

ORIGINAL

## Adicción a redes sociales, personalidad, psicopatología y género: Hallazgos transversales y longitudinales en adolescentes

### *Social media addiction, personality, psychopathology and gender: Cross-sectional and longitudinal findings in adolescents*

FRANCISCO JAVIER LÓPEZ-FERNÁNDEZ\*, \*\*, \*\*\*; LAURA MEZQUITA\*\*\*, \*\*\*\*; VERÓNICA VIDAL-ARENAS\*\*\*\*\*; ALBA MONFIL-CARRATALÁ\*\*\*\*\*; GENERÓS ORTET\*\*\*, \*\*\*\*; MANUEL IGNACIO IBÁÑEZ\*\*\*, \*\*\*\*.

\* Unidad de Psicología Cognitiva Aplicada, Universidad de Castilla-La Mancha, Albacete, España.

\*\* Departamento de Psicología, Facultad de Medicina, Universidad de Castilla-La Mancha, Albacete, España.

\*\*\* Departamento de Psicología Básica, Clínica y Psicobiología, Universitat Jaume I, Castelló de la Plana, España.

\*\*\*\* Instituto de Salud Carlos III, Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental (CIBERSAM), Castelló de la Plana, España.

\*\*\*\*\* Departamento de Psicología y Sociología, Universidad de Zaragoza, Teruel, España.

\*\*\*\*\* Instituto de Salud Mental, Hospital del Mar, Barcelona, España.

### Resumen

La adicción a redes sociales (ARS) se asocia a un amplio rango de problemas psicológicos en adultos, aunque su impacto en adolescentes ha sido menos estudiado. Un paso necesario en la investigación de la ARS en la adolescencia es el desarrollo de instrumentos que permitan evaluarla adecuadamente en esta etapa evolutiva. Por ello, un primer objetivo del presente estudio fue explorar las propiedades psicométricas de la *Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS)* en adolescentes españoles. El estudio también examinó el papel de la personalidad en la ARS, las asociaciones entre la ARS y la salud mental, transversal y longitudinalmente; y cómo esas asociaciones se ven afectadas por el género y cuando la personalidad es considerada. La muestra del estudio se compuso de 616 adolescentes (media de edad = 15,01;  $DT = 1,17$ , 309 chicas), 222 fueron seguidos un año después. La BSMAS emergió como un instrumento adecuado para evaluar ARS en adolescentes, mostrando evidencia apropiada de validez de constructo y de criterio, invarianza entre géneros y excelente consistencia interna. La ARS se relacionó con extraversión, neuroticismo y baja amabilidad en chicos; y neuroticismo, extraversión, y menor responsabilidad, apertura y amabilidad en chicas. La ARS mostró asociaciones transversales y longitudinales con un gran número de problemas psicológicos, y estas difirieron según el género. No obstante, la mayoría de las relaciones desaparecieron cuando se tuvo en cuenta a la personalidad. En este sentido, la ARS estuvo predicha por uso problemático de videojuegos y conducta desafiante una vez se controló por personalidad. Estos hallazgos muestran la importancia de emplear diseños longitudinales y considerar la personalidad y el género a la hora de estudiar el desarrollo de la ARS y su relación con problemas psicológicos.

**Palabras clave:** adicción a redes sociales, validación psicométrica, modelo de los cinco factores, psicopatología, comorbilidad, adolescencia

### Abstract

Social media addiction (SMA) is associated with a wide range of psychological problems in adults, but there are fewer studies about its impact on adolescents. A first step for SMA research in adolescents is to develop instruments to properly examine SMA among them. So the first aim of the current study was to explore the psychometric properties of the Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) among Spanish adolescents. The study also examined the role of personality in SMA, the associations between SMA and mental health both cross-sectionally and longitudinally, and how these associations may be affected by gender and when personality is considered. A sample of 616 adolescents participated in the study (mean age = 15.01,  $SD = 1.17$ , 309 girls), with 1-year follow-up with 222 of them. The BSMAS emerged as a psychometrically sound instrument to assess SMA in adolescents, and showed proper evidence for construct and criterion-related validity, invariance between genders and excellent internal consistency. SMA was related to extraversion, neuroticism and low agreeableness in boys, and to neuroticism, extraversion and lower conscientiousness, openness and agreeableness in girls. SMA showed cross-sectional and longitudinal associations with many psychological problems, with differential associations appearing according to gender, but most disappeared when considering personality. Accordingly, disordered gaming and defiant behaviors predicted SMA after controlling for personality. These findings show the importance of using longitudinal designs and considering personality and gender when examining SMA development and its relations with psychological problems.

**Keywords:** social media addiction, psychometric validation, five-factor model of personality, psychopathology, comorbidity, adolescence

El uso de las redes sociales se ha convertido en uno de los comportamientos humanos más populares. Se estima que el 62,3% de la población mundial es usuaria activa de redes sociales, con un uso promedio diario de 2 horas y 23 minutos. Por ejemplo, en España, ubicación del presente estudio, el 83,6% de los ciudadanos utilizan con frecuencia las redes sociales (*social networking sites*; Kemp, 2024). El mayor uso de las redes sociales se observa en adolescentes y adultos jóvenes, especialmente en mujeres (Kemp, 2024). A pesar de las funciones positivas que proporcionan las redes sociales, como la conexión social o el entretenimiento, una minoría de usuarios puede desarrollar la sintomatología observada en otras conductas adictivas, tanto relacionadas con sustancias como no relacionadas con ellas (es decir, saliencia, modificación del estado de ánimo, tolerancia, abstinencia, conflicto y recaída; Griffiths, 2005). En consecuencia, el uso adictivo de las redes sociales se define como «una preocupación excesiva por las actividades en línea, impulsada por una motivación incontrolable que implica mucho tiempo y esfuerzo y da como resultado importantes deterioros en la vida» (Andreassen y Pallesen, 2014). Al igual que con su uso habitual, los adolescentes (Cheng et al., 2021) y el género femenino (Andreassen et al., 2017) obtienen la mayor prevalencia de adicción a redes sociales (ARS).

Muchos estudios han demostrado una asociación entre la ARS y un amplio conjunto de problemas negativos en adultos y adolescentes, como síntomas de ansiedad y depresión (Hussain y Griffiths, 2018; Keles et al., 2019; Marino et al., 2018), niveles más bajos de bienestar y satisfacción con la vida (Duradoni et al., 2020; Marino et al., 2018) y un peor rendimiento académico (Luo et al., 2021; Tsitsika et al., 2011). Hay muy pocos estudios disponibles sobre otras afecciones psicopatológicas de interés, especialmente en la adolescencia, como los problemas de conducta alimentaria (Imperioli et al., 2021), el trastorno de juego por Internet (*Internet Gaming Disorder*, IGD; Andreassen et al., 2016; Monacis et al., 2017), y el ciberacoso y la cibervictimización (Kircaburun et al., 2018a; Longobardi et al., 2020). Además, y hasta donde sabemos, las asociaciones entre la ARS y otras adicciones a sustancias, así como las adicciones sin sustancia bien establecidas (es decir, el juego problemático), aún están en gran medida sin explorar.

Aunque la literatura describe asociaciones significativas entre la ARS y diferentes problemas psicológicos de forma transversal, la direccionalidad de dichas asociaciones no está bien establecida. Por ejemplo, un estudio longitudinal con adolescentes encontró que la ARS predijo una menor satisfacción con la vida y un aumento de la cibervictimización y los síntomas depresivos, pero no viceversa (Boer et al., 2021). Sin embargo, otro estudio en chicas adolescentes mostró que los síntomas depresivos iniciales predecían la ARS, pero no viceversa (Raudsepp y Kais, 2019), mientras que otro trabajo de investigación observó un efecto longitu-

dinal bidireccional entre la ARS y los síntomas depresivos (Li et al., 2018). En general, como los estudios longitudinales en adolescentes son poco frecuentes y, en algunos casos, informan resultados contradictorios, se necesita más investigación longitudinal para aclarar la direccionalidad de las relaciones entre la ARS y los resultados psicológicos.

