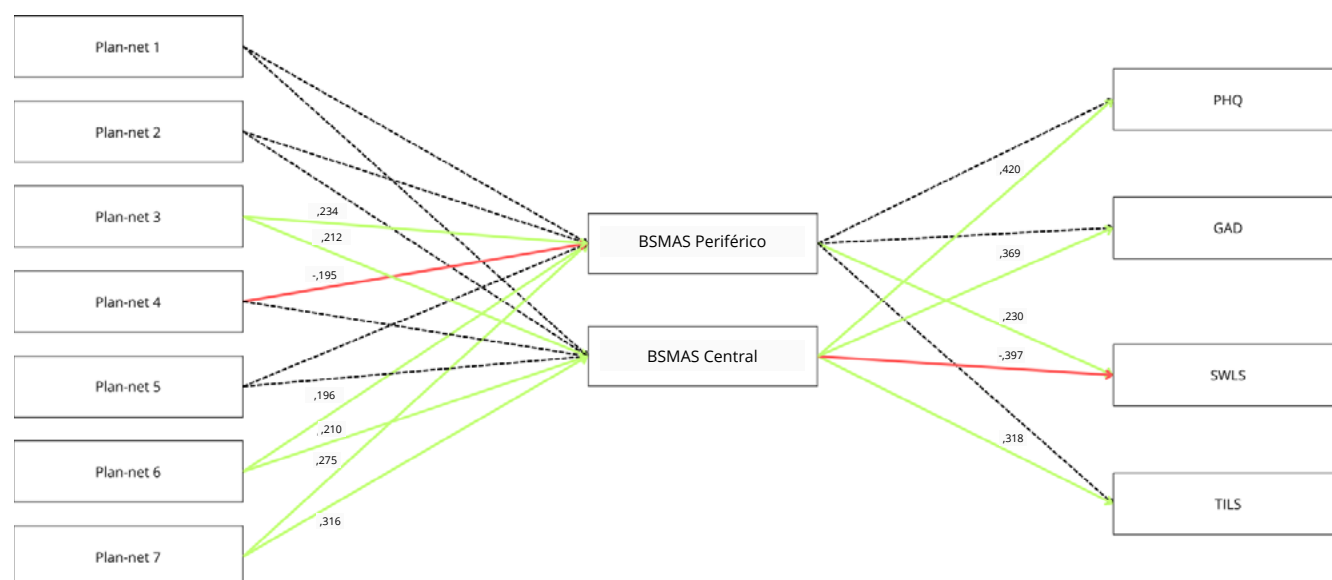
Modelado de ecuaciones estructurales del modelo hipotético

El modelo propuesto proporciona un buen ajuste a los datos [$\chi^2_{(28)} = 53,901$, $p = ,002$; CFI = ,973; TLI = ,945; RMSEA = ,058, IC del 90% [.034, .082]; SRMR = ,054].

Plan-net 3, 6 y 7 predicen positivamente tanto los criterios centrales como periféricos del UPRS (valores β que oscilan entre ,196 y ,316). Además, Plan-net 4 predice negativamente los criterios periféricos del UPRS ($\beta = -,195$). A su vez, después de seis semanas, el factor central del UPRS

Figure 3

Structural equation model



Nota. Las lneas discontinuas son relaciones no significativas. Las lneas verdes indican asociaciones significativas positivas y las lneas rojas indican asociaciones significativas negativas entre las variables. Las estimaciones de las trayectorias de regresin se representan utilizando el valor estandarizado beta. El anlisis de trayectorias incluy como variables las puntuaciones factoriales de cada cuestionario, obtenidas mediante el mtodo de regresin. Plan-net 1 = ORUSM para interactuar socialmente; Plan-net 2 = ORUSM para conocer gente nueva; Plan-net 3 = ORUSM para regular emociones desagradables; Plan-net 4 = ORUSM para sentirse socialmente aceptado; Plan-net 5 = ORUSM para mantenerse al da con lo que sucede; Plan-net 6 = ORUSM para expresarse socialmente; Plan-net 7 = ORUSM para manejar el aburrimiento; BSMAS perifrico = items de tolerancia y prominencia de la Bergen Social Media Addiction Scale; BSMAS central = items de modificacin del estado de nimo, abstinencia, conflicto y recaída de la Bergen Social Media Addiction Scale; PHQ = Patient Health Questionnaire-9; GAD = Generalized Anxiety Disorder-7; SWLS = Satisfaction with Life Scale-3; TILS = Three-item Loneliness Scale.