Por lo tanto, e independientemente de las suposiciones de los investigadores (es decir, la ARS predice problemas psicológicos, los problemas psicológicos conducen a la ARS, o ambos casos), existe la creencia de que hay una conexión etiológica entre la ARS y una amplia gama de problemas psicológicos. Una explicación alternativa podría ser que estas asociaciones se deben a la existencia de un factor común que subyace tanto a la ARS como a la psicopatología, como la personalidad. Actualmente, el marco más aceptado por los psicólogos de la personalidad es el Modelo de los Cinco Factores (*Five-Factor Model*, FFM; John, 2021), que comprende las dimensiones básicas de la personalidad de neuroticismo, extroversión, apertura a la experiencia, amabilidad y responsabilidad (Costa y McCrae, 1992). Desde este marco, la personalidad se considera una variable disposicional importante que hace a los individuos más vulnerables a una amplia gama de problemas psicológicos, incluidos los síntomas exteriorizados e interiorizados (Etkin et al., 2022) y las conductas relacionadas con la adicción, como los patrones problemáticos de consumo de sustancias (Ibáñez et al., 2008), el juego (Sharpe, 2002), los videojuegos (López-Fernández et al., 2020), el uso de Internet (Brand et al., 2016) y la ARS. En consecuencia, dos metanálisis mostraron una relación significativa entre la ARS y el neuroticismo elevado ( $r = 0,17 - 0,21$ ) y baja responsabilidad ( $r = -0,15 - -0,16$ ) y, en menor medida, a una baja amabilidad ( $r = 0,07$ ), baja apertura ( $r = -0,03 - -0,04$ ) y extroversión ( $r = 0,01 - 0,03$ ) (Huang, 2022; Meynadier et al., 2024). Sin embargo, la gran mayoría de los estudios reclutan muestras de adultos y no diferencian entre hombres y mujeres. Esto es un vacío importante en la literatura debido a las posibles diferencias en el papel de la personalidad en la ARS entre jóvenes y adultos (Meynadier et al., 2024), y entre chicos y chicas, como lo sugieren las evidentes diferencias de sexo en las tasas de prevalencia de la ARS (Su et al., 2020).

La mayoría de los estudios descritos anteriormente emplean la *Bergen Social Media Addiction Scale* (BSMAS; Andreassen et al., 2016) para evaluar la ARS. Este cuestionario de 6 ítems, basado en una escala anterior que evalúa la adicción a Facebook (Andreassen et al., 2012), mide la ARS general sin centrarse en redes sociales específicas, recogiendo la sintomatología adictiva (Griffiths, 2005). La escala está bien validada en países occidentales y orientales, especialmente entre estudiantes universitarios. En este sentido, un metaanálisis reciente basado en las propiedades psicométricas de la BSMAS confirmó su unidimensionalidad y proporcionó evidencias de la fiabilidad de sus puntuaciones y la validez de constructo en 17 idiomas (Bottaro et al., 2025). Respecto

a la adolescencia, el instrumento también ha demostrado sólidas propiedades psicométricas en algunos países, incluida la invarianza de medición según el género en diferentes niveles (Arrivillaga et al., 2024; Lin et al., 2017; Monacis et al., 2017). Uno de los objetivos de la presente investigación fue validar la BSMAS en adolescentes españoles, aunque una validación del instrumento en esta población específica (Arrivillaga et al., 2024) se publicó durante el proceso de revisión por pares del presente manuscrito. Compararemos nuestros resultados con los de estos autores para establecer una evidencia sólida sobre esta población.

En resumen, a pesar de la extensa investigación sobre las asociaciones de la ARS con diversos problemas psicológicos y con los rasgos de personalidad del FFM, vale la pena destacar algunas lagunas importantes. En primer lugar, a pesar de que la adolescencia es una etapa crucial para el uso regular (Kemp, 2024) y adictivo de las redes sociales (Cheng et al., 2021), hay escasos estudios en adolescentes con el BSMAS, el cuestionario más utilizado para evaluar el uso problemático de las redes sociales. En segundo lugar, la mayoría de los trabajos de investigación sobre las consecuencias negativas de la ARS incluyen muestras de población adulta y generalmente se centran en un rango limitado de variables de salud mental, como la depresión, la ansiedad y el bienestar. Otros síntomas psicopatológicos de interés, especialmente en adolescentes, como problemas con el alcohol, la alimentación o el acoso, requieren mayor atención. En tercer lugar, la mayoría de estos estudios son transversales y, por lo tanto, la direccionalidad no está bien establecida en los adolescentes. En cuarto lugar, a pesar del papel relevante de los rasgos básicos de la personalidad en una amplia gama de resultados psicológicos (John, 2021), incluida la ARS (Huang, 2022; Meynadier et al., 2024), solo unos pocos estudios exploran el papel de esta variable en la ARS adolescente. En quinto lugar, la personalidad es un factor relevante para la psicopatología y el bienestar (Etkin et al., 2022) y, en consecuencia, debe tenerse en cuenta al explorar las asociaciones entre la ARS y la salud mental. Por último, las diferencias de género aparecen consistentemente en los rasgos de personalidad (Costa et al., 2001), la psicopatología (Etkin et al., 2022) y otras adicciones tecnológicas (Su et al., 2020) y, por lo tanto, también deberían considerarse en el campo de la ARS.

El presente estudio pretende explorar las propiedades psicométricas del BSMAS en adolescentes españoles. Los análisis psicométricos incluyeron, entre otros, la fiabilidad de la consistencia interna, la estructura factorial y la invarianza de medición entre géneros. También examina el papel de los rasgos de personalidad del FFM en la ARS, incluido el posible papel moderador del género. Además, examina de forma transversal y longitudinal las interrelaciones entre la ARS y un amplio conjunto de problemas psicológicos considerando la influencia de la personalidad y el género. A pesar de la naturaleza exploratoria del presente estudio, se esperan algunos hallazgos generales. El

BSMAS presentará propiedades psicométricas sólidas en adolescentes españoles, incluida la invarianza de medición de género. La ARS estará relacionada con la personalidad, especialmente con el neuroticismo y la baja responsabilidad. Además, se exhibirá una gran cantidad de asociaciones transversales y longitudinales entre la ARS y problemas psicológicos como uso problemático de videojuegos, ansiedad y depresión; y la mayoría de ellas desaparecerán cuando se considere la personalidad. Por último, el género surgirá como un moderador relevante en el vínculo entre la ARS y otras variables psicológicas.

## Método

### Participantes y procedimiento

Los investigadores contactaron con dos institutos de secundaria públicos de Castelló de la Plana (un área urbana en la costa este de España) para formar la muestra de conveniencia, la cual participó en un proyecto más amplio que examinó los factores psicosociales de riesgo y protección implicados en la salud mental en la adolescencia. El personal de investigación administró la batería de cuestionarios en papel y lápiz en el aula en grupo y dieron a los estudiantes instrucciones detalladas, destacando la confidencialidad de los datos y la importancia de dar respuestas honestas; una vez devueltos los cuestionarios, verificaron que las pruebas habían sido completadas adecuadamente. El Comité de Ética de la universidad aprobó este trabajo de investigación y las autoridades regionales lo autorizaron. Los padres o tutores legales de los participantes dieron su consentimiento informado por escrito de acuerdo con la Declaración de Helsinki.

De los 1272 estudiantes de secundaria invitados a participar en este estudio, 616 completaron los instrumentos relacionados con el comportamiento en las redes sociales y formaron la muestra final. Su edad media fue de 15,01 años ( $DT = 1,17$ ) y 309 eran chicas. Se hizo un seguimiento de una submuestra de 222 adolescentes (edad media de 14,39,  $DT = 1,02$ ; 50% chicas) en 1 año para realizar modelos de panel con rezagos cruzados (Cross-Lagged Panel Models, CLPMs).

### Medidas

*Comportamientos relacionados con las redes sociales.* Los participantes informaron la cantidad de horas diarias que pasaban en WhatsApp, Facebook, Instagram y otras redes sociales durante los días entre semana y los fines de semana. Además, este estudio aplicó la BSMAS (Andreassen et al., 2016) para medir el uso adictivo de las redes sociales (p. ej., «...has sentido un deseo cada vez mayor de usar más y más las redes sociales»). Cada elemento, de los seis que componen la escala, se puntuó en una escala de 5 puntos utilizando puntos de anclaje del 1: *Nunca o muy raramente* a 5: *Muy frecuentemente*. Los autores de este estudio tradujeron

al español los ítems originales. Luego, un hablante bilingüe hizo una retrotraducción de la versión en español resultante para verificar la comparabilidad. El instrumento ha sido validado previamente en adultos españoles (Brailovskaia y Margraf, 2022) y adolescentes (Arrivillaga et al., 2024).

**Rasgos de personalidad del FFM.** El estudio empleó la versión de 60 ítems (Ortet-Walker et al., 2020) de la versión junior en español del NEO-PI-R (Ortet et al., 2010) para medir la estructura de cinco factores de la personalidad (neuroticismo, p. ej., «a menudo me siento tenso e inquieto»; extroversión, p. ej., «disfruto mucho hablando con la gente»; apertura a la experiencia, p. ej., «tengo mucha imaginación»; amabilidad, p. ej., «me vuelvo desconfiado cuando alguien es amable conmigo»; y responsabilidad, p. ej., «no me tomo muy en serio mis obligaciones de clase») para representar la mayoría de las facetas de orden inferior en jóvenes de entre 12 y 17 años. Utiliza una escala tipo Likert de cinco puntos desde 0 (*Muy en desacuerdo*) a 4 (*Muy de acuerdo*). Una vez calculados los ítems invertidos, se obtuvieron las puntuaciones de cada dimensión sumando sus ítems correspondientes (12 por dimensión). La escala ha mostrado propiedades psicométricas adecuadas (Ortet-Walker et al., 2020).

**Uso problemático de videojuegos.** Este estudio evaluó el juego patológico (p. ej., «Has dejado de hacer las tareas del hogar para pasar más tiempo jugando a videojuegos») utilizando una escala para jóvenes (Gentile, 2009) que fue previamente adaptada y validada en adolescentes españoles (López-Fernández et al., 2020). El instrumento consta de 11 ítems evaluados en una escala Likert de 4 puntos (0 = *nunca o casi nunca*; 3 = *casi siempre o siempre*).

**Problemas relacionados con el alcohol.** Este estudio también incluyó el *Alcohol Use Disorders Identification Test* (AUDIT; Babor et al., 2001), cuyas propiedades psicométricas han sido respaldadas entre adolescentes españoles (Boubeta et al., 2017). Es un instrumento de 10 ítems que mide el consumo de alcohol (ítems 1-3; p. ej., «¿Con qué frecuencia consumes bebidas alcohólicas?»), la dependencia del alcohol (ítems 4-6; p. ej., «¿Con qué frecuencia en los últimos 12 meses no has podido hacer lo que se esperaba de ti porque habías estado bebiendo?») y el consumo nocivo de alcohol (ítems 7-10; p. ej., «¿Con qué frecuencia en los últimos 12 meses te has arrepentido o sentido culpable después de beber?»). Los ítems se responden en una escala Likert de 5 puntos, excepto los ítems 9 y 10, en una escala Likert de 3 puntos. En el presente estudio se utilizó la puntuación total.

**Juego problemático de apuestas.** En este trabajo se empleó una versión española validada (Becoña, 1997) del *South Oaks Gambling Screen* revisado para adolescentes (SOGS-RA; Fisher, 1993) para evaluar los problemas relacionados con el juego (p. ej., «En los últimos 12 meses, ¿con qué frecuencia has vuelto al día siguiente a jugar para recuperar el dinero perdido?»). La escala consta de 12 ítems dicotómicos.

**Síntomas psicopatológicos.** En el presente trabajo se utilizó el *Sistema de Evaluación de Niños y Adolescentes* (SENA; Sán-

chez-Sánchez et al., 2016), el cual evalúa problemas conductuales y emocionales en población infantojuvenil. El inventario es una escala de 5 puntos que va desde 0: *Nunca o casi nunca* a 4: *Siempre o casi siempre*. Para el presente estudio, la selección de subescalas fue la siguiente: agresividad (7 ítems; p. ej., «Molesto a la gente que no me gusta»), conducta antisocial (8 ítems; p. ej., «Me cuelo en sitios sin pagar») y conducta desafiante (3 ítems; p. ej., «Hago lo que quiero, aunque me castiguen») (del espectro exteriorizado); ansiedad (10 ítems; p. ej., «Mis preocupaciones duran mucho tiempo»), ansiedad social (8 ítems; p. ej., «Siento incomodidad cuando los demás me miran») y depresión (14 ítems; p. ej., «Disfruto menos de las cosas que antes») (del espectro interiorizado); problemas alimentarios (8 ítems; p. ej., «Pienso demasiado en la comida»). Además, este estudio también empleó una subescala de victimización (8 ítems; p. ej., «Algunos compañeros me obligan a hacer cosas que no quiero»), que evalúa los problemas con los compañeros consistentes en ser víctima de violencia física y psicológica.

**Acoso escolar.** En este trabajo se utiliza una escala de 7 ítems, de los cuales uno es de 5 puntos (de 0: *Nunca o casi nunca* a 4: *Siempre o casi siempre*) para evaluar el comportamiento de acoso como acosador (p. ej., «Mis amigos y yo hemos golpeado o atacado a algún compañero de clase»). La escala surgió como una herramienta válida en un estudio previo (Etkin et al., 2020).

**Ciberacoso y cibervictimización.** En este trabajo se utilizó una escala *ad hoc* de 5 puntos de 0: *Nunca o casi nunca* a 4: *Siempre o casi siempre* para medir el ciberacoso —por ejemplo, «He molestado a un compañero por teléfono o Internet (es decir, insultándolo, amenazándolo, burlándome, criticándolo, etc.)»— y la cibervictimización —por ejemplo, «Me han molestado por teléfono o Internet (es decir, me han insultado, amenazado, burlado, criticado, etc.)»— con seis ítems para cada uno.

**Satisfacción con la vida.** También se empleó la versión en español (Galindez y Casas, 2010) de la *Student's Life Satisfaction Scale* (SLSS) (Ash y Huebner, 1998) para evaluar la satisfacción con la vida (p. ej., «Mi vida va bien»). Es un inventario de 7 ítems que mide la satisfacción con la vida de jóvenes entre 8 y 18 años sobre diferentes áreas vitales. La versión española ha mostrado propiedades psicométricas adecuadas (Galindez y Casas, 2010).

**Rendimiento académico.** Los participantes informaron sobre sus calificaciones académicas respondiendo con un formato de escala de 5 puntos que iba desde 0: *Normalmente suspendo* a 4: *Normalmente sobresaliente* a la pregunta: «¿Qué calificaciones obtuviste el último curso?»