Tabla 3

Efectos indirectos de las subescalas del Plan-net 25 en los indicadores de salud mental a travs de los criterios centrales y perifricos del UPRS

Efectos indirectos	Estimacin	SE	z	Valor p	Estimacin estandarizada
Plan-net 3 - BSMAS central - PHQ	,042	,017	2,433	,015	,089
Plan-net 6 - BSMAS central - PHQ	,066	,028	2,331	,020	,088
Plan-net 7 - BSMAS central - PHQ	,064	,024	2,702	,007	,133
Plan-net 3 - BSMAS central - GAD	,042	,018	2,271	,023	,078
Plan-net 6 - BSMAS central - GAD	,065	,029	2,294	,022	,077
Plan-net 7 - BSMAS central - GAD	,063	,023	2,789	,005	,117
Plan-net 7 - BSMAS perifrico - SWLS	,068	,034	2,014	,044	,063
Plan-net 3 - BSMAS central - SWLS	-,089	,038	-2,318	,020	-,084
Plan-net 6 - BSMAS central - SWLS	-,139	,059	-2,345	,019	-,083
Plan-net 7 - BSMAS central - SWLS	-,134	,051	-2,611	,009	-,125
Plan-net 3 - BSMAS central - TILS	,025	,012	2,058	,040	,067
Plan-net 6 - BSMAS central - TILS	,039	,019	2,024	,043	,067
Plan-net 7 - BSMAS central - TILS	,038	,014	2,627	,009	,100

Nota. Debido a la longitud de la tabla, solo se informaron efectos indirectos significativos. SE = Error estandar. Plan-net 3 = ORUSM para regular las emociones desagradables; Plan-net 6 = ORUSM para expresarse socialmente; Plan-net 7 = ORUSM para manejar el aburrimiento. BSMAS central = items de modificacin del estado de nimo, abstinencia, conflicto y recaída de la Bergen Social Media Addiction Scale; BSMAS perifrico = items de tolerancia y saliencia de la Bergen Social Media Addiction Scale; PHQ = Patient Health Questionnaire-9; GAD = Generalized Anxiety Disorder-7; SWLS = Satisfaction with Life Scale-3; TILS = Three-item Loneliness Scale.

se asocia temporalmente con la depresión ($\beta = ,420$), la ansiedad ($\beta = ,369$), la soledad ($\beta = ,318$) y la satisfacción con la vida ($\beta = -,397$). Ninguna de las relaciones entre el factor periférico del UPRS y la depresión, la ansiedad y la soledad fue significativa. Sin embargo, los criterios periféricos del UPRS están asociados temporalmente con la satisfacción con la vida ($\beta = ,230$). El modelo se representa en la Figura 3.

Se examinaron los efectos indirectos de las subescalas del Plan-net 25 sobre la satisfacción con la vida, la soledad, la depresión y la ansiedad a través de criterios periféricos y centrales del UPRS. La Tabla 3 presenta todos los efectos indirectos significativos. En particular, se observaron efectos indirectos significativos principalmente para los factores Plan-net 3, 6 y 7 mediados a través de los criterios centrales de UPRS en las cuatro variables de salud mental. Específicamente, estos efectos indirectos fueron positivos para la depresión, la ansiedad y la soledad, lo que indica que las puntuaciones más altas en estas subescalas de Plan-net están asociadas con mayores niveles de estos problemas de salud mental a través de la mediación de los criterios centrales de UPRS. En otras palabras, la subescala central del UPRS explica parte de la relación entre las subescalas del Plan-net y estos resultados negativos de salud mental.

Por el contrario, los efectos indirectos fueron negativos para la satisfacción con la vida. Las puntuaciones más altas en Plan-net 3, 6 y 7 están vinculadas a una menor satisfacción con la vida a través de los criterios básicos de UPRS. Esto sugiere que el impacto perjudicial sobre la satisfacción con la vida se explica parcialmente por la subescala central del UPRS. Curiosamente, también hubo un efecto indirecto positivo significativo del Plan-net 7 sobre la satisfacción con la vida a través de los criterios periféricos de la BSMAS.

Discusión

Este estudio tuvo como objetivo examinar las propiedades psicométricas longitudinales de la escala Plan-net 25, que mide la ORUSM, y evaluar las asociaciones entre sus dominios y los criterios centrales y periféricos del UPRS, así como la forma en que estos criterios predicen los resultados de salud mental. Se planteó la hipótesis de que todos los dominios de la ORUSM predecirían los criterios tanto centrales como periféricos del UPRS (Lyyra et al., 2022; van Duin et al., 2021). Además, se propuso que los criterios centrales se asociarían de manera única con resultados negativos de salud mental, como mayor depresión, ansiedad, soledad y menor satisfacción con la vida, mientras que los criterios periféricos no mostrarían estas asociaciones (Fournier et al., 2023; Infanti et al., 2023; Orosz et al., 2016).

Respecto al primer objetivo, se investigó la estabilidad temporal y la invarianza de medición longitudinal de la escala Plan-net 25. Los resultados indicaron que la escala ex-

hibe una estabilidad temporal baja a moderada en sus siete dominios, con variabilidad entre ellos. De forma específica, los dominios relacionados con la regulación de emociones desagradables (Plan-net 3) y el manejo del aburrimiento (Plan-net 7) demostraron una fiabilidad temporal moderada, mientras que dominios como la interacción social (Plan-net 1) y conocer gente nueva (Plan-net 2) mostraron una menor estabilidad.

La mayor estabilidad de Plan-net 3 y Plan-net 7 puede atribuirse a la consistencia de las estrategias de regulación emocional en los adolescentes durante este período (Izadpanah et al., 2019). Por el contrario, la menor estabilidad en los dominios sociales podría reflejar la naturaleza dinámica de las relaciones sociales de los adolescentes y los patrones de uso de las SM (Boyd et al., 2012). Los adolescentes experimentan con frecuencia cambios en sus círculos e intereses sociales, lo que puede influir en su uso de las SM con fines sociales.

Además, la escala Plan-net 25 demostró invarianza de medición longitudinal escalar, lo que indica que la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos de los ítems se mantuvieron consistentes. Este hallazgo respalda el uso de la escala Plan-net 25 en la investigación longitudinal, ya que garantiza que los cambios en las puntuaciones reflejen cambios reales en la ORUSM en lugar de artefactos de medición (Millsap y Cham, 2012).

Para abordar el segundo objetivo, se examinaron las relaciones entre los dominios de la ORUSM, los factores de UPRS y los resultados de salud mental. La hipótesis de que todos los dominios de la ORUSM predecirían los criterios tanto centrales como periféricos del UPRS fue apoyada en parte. Específicamente, los dominios de la ORUSM de regulación de emociones desagradables (Plan-net 3), expresión social (Plan-net 6) y manejo del aburrimiento (Plan-net 7) se asociaron significativa y positivamente con los criterios centrales y periféricos del UPRS.

Estos hallazgos indican que la dependencia excesiva de las SM para regular las emociones, así como para expresar pensamientos u opiniones, puede allanar el camino para una alta participación en las SM o incluso para un uso problemático. Kardefelt-Winther (2014) propuso además que la dependencia excesiva de los dispositivos tecnológicos como mecanismos de afrontamiento podría contribuir al uso problemático. Estos resultados están respaldados por la literatura previa sobre la sobrevaloración de las SM (Aparicio-Martínez et al., 2020; Lyyra et al., 2022; van Duin et al., 2021).

Por el contrario, otros dominios como interactuar socialmente (Plan-net 1), conocer gente nueva (Plan-net 2) o mantenerse al día con lo que sucede (Plan-net 5) no predijeron significativamente los criterios de UPRS, mientras que sentirse aceptado (Plan-net 4) mostró una asociación negativa con los criterios periféricos. Estos hallazgos sugieren que el uso de las SM principalmente para la comuni-

cacin social y la recopilacin de informacin puede no contribuir al uso problemtico. Estas actividades podran reflejar la participacin normativa de los adolescentes en las SM, haciendo hincapi en el papel de la plataforma en la facilitacin de conexiones sociales sin conducir necesariamente a un deterioro (p. ej., despus de mudarse recientemente a un pas diferente).

En cuanto a la siguiente hiptesis, fue apoyada por los hallazgos la afirmacin de que los criterios centrales del UPRS estaran asociados de forma nica con resultados negativos en la salud mental, mientras que los criterios perifricos no. Los resultados mostraron que los criterios centrales del UPRS estn significativamente asociados con niveles ms altos de depresin, ansiedad y soledad, y con una menor satisfaccin con la vida. Por el contrario, los criterios perifricos no se asociaron significativamente con la depresin, la ansiedad o la soledad. Curiosamente, se asociaron positivamente con la satisfaccin con la vida. Este hallazgo sugiere que un alto nivel de uso de las SM, tal como se refleja en los criterios perifricos de saliencia y tolerancia, puede no ser inherentemente daado e incluso podra estar vinculado a resultados positivos respecto al bienestar en algunos contextos. Esto se alinea con la ncin de que no todo uso intensivo de las SM es problemtico y que un alto nivel de uso puede coexistir con un funcionamiento saludable (Billieux et al., 2019; Peng y Liao, 2023).