## Análisis estadístico

Con el fin de aportar evidencias sobre la estructura interna del cuestionario y las relaciones de sus puntuaciones con otras variables, seguimos la guía de validación de pruebas señalada por Sireci y Benítez (2023) sobre estas cuestiones.

Para examinar la estructura interna de la versión española de la BSMAS, realizamos un análisis factorial confirmatorio (AFC). Para comparar con estudios previos en adolescentes (Bányai et al., 2017; Islam et al., 2022), utilizamos el estimador de máxima verosimilitud con error estándar robusto (MLR) en Mplus 8.4 (Muthén y Muthén, 2018), lo que implica el tratamiento de las variables como datos continuos y no distribuidos normalmente. Exploramos la unidimensionalidad de la BSMAS, altamente respaldada en diferentes contextos socioculturales (Bottaro et al., 2025). Aplicamos lo siguiente para evaluar el ajuste del modelo general: índice de ajuste comparativo (CFI)  $> 0,90$  (aceptable; Marsh et al., 2004) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA)  $< 0,10$  (aceptable; Weston y Gore, 2006). Realizamos análisis factoriales confirmatorios multigrupo (MG-CFA) para determinar la invarianza configural, métrica y escalar de la BSMAS en función del género para ver si el constructo podía probarse de manera sustancial en todos los grupos. Utilizamos los criterios de comparación de modelos de  $\Delta\text{CFI} \geq 0,01$  (Cheung y Rensvold, 2002) y  $\Delta\text{RMSEA} \geq 0,015$  (Chen, 2007) para indicar cualquier disminución significativa en el ajuste al probar la invarianza de medición.

Luego, exploramos los estadísticos descriptivos, índices de consistencia interna (incluido el  $\omega$  de McDonald estimado con una macro para SPSS, Hayes y Coutts, 2020), correlaciones y análisis de regresión utilizando la versión 21 de IBM SPSS Statistics. Los valores faltantes que representaban menos del 5% en el cuestionario fueron sustituidos por la puntuación media de los ítems restantes de la correspondiente escala.

Para comparar las correlaciones directas y parciales controlando por personalidad entre la BSMAS y otras variables psicológicas (es decir, síntomas psicopatológicos, satisfacción con la vida o rendimiento académico), realizamos correlaciones bivariadas de Pearson y correlaciones parciales controlando por género, edad y personalidad.

A continuación, realizamos análisis de regresión lineal múltiple jerárquica para explorar las asociaciones entre los rasgos de personalidad del FFM y la ARS controlando por el género y la edad en un primer paso. También exploramos si el género moderaba las asociaciones entre la personalidad y la ARS. En otras palabras, si las relaciones entre la ARS y la personalidad diferían según el género. Así, incluimos todas las interacciones potencialmente posibles entre el género y los rasgos de personalidad en el modelo de regresión en un último paso para controlar por posibles variables de confusión, según las recomendaciones de Keller (2014). Una interacción entre el género y la personalidad (género  $\times$  neuroticismo,  $\beta = ,10$ ;  $p = ,007$ ) apareció y, en consecuencia, realizamos análisis de regresión por separado para chicos y chicas.

Realizamos CLPMs de dos oleadas con un año de diferencia para explorar las asociaciones longitudinales entre la ARS y las variables de salud mental en Mplus 8.4 (Muthén y Muthén, 2018) controlando por la edad, el género y con y sin personalidad. Probamos los modelos en cada género por separado.

## Resultados

### Estructura factorial e invarianza de género de la BSMAS

Ejecutamos el CFA de la BSMAS con toda la muestra (Modelo 1) y en cada género por separado (Modelos 2 y 3). Los índices de ajuste fueron aceptables (véase la Tabla 1). Las cargas factoriales del CFA del Modelo 1 variaron de 0,57 a 0,81 (véase la Figura 1). El MG-CFA entre los géneros mostró buenos índices de ajuste y cambios mínimos en el CFI y el RMSEA al incluir restricciones entre cargas, lo que sugiere invarianza métrica (Modelo 5). Sin embargo, los criterios de comparación fueron deficientes al incluir restricciones entre interceptos (Modelo 6). En consecuencia, no se cumplió la invarianza escalar. Por lo tanto, probamos

**Tabla 1**

*Resultados de las pruebas de ajuste del modelo e invarianza de medición de la BSMAS en función del género*

| Usuarios de las redes sociales        | Modelo |                              | $\chi^2_{S-B}$ (gl) | CFI  | RMSEA | IC90%     | Ref | $\Delta\text{CFI}$ | $\Delta\text{RMSEA}$ |
|---------------------------------------|--------|------------------------------|---------------------|------|-------|-----------|-----|--------------------|----------------------|
| Modelo de 1 factor                    | 1      | Muestra completa             | 50,646(9)*          | ,946 | ,087  | ,065 ,111 | -   | -                  | -                    |
|                                       | 2      | Chicos                       | 30,258(9)*          | ,938 | ,088  | ,055 ,123 | -   | -                  | -                    |
|                                       | 3      | Chicas                       | 30,221(9)*          | ,939 | ,088  | ,055 ,124 | -   | -                  | -                    |
| Pruebas de invarianza según el género | 4      | Configural                   | 60,485(18)*         | ,938 | ,088  | ,064 ,113 | -   | -                  | -                    |
|                                       | 5      | Métrica                      | 63,340(23)*         | ,941 | ,076  | ,054 ,098 | M4  | ,003               | -,012                |
|                                       | 6      | Escalar                      | 80,969(28)*         | ,923 | ,079  | ,059 ,099 | M5  | -,018              | ,003                 |
|                                       | 7      | Escalar parcial <sup>#</sup> | 66,953(26)*         | ,940 | ,072  | ,051 ,093 | M5  | -,001              | -,004                |