Los estudios metaanalticos indican una asociacin entre el UPRS y una peor salud mental y un menor bienestar (Huang, 2022; Shannon et al., 2022). Sin embargo, en los escasos diseos longitudinales, esta relacin parece menos evidente (Beeres et al., 2021; Kelly et al., 2018; Twigg et al., 2020). No obstante, nuestros hallazgos son consistentes con investigaciones previas que utilizan anlisis a nivel de tem o distinguen entre criterios centrales y perifricos en el UPRS, no obteniendo asociacin alguna o incluso obteniendo asociaciones negativas con la psicopatologa para los criterios perifricos (Fournier et al., 2023; Peng y Liao, 2023), siendo as considerados indicadores pobres de UPRS (Abal et al., 2024; Zarate et al., 2023).

Respecto a los efectos indirectos del modelo, Plan-net 3 (regulacin de emociones desagradables), Plan-net 6 (expresin social) y Plan-net 7 (manejo del aburrimiento) tuvieron efectos indirectos sobre los resultados de salud mental a travs de los criterios centrales de UPRS. Especficamente, estos dominios de la ORUSM se asociaron con un aumento de la depresin, la ansiedad y la soledad, y una disminucin de la satisfaccin con la vida, mediada por los criterios centrales de UPRS. Esto subraya el papel de los sntomas centrales del UPRS en la vinculacin de la sobrevaloracin de las SM para ciertos propsitos con consecuencias negativas para la salud mental (Perales et al., 2020; Perales y Muela, 2019). Esto apoya la ncin de la ORUSM como un mecanismo explicativo relevante en el surgimiento del UPRS y las consecuencias psicolgicas

negativas derivadas de este problema. Por el contrario, los criterios perifricos de UPRS no mediaron la relacin entre los dominios de ORUSM y los resultados negativos en la salud mental, excepto por un efecto indirecto positivo del manejo del aburrimiento (Plan-net 7) sobre la satisfaccin con la vida.

Implicaciones

Estos hallazgos tienen implicaciones relevantes y resaltan la importancia de abordar dominios especficos de la ORUSM en los esfuerzos de prevencin e intervencin. Las intervenciones dirigidas a la sobrevaloracin de las SM para la regulacin emocional y el manejo del aburrimiento, en lugar de otros dominios de utilidad, pueden ayudar a reducir el riesgo de desarrollar UPRS y sus problemas de salud mental asociados. Adem as, las asociaciones diferenciales de los criterios centrales y perifricos del UPRS con los resultados de salud mental respaldan la idea de distinguir entre estos criterios. Los criterios centrales parecen captar los aspectos patolgicos del UPRS que estn vinculados con el malestar psicolgico, mientras que los criterios perifricos reflejan un alto uso que puede ser no perjudicial e incluso beneficioso.

Limitaciones

Este estudio tiene varias limitaciones. En primer lugar, la seleccin de los participantes para la segunda recopilacin de datos estuvo a cargo de la escuela, que decidi si estaba dispuesta a colaborar nuevamente. Esto puede sesgar el tipo de estudiantes que participaron en el segundo punto, ya que las escuelas con mayores problemas relacionados con las SM o ms inters en la investigacin podran haber tenido ms probabilidades de contribuir a una segunda medicin sin recibir nada a cambio. En segundo lugar, todas las medidas fueron autoinformadas, dependiendo en gran medida de las autopercepciones de los participantes e introduciendo potencialmente sesgos debido a la deseabilidad social.

Lneas futuras

De cara a futuros estudios, existen varias lneas de investigacin que pueden basarse en estos resultados. En primer lugar, dada la baja estabilidad de las puntuaciones, investigaciones futuras podran evaluar algunos dominios del Plan-net 25 en un contexto de evaluacin ecolgica momentnea para evaluar sus fluctuaciones y comprender qu eventos causan aumentos o disminuciones en las puntuaciones en periodos cortos. En segundo lugar, se podran incorporar al modelo otras variables dependientes relevantes que no sean autoinformadas, como el rendimiento acadmico de los participantes. En tercer lugar, dados los resultados obtenidos con la distincin entre criterios perifricos y centrales, es pertinente ampliar esta distincin a otros dominios, lo que segn la investigacin actual es

factible (p. ej., trastorno por uso de videojuegos, Ballou y Van Rooij, 2021). Por último, dado que la ORUSM se ha identificado como un mecanismo clave en el desarrollo de UPRS, los estudios futuros podrían centrarse en el diseño de intervenciones que aborden directamente este mecanismo. Por ejemplo, promover conductas alternativas que compitan con el uso de las SM. Estas actividades podrían diseñarse para proporcionar refuerzos similares a los que los usuarios buscan en las SM pero a través de medios más adaptativos y saludables.

Conclusiones

Este estudio proporciona evidencia de que la escala Planet 25 podría ser un instrumento prometedor para evaluar un mecanismo clave en el desarrollo de UPRS. Además, dada la creciente atención a los comportamientos problemáticos asociados con el uso de Internet, estos resultados aclaran la distinción entre los usuarios que muestran un perfil problemático real asociado a problemas de salud mental y aquellos que pueden clasificarse como usuarios con un alto uso pero con bajas consecuencias negativas. Esta distinción, junto con una mejor comprensión de los mecanismos causales del UPRS, podría permitir a los médicos y profesionales perfeccionar los programas de prevención y las intervenciones individualizadas de manera más efectiva.

Reconocimientos

Nos gustaría expresar nuestro agradecimiento a todos los participantes en el estudio.

Financiación

Este trabajo fue apoyado por CIBEROBN, una iniciativa del ISCIII (ISC III CB06 03/0052), España. VC-F y AZ-A cuentan con el apoyo de las subvenciones FPU FPU21/00527 y FPU22/01588, respectivamente, financiadas por el Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades de España.

Conflictos de interés

Los autores declaran la inexistencia de conflicto de interés.

Referencias

Abal, F. J. P., Sánchez González, J. F. y Attorresi, H. F. (2024). Adaptation of the Bergen Instagram addiction scale in Argentina: Calibration with item response theory. *Current Psychology*, 43(2), 1794-1805. <https://doi.org/10.1007/s12144-023-04257-1>

- Aksoy, M. E. (2018). A qualitative study on the reasons for social media addiction. *European Journal of Educational Research*, 7(4), 861-865. <https://doi.org/10.12973/euler.7.4.861>
- Amendola, S. (2023). Discussing evidence on the components model of addiction. A commentary on Fournier et al. (2023). *Addictive Behaviors*, 145, 107764. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2023.107764>
- Andrade, B., García, I. G. y Rial Boubeta, A. (2021). *Estudio sobre el impacto de la tecnología en la adolescencia*. www.unicef.es/infancia-tecnologia.
- Andreassen, C. S., Billieux, J., Griffiths, M. D., Kuss, D. J., Demetrovics, Z., Mazzoni, E. y Pallesen, S. (2016). The relationship between addictive use of social media and video games and symptoms of psychiatric disorders: A large-scale cross-sectional study. *Psychology of addictive behaviors*, 30(2), 252-262. <https://doi.org/10.1037/adb0000160>
- Andreassen, C. S., Torsheim, T., Brunborg, G. S. y 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>
- Aparicio-Martínez, P., Ruiz-Rubio, M., Perea-Moreno, A. J., Martínez-Jiménez, M. P., Pagliari, C., Redel-Macías, M. D. y Vaquero-Abellán, M. (2020). Gender differences in the addiction to social networks in the Southern Spanish university students. *Telematics and Informatics*, 46, 101304. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2019.101304>
- Ballou, N. y Van Rooij, A. J. (2021). The relationship between mental well-being and dysregulated gaming: A specification curve analysis of core and peripheral criteria in five gaming disorder scales. *Royal Society Open Science*, 8(5), 201385. <https://doi.org/10.1098/rsos.201385>
- Beeres, D. T., Andersson, F., Vossen, H. G. y Galanti, M. R. (2021). Social media and mental health among early adolescents in Sweden: A longitudinal study with 2-year follow-up (KUPOL study). *Journal of Adolescent Health*, 68(5), 953-960. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2020.07.042>
- Billieux, J., Flayelle, M., Rumpf, H. J. y Stein, D. J. (2019). High involvement versus pathological involvement in video games: A crucial distinction for ensuring the validity and utility of gaming disorder. *Current Addiction Reports*, 6, 323-330. <https://doi.org/10.1007/s40429-019-00259-x>
- Boyd, D. R., Bee, H. L. y Johnson, P. A. (2012). *Lifespan development*. Pearson.
- Brailovskaia, J. y Margraf, J. (2024). Addictive social media use during Covid-19 outbreak: Validation of the Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) and investigation of protective factors in nine countries. *Current Psychology*, 43(14), 13022-13040. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03182-z>