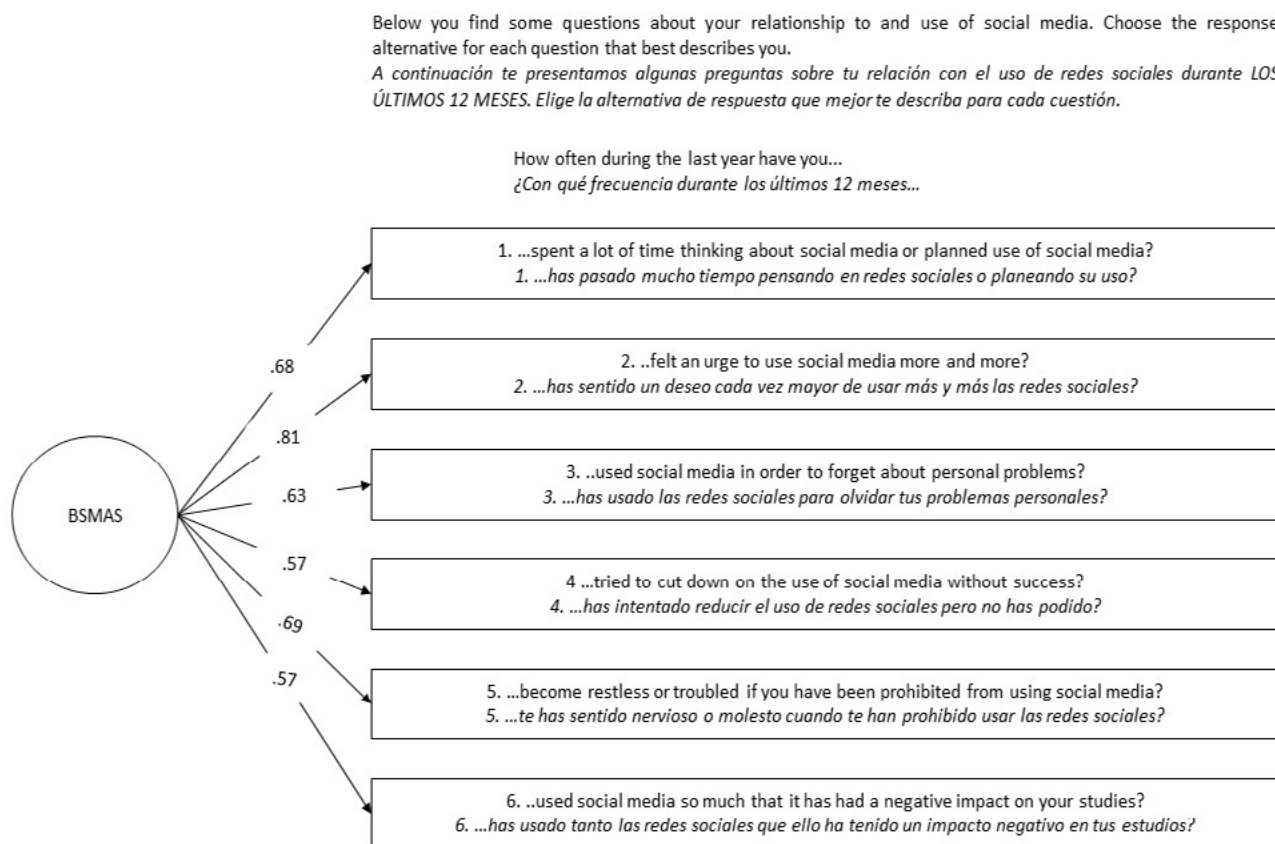
*Nota.*  $\chi^2_{S-B}$  = Chi-cuadrado escalado de Satorra-Bentler; gl = grados de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; IC 90% = intervalo de confianza del 90% de RMSEA; Ref = modelo de referencia;  $\Delta\text{CFI}$  = cambio en CFI;  $\Delta\text{RMSEA}$  = cambio en RMSEA.

<sup>#</sup> Los interceptos de los ítems 1 y 3 fueron estimados libremente entre los grupos.

\*  $p < ,001$ .

**Figura 1**

Cargas factoriales de los 6 ítems de la versión en español de la BSMAS para adolescentes



*Nota.* Las instrucciones y los ítems en español se muestran en cursiva.

la invarianza parcial liberando restricciones para mantener la invarianza a lo largo de los interceptos y cumpliendo con la invarianza de la mayoría de los elementos (Steenkamp y Baumgartner, 1998; Vandenberg y Lance, 2000). Por tanto, los índices de cambios mínimos fueron satisfactorios al estimar libremente los interceptos de los ítems 1 y 3, lo que sugiere una invarianza escalar parcial (Modelo 7).

### Correlaciones con la BSMAS, estadísticas descriptivas y consistencias internas

La Tabla 2 muestra las correlaciones con la BSMAS, los estadísticos descriptivos y las consistencias internas de todas las variables del estudio. La versión en español de la BSMAS para adolescentes presentó buenos índices de consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach y  $\omega$  de McDonald = 0,82). Todos los índices de discriminación (correlaciones ítem-total) fueron superiores a 0,52.

Los participantes informaron pasar una media de 2,82 horas diarias entre semana y 3,78 horas los fines de semana

en WhatsApp, y 2,50 horas entre semana y 2,77 horas los fines de semana en Instagram. Además, el 8,6% y el 15,8% de los usuarios de WhatsApp indicaron pasar más de 6 horas diarias de uso entre semana y en los fines de semana, respectivamente. Estos porcentajes fueron respectivamente del 7,8% y del 13,6% para los usuarios de Instagram. El uso de Facebook y otras redes sociales fue bajo en comparación con las otras dos: se dedicaron 0,17 horas diarias entre semana y 0,23 horas los fines de semana a Facebook, y 0,60 y 0,89 horas a otras redes sociales, respectivamente.

Las puntuaciones en la BSMAS presentaron correlaciones moderadas con los usos de Instagram y WhatsApp (0,43 y 0,38,  $p < 0,001$ , respectivamente) y se asociaron significativamente con todos los problemas psicológicos, excepto el juego problemático y la victimización, con tamaños de efecto de pequeños a moderados. Además, los tamaños del efecto de dichas asociaciones variaron según el género. De esta manera, la asociación más alta en los chicos apareció con el uso problemático de videojuegos, mientras que en las chicas los

**Tabla 2***Coeficientes de correlación con la BSMAS, estadísticos descriptivos y consistencia interna de las variables de estudio*