- Castro-Calvo, J., King, D. L., Stein, D. J., Brand, M., Carmi, L., Chamberlain, S. R.,... Billieux, J. (2021). Expert appraisal of criteria for assessing gaming disorder: An international Delphi study. *Addiction*, 116(9), 2463-2475. <https://doi.org/10.1111/add.15411>
- Cataldo, I., Billieux, J., Esposito, G. y Corazza, O. (2022). Assessing problematic use of social media: Where do we stand and what can be improved? *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 45, 101145. <https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2022.101145>
- Charlton, J. P. y Danforth, I. D. (2007). Distinguishing addiction and high engagement in the context of online game playing. *Computers in human behavior*, 23(3), 1531-1548. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2005.07.002>
- Chegeni, M., Shahrabaki, P. M., Shahrabaki, M. E., Nakhaee, N. y Haghdooost, A. (2021). Why people are becoming addicted to social media: A qualitative study. *Journal of Education and Health Promotion*, 10(1). https://doi.org/10.4103/jehp.jehp_1109_20
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Ciudad-Fernández, V., Zarco-Alpuente, A., Escrivá-Martínez, T., Gomis-Vicent, E., Espejo, B., Lecuona, O., Perales, J. C., Lopez-Fernandez, O. y Baños, R. M. (2024a). *The seven deadly sins: Measuring overvaluation of social media with the Plan-net 25 scale*. OSF Preprints. <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/WC4EV>
- Ciudad-Fernández, V., Zarco-Alpuente, A., Escrivá-Martínez, T., Herrero, R. y Baños, R. (2024b). How adolescents lose control over social networks: A process-based approach to problematic social network use. *Addictive Behaviors*, 154, 108003. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2024.108003>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Crockett, M. A., Martínez, V. y Ordóñez-Carrasco, J. L. (2022). Propiedades psicométricas de la escala Generalized Anxiety Disorder 7-Item (GAD-7) en una muestra comunitaria de adolescentes en Chile. *Revista Médica de Chile*, 150(4), 458-464. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872022000400458>
- Diez-Quevedo, C., Rangil, T., Sanchez-Planell, L., Kroenke, K. y Spitzer, R. L. (2001). Validation and utility of the patient health questionnaire in diagnosing mental disorders in 1003 general hospital Spanish inpatients. *Psychosomatic Medicine*, 63(4), 679-686. <https://doi.org/10.1097/00006842-200107000-00021>
- Eisinga, R., Grotenhuis, M. T. y Pelzer, B. (2013). The reliability of a two-item scale: Pearson, Cronbach, or Spearman-Brown?. *International journal of public health*, 58, 637-642. <https://doi.org/10.1007/s00038-012-0416-3>
- Fineberg, N. A., Demetrovics, Z., Potenza, M. N., Mestre-Bach, G., Ekhtiari, H., Roman-Urrestarazu, A.,... Stein, D. J. (2024). Global action on problematic usage of the internet: Announcing a Lancet Psychiatry Commission. *The Lancet Psychiatry*.
- Flayelle, M., Brevers, D., King, D. L., Mauraage, P., Perales, J. C. y Billieux, J. (2023). A taxonomy of technology design features that promote potentially addictive online behaviours. *Nature Reviews Psychology*, 2(3), 136-150. <https://doi.org/10.1038/s44159-023-00153-4>
- Flayelle, M., Schimmenti, A., Starcevic, V. y Billieux, J. (2022). The pitfalls of recycling substance-use disorder criteria to diagnose behavioral addictions. In *Evaluating the brain disease model of addiction* (pp. 339-349). Routledge.
- Fournier, L., Schimmenti, A., Musetti, A., Boursier, V., Flayelle, M., Cataldo, I.,... Billieux, J. (2023). Deconstructing the components model of addiction: An illustration through “addictive” use of social media. *Addictive Behaviors*, 143, 107694. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2023.107694>
- Fournier, L., Schimmenti, A., Musetti, A., Boursier, V., Flayelle, M., Cataldo, I.,... Billieux, J. (2024). Further evidence for the bidimensionality of the components model of addiction: A reply to Amendola (2023). *Addictive Behaviors*, 150, 107914. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2023.107914>
- Gamer, M. (2019). irr: Various coefficients of interrater reliability and agreement (Version 0.84. 1). *Computer Software and Manual*.
- Gioia, F., Rega, V. y Boursier, V. (2021). Problematic internet use and emotional dysregulation among young people: A literature review. *Clinical Neuropsychiatry*, 18(1), 41. <https://doi.org/10.36131/cnforitieditore20210104>
- Griffiths, M. (2005). A ‘components’ model of addiction within a biopsychosocial framework. *Journal of Substance Use*, 10(4), 191-197. <https://doi.org/10.1080/14659890500114359>
- Griffiths, M. D. (2019). The evolution of the ‘components model of addiction’ and the need for a confirmatory approach in conceptualizing behavioral addictions. *Düşünen Adam: The Journal of Psychiatry and Neurological Sciences*, 32, 179-184.
- Hallquist, M. N. y Wiley, J. F. (2018). MplusAutomation: An R package for facilitating large-scale latent variable analyses in M plus. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 25(4), 621-638. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1402334>
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huang, C. (2022). A meta-analysis of the problematic social media use and mental health. *International*