|                                       | BSMAS                                  |                                        |                                        | Media (DT)   |              |               | Consistencia interna |          |          |
|---------------------------------------|----------------------------------------|----------------------------------------|----------------------------------------|--------------|--------------|---------------|----------------------|----------|----------|
|                                       | Total                                  | Chicos                                 | Chicas                                 | Total        | Chicos       | Chicas        | <i>d</i>             | $\omega$ | $\alpha$ |
| BSMAS                                 | —                                      | —                                      | —                                      | 12,09 (5,04) | 10,47 (4,43) | 13,77 (5,10)  | ,69                  | ,82      | ,82      |
| Género                                | <b>,33<sup>c</sup></b>                 | —                                      | —                                      | —            | —            | —             | —                    | —        | —        |
| Edad                                  | ,01                                    | —                                      | —                                      | 15,01 (1,17) | 15,03 (1,15) | 14,99 (1,18)  | ,03                  | —        | —        |
| Neuroticismo                          | <b>,34<sup>c</sup></b>                 | <b>,19<sup>b</sup></b>                 | <b>,37<sup>c</sup></b>                 | 21,20 (8,84) | 19,04 (8,40) | 23,38 (8,79)  | ,50                  | ,84      | ,84      |
| Extraversión                          | <b>,21<sup>c</sup></b>                 | <b>,25<sup>c</sup></b>                 | <b>,13<sup>a</sup></b>                 | 32,35 (7,68) | 31,35 (7,46) | 33,33 (7,75)  | ,26                  | ,83      | ,84      |
| Apertura a la experiencia             | <b>-,08<sup>a</sup></b>                | -,08                                   | <b>-,24<sup>c</sup></b>                | 25,24 (8,00) | 23,56 (7,51) | 26,90 (8,19)  | ,43                  | ,77      | ,76      |
| Amabilidad                            | <b>-,17<sup>c</sup></b>                | <b>-,21<sup>c</sup></b>                | <b>-,31<sup>c</sup></b>                | 36,32 (7,36) | 34,98 (7,69) | 37,73 (6,73)  | ,38                  | ,83      | ,82      |
| Responsabilidad                       | <b>-,15<sup>c</sup></b>                | <b>-,14<sup>a</sup></b>                | <b>-,29<sup>c</sup></b>                | 29,76 (8,34) | 28,17 (8)    | 31,27 (8,40)  | ,38                  | ,87      | ,86      |
| Problemas relacionados con el alcohol | <b>,24<sup>c</sup>/,04</b>             | <b>,20<sup>b</sup>/,07</b>             | <b>,24<sup>c</sup>/,02</b>             | 2,37 (3,57)  | 2,05 (3,61)  | 2,70 (3,55)   | ,18                  | ,82      | ,80      |
| Uso problemático de videojuegos       | <b>,22<sup>c</sup>/,12</b>             | <b>,41<sup>c</sup>/,28<sup>b</sup></b> | <b>,21<sup>b</sup>/-,04</b>            | 4,73 (5,15)  | 5,76 (5,49)  | 2,65 (3,54)   | ,67                  | ,86      | ,85      |
| Juego problemático de apuestas        | ,03/,00                                | <b>,12<sup>a</sup>/,07</b>             | ,01/-,03                               | 0,12 (0,56)  | 0,18 (0,70)  | 0,04 (0,31)   | ,26                  | ,69      | ,70      |
| Agresividad                           | <b>,10<sup>a</sup>/-,10</b>            | <b>,13<sup>a</sup>/-,11</b>            | <b>,26<sup>c</sup>/-,15</b>            | 2,19 (3,15)  | 2,66 (3,68)  | 1,65 (2,36)   | ,33                  | ,74      | ,74      |
| Conducta antisocial                   | <b>,14<sup>b</sup>/-,01</b>            | <b>,21<sup>b</sup>/,04</b>             | <b>,17<sup>b</sup>/-,14</b>            | 2,03 (3,26)  | 2,40 (3,75)  | 1,62 (2,69)   | ,24                  | ,79      | ,78      |
| Conducta desafiante                   | <b>,27<sup>c</sup>/,13</b>             | <b>,25<sup>c</sup>/,09</b>             | <b>,30<sup>c</sup>/,05</b>             | 1,41 (1,81)  | 1,29 (1,81)  | 1,48 (1,76)   | ,11                  | ,61      | ,61      |
| Ansiedad                              | <b>,32<sup>c</sup>/,14<sup>a</sup></b> | <b>,15<sup>b</sup>/,04</b>             | <b>,28<sup>c</sup>/,22</b>             | 12,83 (9,13) | 9,63 (7,53)  | 16,24 (9,48)  | ,77                  | ,90      | ,90      |
| Ansiedad social                       | <b>,18<sup>c</sup>/,01</b>             | ,08/,01                                | <b>,16<sup>a</sup>/-,06</b>            | 8,61 (6,72)  | 7,44 (6,25)  | 9,90 (7,02)   | ,37                  | ,86      | ,86      |
| Depresión                             | <b>,29<sup>c</sup>/,13</b>             | <b>,17<sup>b</sup>/,05</b>             | <b>,29<sup>c</sup>/,22<sup>a</sup></b> | 9,86 (9,39)  | 8,08 (8,10)  | 11,90 (10,31) | ,41                  | ,91      | ,91      |
| Problemas alimentarios                | <b>,39<sup>c</sup>/,17<sup>a</sup></b> | <b>,30<sup>c</sup>/,14</b>             | <b>,33<sup>c</sup>/,17</b>             | 6,40 (6,10)  | 4,24 (4,62)  | 8,70 (6,55)   | ,79                  | ,81      | ,82      |
| Victimización                         | ,08/,05                                | <b>,18<sup>b</sup>/,04</b>             | ,03/,00                                | 0,80 (2,30)  | 0,99 (2,61)  | 0,65 (2,04)   | ,15                  | ,85      | ,84      |
| Acoso escolar                         | <b>,11<sup>b</sup>/-,03</b>            | <b>,15<sup>a</sup>/,04</b>             | <b>,24<sup>c</sup>/-,18</b>            | 1,25 (2,39)  | 1,65 (2,86)  | 0,79 (1,67)   | ,37                  | ,78      | ,77      |
| Cibervictimización                    | <b>,17<sup>c</sup>/,08</b>             | <b>,23<sup>c</sup>/,09</b>             | ,08/,06                                | 0,91 (2,15)  | 0,69 (1,79)  | 1,15 (2,47)   | ,21                  | ,82      | ,80      |
| Ciberacoso                            | <b>,15<sup>c</sup>/,15<sup>a</sup></b> | <b>,25<sup>c</sup>/,22<sup>b</sup></b> | <b>,15<sup>a</sup>/-,09</b>            | 0,59 (1,36)  | 0,76 (1,56)  | 0,43 (1,12)   | ,24                  | ,65      | ,64      |
| Satisfacción con la vida              | <b>-,17<sup>c</sup>/,01</b>            | ,05/,20 <sup>a</sup>                   | <b>-,26<sup>c</sup>/-,19</b>           | 21,10 (6,14) | 21,94 (5,52) | 20,19 (6,60)  | ,29                  | ,80      | ,78      |
| Rendimiento académico                 | <b>-,11<sup>b</sup>/-,05</b>           | <b>-,18<sup>b</sup>/-,09</b>           | <b>-,19<sup>b</sup>/-,02</b>           | 2,21 (1,08)  | 2 (1,07)     | 2,41 (1,06)   | ,38                  | —        | —        |

Nota. Género; 1 = chicos, 2 = chicas; BSMAS = *Bergen Social Media Addiction Scale*.

Los valores a la izquierda de la barra son correlaciones directas.

Los valores a la derecha de la barra corresponden a las correlaciones parciales que controlan la edad y la personalidad.

En **negrita** <sup>a</sup>  $p < ,05$ ; <sup>b</sup>  $p < ,01$ ; <sup>c</sup>  $p < ,001$ .

Tamaño del efecto (Cohen, 1992):

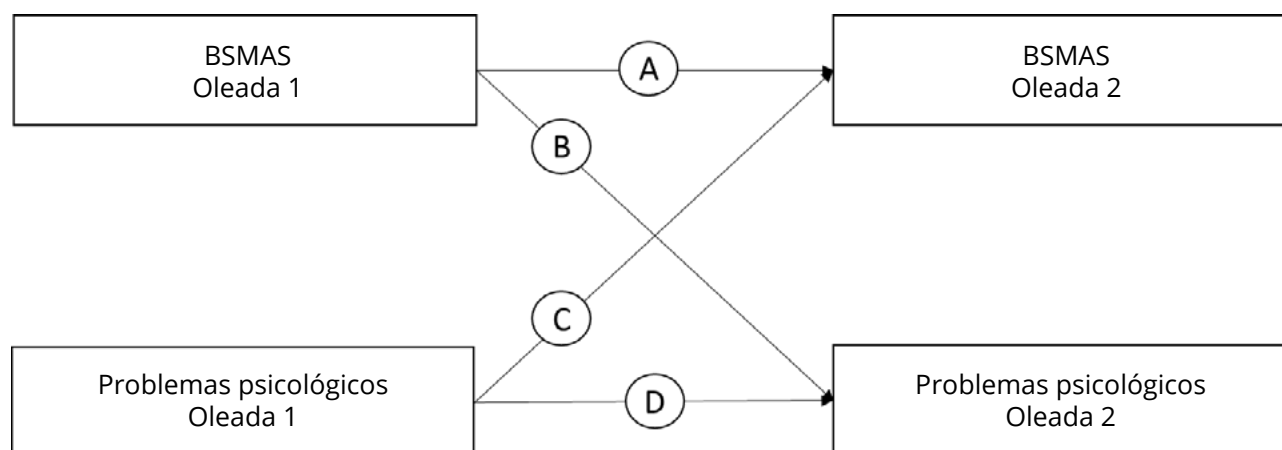
Para correlaciones; ,10 = pequeño, ,30 = mediano, ,50 = grande;

Para las diferencias de medias (*d* de Cohen); ,20 = pequeño, ,50 = mediano, ,80 = grande.