- Journal of Social Psychiatry*, 68(1), 12-33. <https://doi.org/10.1177/0020764020978434>
- Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkey, L. C. y Cacioppo, J. T. (2004). A short scale for measuring loneliness in large surveys: Results from two population-based studies. *Research on Aging*, 26(6), 655-672. <https://doi.org/10.1177/0164027504268574>
- Infanti, A., Valls-Serrano, C., Perales, J. C., Vögele, C. y Billieux, J. (2023). Gaming passion contributes to the definition and identification of problematic gaming. *Addictive Behaviors*, 147, 107805.
- Izadpanah, S., Barnow, S., Neubauer, A. B. y Holl, J. (2019). Development and validation of the Heidelberg Form for Emotion Regulation Strategies (HFERST): Factor structure, reliability, and validity. *Assessment*, 26(5), 880-906. <https://doi.org/10.1177/1073191117720283>
- Jobst, L. J., Bader, M. y Moshagen, M. (2023). A tutorial on assessing statistical power and determining sample size for structural equation models. *Psychological Methods*, 28(1), 207-221. <https://doi.org/10.1037/met0000423>
- Jovanović, V., Rudnev, M., Arslan, G., Buzea, C., Dimitrova, R., Góngora, V.,... Žukauskienė, R. (2022). The Satisfaction with Life Scale in adolescent samples: Measurement invariance across 24 countries and regions, age, and gender. *Applied research in quality of life*, 17(4), 2139-2161. <https://doi.org/10.1007/s11482-021-10024-w>
- Kardfelt-Winther, D. (2014). A conceptual and methodological critique of internet addiction research: Towards a model of compensatory internet use. *Computers in human behavior*, 31, 351-354. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.10.059>
- Kelly, Y., Zilanawala, A., Booker, C. y Sacker, A. (2018). Social media use and adolescent mental health: Findings from the UK Millennium Cohort Study. *EClinicalMedicine*, 6, 59-68. <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2018.12.005>
- Kjell, O. N. E. y Diener, E. (2021). Abbreviated three-item versions of the satisfaction with life scale and the harmony in life scale yield as strong psychometric properties as the original scales. *Journal of Personality Assessment*, 103(2), 183-194. <https://doi.org/10.1080/00223891.2020.1737093>
- Koo, T. K. y Li, M. Y. (2016). A guideline of selecting and reporting intraclass correlation coefficients for reliability research. *Journal of Chiropractic Medicine*, 15(2), 155-163. <https://doi.org/10.1016/j.jcm.2016.02.012>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L. y Williams, J. B. (2001). The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606-613. <https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>
- Lewin, K. M., Kaur, A. y Meshi, D. (2023). Problematic social media use and impulsivity. *Current Addiction Reports*, 10(3), 553-562. <https://doi.org/10.1007/s40429-023-00495-2>
- Lopez-Fernandez, O. (2018). Generalised versus specific internet use-related addiction problems: A mixed methods study on internet, gaming, and social networking behaviours. *International journal of environmental research and public health*, 15(12), 2913. <https://doi.org/10.3390/ijerph15122913>
- Lyyra, N., Junttila, N., Gustafsson, J., Lahti, H. y Paakkari, L. (2022). Adolescents' online communication and well-being: Findings from the 2018 health behavior in school-aged children (HBSC) study. *Frontiers in psychiatry*, 13, 976404. <https://doi.org/10.3389/fpsyt.2022.976404>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W. y Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Maxwell, S. E. (2004). The Persistence of Underpowered Studies in Psychological Research: Causes, Consequences, and Remedies. *Psychological Methods*, 9(2), 147-163. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.2.147>
- McNeish, D. (2023). Psychometric properties of sum scores and factor scores differ even when their correlation is 0.98: A response to Widaman and Revelle. *Behavior Research Methods*, 55(8), 4269-4290. <https://doi.org/10.3758/s13428-022-02016-x>
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Millsap, R. E. y Cham, H. (2012). Investigating factorial invariance in longitudinal data. En B. Laursen, T. D. Little. y N. A. Card (Eds.), *Handbook of developmental research methods* (pp. 109-127). Guilford Press.
- Mock, T. (2023). *gtExtras: Extending 'gt' for Beautiful HTML Tables* (Version 0.5.0) [R package]. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=gtExtras>
- Moshagen, M. y Erdfelder, E. (2016). A new strategy for testing structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 54-60. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.950896>
- Mossman, S. A., Luft, M. J., Schroeder, H. K., Varney, S. T., Fleck, D. E., Barzman, D. H.,... Strawn, J. R. (2017). The Generalized Anxiety Disorder 7-item (GAD-7) scale in adolescents with generalized anxiety disorder: Signal detection and validation. *Annals of clinical psychiatry: official journal of the American Academy of Clinical Psychiatrists*, 29(4), 227.
- Orosz, G., Vallerand, R. J., Bőthe, B., Tóth-Király, I. y Paszuj, B. (2016). On the correlates of passion for screen-based behaviors: The case of impulsivity and the problematic and non-problematic Facebook use and TV series watching. *Personality and Individual Differences*, 101, 167-176.
- Peng, P. y Liao, Y. (2023). Six addiction components of problematic social media use in relation to depression, anxiety, and stress symptoms: A latent profile analysis and network analysis. *BMC psychiatry*, 23(1), 321. <https://doi.org/10.1186/s12888-023-04837-2>

- Perales, J. C. y Muela, I. (2019). Adicciones tecnológicas: mitos y evidencia. En M. González de Audikana de la Hera y A. Estévez Gutiérrez (Eds.), *Adicciones sin sustancia y otros trastornos del control de los impulsos* (pp. 19-33). Universidad de Deusto, Servicio de Publicaciones.
- Perales, J. C., King, D. L., Navas, J. F., Schimmenti, A., Sescousse, G., Starcevic, V.,... Billieux, J. (2020). Learning to lose control: A process-based account of behavioral addiction. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 108, 771-780. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2019.12.025>
- Pew Research Center. (2023, December 11). Teens, social media, and technology 2023. <https://www.pewresearch.org/internet/2023/12/11/teens-social-media-and-technology-2023/>
- Revelle, W. (2024). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research* (Version 2.4.3) [R package]. Northwestern University, Evanston, Illinois. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Schafer, J. L. (1999). Multiple imputation: A primer. *Statistical methods in medical research*, 8(1), 3-15. <https://doi.org/10.1177/096228029900800102>
- Shannon, H., Bush, K., Villeneuve, P. J., Hellemans, K. G. y Guimond, S. (2022). Problematic social media use in adolescents and young adults: Systematic review and meta-analysis. *JMIR mental health*, 9(4), e33450. <https://doi.org/10.2196/33450>
- Stănculescu, E. y Griffiths, M. D. (2022). Social media addiction profiles and their antecedents using latent profile analysis: The contribution of social anxiety, gender, and age. *Telematics and Informatics*, 74, 101879. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2022.101879>
- Trucharte, A., Calderón, L., Cerezo, E., Contreras, A., Peinado, V. y Valiente, C. (2023). Three-item loneliness scale: Psychometric properties and normative data of the Spanish version. *Current Psychology*, 42(9), 7466-7474. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02110-x>
- Twigg, L., Duncan, C. y Weich, S. (2020). Is social media use associated with children's well-being? Results from the UK Household Longitudinal Study. *Journal of Adolescence*, 80, 73-83. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2020.02.002>
- van Duin, C., Heinz, A. y Willems, H. (2021). Predictors of problematic social media use in a nationally representative sample of adolescents in Luxembourg. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(22), 11878. <https://doi.org/10.3390/ijerph182211878>
- Zarate, D., Hobson, B. A., March, E., Griffiths, M. D. y Stavropoulos, V. (2023). Psychometric properties of the Bergen Social Media Addiction Scale: An analysis using item response theory. *Addictive Behaviors Reports*, 17, 100473. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2022.100473>