**Tabla 3***Análisis de regresión lineal múltiple de género, edad y rasgos de personalidad de los Cinco Grandes en la BSMAS*

|        |                           | BSMAS   |            | BSMAS Chicos |            | BSMAS Chicas |            |
|--------|---------------------------|---------|------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Paso 1 |                           | $\beta$ | $\Delta R$ | $\beta$      | $\Delta R$ | $\beta$      | $\Delta R$ |
|        | Género                    | ,32***  |            | —            |            | —            |            |
|        | Edad                      | ,02     | ,10***     | ,11          | ,01        | -,05         | ,00        |
| Paso 2 |                           |         |            |              |            |              |            |
|        | Neuroticismo              | ,27***  |            | ,17**        |            | ,35***       |            |
|        | Extraversión              | ,25***  |            | ,31***       |            | ,24***       |            |
|        | Apertura a la experiencia | -,16*** | ,20***     | -,09         | ,16***     | -,18***      | ,31***     |
|        | Amabilidad                | -,12**  |            | -,13*        |            | -,14**       |            |
|        | Responsabilidad           | -,15*** |            | -,09         |            | -,20***      |            |

Nota. Género; 1 = chicos, 2 = chicas;

\*  $p < ,05$ ; \*\*  $p < ,01$ ; \*\*\*  $p < ,001$ .**Figura 2***CLPMs entre la BSMAS y los problemas psicológicos*

Nota. Para aclarar, los errores de las variables y sus intercorrelaciones en cada oleada no se representan en la figura.

La vía A representa la estabilidad entre las olas de la BSMAS; la vía B representa el efecto de la BSMAS en la ola 1 sobre los problemas psicológicos en la ola 2; la vía C representa el efecto de los problemas psicológicos en la ola 1 en la BSMAS en la ola 2; la vía D representa la estabilidad entre las olas de los problemas psicológicos.

problemas alimentarios surgieron como los más fuertes. Al controlar por género, edad y personalidad, solo las asociaciones con problemas alimentarios, ciberacoso y ansiedad siguieron siendo significativas para toda la muestra. Al controlar por personalidad en la muestra dividida por género, las relaciones con el uso problemático de videojuegos y el ciberacoso se mantuvieron en los chicos, y la relación con la depresión lo hizo en las chicas (véase la Tabla 2).

### Usuarios en riesgo y con adicción

Se han propuesto algunos puntos de corte para la BSMAS en adolescentes, que indican un alto riesgo de uso problemático a redes sociales con un punto de corte de 19 puntos

(Bányai et al., 2017) y ARS con un punto de corte más estricto de 24 puntos basado en el diagnóstico clínico (Luo et al., 2021). En consecuencia, el 12,2% de los usuarios de las redes sociales de nuestra muestra estaría en riesgo de uso problemático, mientras que el 2,4% sería clasificado como usuario con adicción. Cabe destacar las importantes diferencias encontradas entre chicos y chicas, con un 18,4% de chicas en riesgo de uso problemático (frente al 6,3% de los chicos) y un 4,2% consideradas adictas (frente al 0,6% de los chicos).

### ARS y personalidad

Los análisis de regresión lineal múltiple jerárquica mostraron que la personalidad se relacionaba notablemente con

**Tabla 4**  
*Pesos de regresión de los modelos de los CLPMs*

|                                       | Vía A                              | Vía B                        | Vía C                                  | Vía D                              |
|---------------------------------------|------------------------------------|------------------------------|----------------------------------------|------------------------------------|
| Problemas relacionados con el alcohol | ,48 <sup>c</sup> /.46 <sup>c</sup> | ,08/.06                      | ,06/.05                                | ,57 <sup>c</sup> /.56 <sup>c</sup> |
| Uso problemático de videojuegos       | ,43 <sup>c</sup> /.40 <sup>c</sup> | -,06/-,09                    | <b>,18<sup>b</sup>/.17<sup>a</sup></b> | ,56 <sup>c</sup> /.53 <sup>c</sup> |
| Juego problemático de apuestas        | ,52 <sup>c</sup> /.47 <sup>c</sup> | ,05/.09                      | -,04/-,05                              | ,42 <sup>c</sup> /.52 <sup>c</sup> |
| Agresividad                           | ,53 <sup>c</sup> /.48 <sup>c</sup> | ,05/-,03                     | ,04/.00                                | ,54 <sup>c</sup> /.43 <sup>c</sup> |
| Conducta antisocial                   | ,52 <sup>c</sup> /.48 <sup>c</sup> | ,03/-,03                     | ,08/.05                                | ,59 <sup>c</sup> /.56 <sup>c</sup> |
| Conducta desafiante                   | ,50 <sup>c</sup> /.47 <sup>c</sup> | ,07/.02                      | <b>,18<sup>b</sup>/.15<sup>b</sup></b> | ,48 <sup>c</sup> /.43 <sup>c</sup> |
| Ansiedad                              | ,53 <sup>c</sup> /.49 <sup>c</sup> | -,05/-,05                    | <b>,12<sup>a</sup>/.05</b>             | ,61 <sup>c</sup> /.53 <sup>c</sup> |
| Ansiedad social                       | ,53 <sup>c</sup> /.47 <sup>c</sup> | -,06/-,08                    | ,07/.03                                | ,69 <sup>c</sup> /.61 <sup>c</sup> |
| Depresión                             | ,51 <sup>c</sup> /.47 <sup>c</sup> | ,10/-,05                     | -,04/.01                               | ,58 <sup>c</sup> /.45 <sup>c</sup> |
| Problemas alimentarios                | ,50 <sup>c</sup> /.48 <sup>c</sup> | -,04/-,03                    | <b>,15<sup>a</sup>/.09</b>             | ,73 <sup>c</sup> /.70 <sup>c</sup> |
| Victimización                         | ,54 <sup>c</sup> /.50 <sup>c</sup> | ,09/.04                      | ,08/.05                                | ,39 <sup>c</sup> /.37 <sup>c</sup> |
| Acoso escolar                         | ,52 <sup>c</sup> /.48 <sup>c</sup> | ,04/.00                      | ,04/-,01                               | ,51 <sup>c</sup> /.46 <sup>c</sup> |
| Cibervictimización                    | ,55 <sup>c</sup> /.50 <sup>c</sup> | <b>,15<sup>a</sup>/.14</b>   | ,00/-,03                               | ,35 <sup>c</sup> /.34 <sup>c</sup> |
| Ciberacoso                            | ,54 <sup>c</sup> /.49 <sup>c</sup> | ,11/.10                      | ,02/-,02                               | ,45 <sup>c</sup> /.44 <sup>c</sup> |
| Satisfacción con la vida              | ,53 <sup>c</sup> /.47 <sup>c</sup> | -,02/.03                     | -,06/-,01                              | ,62 <sup>c</sup> /.56 <sup>c</sup> |
| Rendimiento académico                 | ,53 <sup>c</sup> /.47 <sup>c</sup> | <b>-,13<sup>a</sup>/-,05</b> | -,06/-,01                              | ,62 <sup>c</sup> /.51 <sup>c</sup> |

*Nota.* El estimador es de máxima verosimilitud. Se muestran relaciones cruzadas significativas en negrita.

Los valores a la izquierda de la barra son para el modelo cuando se controla la edad y el género.

Los valores a la derecha de la barra son para el modelo cuando se controla la edad, el género y la personalidad.

<sup>a</sup>  $p < ,05$ ; <sup>b</sup>  $p < ,01$ ; <sup>c</sup>  $p < ,001$ .

Tamaño del efecto (Orth et al., 2024); ,03 = pequeño, ,07 = mediano, ,12 = grande.

la ARS (véase la Tabla 3). Las asociaciones encontradas fueron principalmente con alto neuroticismo y extroversión y, aunque en menor medida, con baja apertura a la experiencia y responsabilidad. Por último, apareció una relación menor con baja amabilidad. Aparte de esto, surgió una fuerte asociación entre la ARS y el género femenino. En consecuencia, en las chicas las asociaciones entre la ARS y los rasgos de personalidad de neuroticismo, responsabilidad y apertura a la experiencia se volvieron más importantes.

### ARS y problemas psicológicos

Los CLPMs (véase la Figura 2) revelaron que, sin controlar por personalidad, el uso problemático de videojuegos, la conducta desafiante y los problemas alimentarios y de ansiedad predijeron ARS un año después, mientras que la ARS predijo una mayor cibervictimización y un menor rendimiento académico. Todos los tamaños de estos efectos cruzados fueron grandes:  $\geq 0,12$  (Orth et al., 2024). Por el contrario, cuando se introdujo la personalidad, las únicas

asociaciones que permanecieron fueron aquellas con el uso problemático de videojuegos y la conducta desafiante (véase la Tabla 4). A pesar del pequeño tamaño de la muestra, los CLPMs realizados para cada género tendieron a exhibir asociaciones longitudinales dependientes del género (véase la Tabla S1).

## Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo comprobar las propiedades psicométricas de la BSMAS en una muestra de adolescentes españoles. Esta investigación también se centró en mostrar las relaciones entre los rasgos de personalidad del FFM y la ARS, lo que puede explicar en gran medida las numerosas asociaciones transversales y longitudinales entre la ARS y otros problemas psicológicos encontrados en la literatura y también explorados aquí. Por último, se examinaron las influencias dependientes del género en dichas interrelaciones.

La versión en español del BSMAS replicó una solución unifactorial con índices de ajuste aceptables para el modelo realizado por el CFA, aportando evidencia esencial de validez de constructo y, por tanto, reflejando que la prueba representa adecuadamente la variable conceptual, así como una excelente fiabilidad. Estos hallazgos son consistentes con estudios previos en adultos (Bottaro et al., 2025) y adolescentes (Arrivillaga et al., 2024; Lin et al., 2017; Monacis et al., 2017). En términos de MG-CFA, los resultados de las pruebas de invarianza según el género mostraron que tanto los chicos como las chicas interpretaron de manera similar el constructo BSMAS, que proporcionó invarianza configural, métrica y escalar parcial (Putnick y Bornstein, 2016). En otra muestra de adolescentes españoles, Arrivillaga et al. (2024) siguieron diferentes criterios para explorar la medición de la invarianza de género de la BSMAS. En cuanto a la invarianza escalar, los autores encontraron que la mayoría de los indicadores la respaldaban y sugirieron la idoneidad de las comparaciones de género, como hacemos nosotros. En cualquier caso, algunos metodólogos han argumentado recientemente que la invarianza total como requisito previo para comparaciones de grupos válidas está en cierta medida sobreestimado (Robitzsch y Lüdtke, 2023). Actualmente, en la evaluación de las adicciones relacionadas con Internet en adolescentes españoles, los investigadores han validado los instrumentos de referencia que se emplean comúnmente en la literatura. Este es el caso de la BSMAS para la ARS, la *Compulsive Internet Use Scale* para medir el uso problemático de Internet (Ortuño-Sierra et al., 2024) y la *Internet Gaming Disorder Scale-Short Form* para el IGD (Beranuy et al., 2020; Sánchez-Iglesias et al., 2020).

Algunos estudios han estimado puntos de corte para usos de riesgo y adictivos para la BSMAS en muestras representativas de adolescentes de países occidentales y orientales. Por ejemplo, el 4,5% de los adolescentes húngaros estaban en riesgo de uso problemático (Bányai et al., 2017), mientras que el 3,5% de los adolescentes chinos eran considerados clínicamente adictos con un punto de corte más estricto (Luo et al., 2021). Tomando estos puntos de corte como marco, los datos de nuestra muestra de adolescentes mostraron que el 12,2% y el 2,4% de los adolescentes españoles podrían considerarse en riesgo de uso problemático y adicción, respectivamente. Estos datos coinciden con los resultados de un metaanálisis basado en las prevalencias de ARS de 32 países, que encontró una prevalencia general de ARS del 5% cuando se adoptan clasificaciones conservadoras y del 13% para clasificaciones menos severas (Cheng et al., 2021). En consonancia con investigaciones anteriores (Andreassen et al., 2017; Kircaburun et al., 2018b; Su et al., 2020), cabe destacar que hubo importantes diferencias de género en dichas prevalencias, con un 18,4% y un 4,2% de las chicas de nuestra muestra en riesgo de uso problemático y adicción respectivamente, a diferencia de las prevalencias en los chicos con un 6,3% y un 0,6%, respectivamente.

Respecto al vínculo entre la ARS y usos específicos de las redes sociales, Instagram fue la red social más asociada con la ARS, lo que es consistente con investigaciones anteriores (Kircaburun et al., 2018b). Así, Instagram puede presentar características estructurales que la hacen más adictiva que otras redes sociales, como centrarse en la autoexpresión compartiendo fotos editables y stories para reflejar, recompensar y conducir una vida satisfactoria que no tiene por qué coincidir con la vida real. En consonancia con esto, las gratificaciones de autopresentación se han relacionado estrechamente con el uso problemático de las redes sociales (Chen y Kim, 2013; Tang et al., 2022). Las investigaciones futuras deberían incluir otras redes sociales con fuertes características de autoexpresión, como TikTok, que está estrechamente relacionada con la ARS en adolescentes (Marengo et al., 2022).

En cuanto a la personalidad, la ARS se relacionó con neuroticismo, extroversión, baja amabilidad y baja responsabilidad, al igual que en metaanálisis previos centrados principalmente en muestras de adultos (Huang, 2022; Meynadier et al., 2024) aunque en mayor medida (a excepción del vínculo con baja responsabilidad, que prácticamente presenta el mismo valor). Estas relaciones más fuertes entre la personalidad y la ARS en adolescentes pueden reflejar cómo la adolescencia es una etapa sensible para el uso regular y adictivo de las redes sociales (Cheng et al., 2021; Kemp, 2024). Más interesante si cabe, y al igual que ocurre con el uso problemático de videojuegos (López-Fernández et al., 2020), apareció un patrón diferencial de asociaciones entre la ARS y la personalidad según el género: las chicas mostraron asociaciones significativas entre la ARS y el neuroticismo, la extroversión, la baja responsabilidad, la baja apertura y la baja amabilidad; los chicos presentaron relaciones significativas con la extroversión, el neuroticismo (en menor medida que las chicas) y la baja amabilidad. Estos datos sugieren que, especialmente en el caso de las chicas, el uso problemático de las redes sociales se desarrolla principalmente para afrontar los problemas cotidianos y síntomas interiorizados, como los de la ansiedad y la depresión (Andreassen et al., 2016; Hussain y Griffiths, 2018; Keles et al., 2019; Kircaburun et al., 2018b; Marino et al., 2018). Además, tanto los chicos como las chicas tienden a participar en las redes sociales debido a la interacción social que su uso conlleva, por ejemplo, empleando «me gusta», comentarios o mensajería instantánea (Choi et al., 2017). Esto lleva a los adolescentes extrovertidos a tener más amigos en las redes sociales, a realizar más actividades de autorevelación y a tener actualizaciones de estado más frecuentes (Kim y Chock, 2017), lo que puede desarrollar un uso problemático en estas edades. Además, hubo un vínculo entre baja apertura y la ARS en las chicas, lo que sugiere que las chicas con mayor curiosidad intelectual pasan más tiempo en actividades alternativas no convencionales o poco frecuentes que en las redes sociales (Schwaba et al., 2018). La baja respon-

sabilidad también fue relevante en la ARS en chicas, lo que implica que las adolescentes más desinhibidas podrían tener dificultades para autorregular el tiempo dedicado a las redes sociales y conciliar esta actividad de ocio con las obligaciones cotidianas, al igual que ocurre con otras conductas adictivas (López-Fernández et al., 2020). Por último, estudios previos explican una asociación significativa entre la ARS y la baja amabilidad para ambos sexos, lo que sugiere que las personas amables pueden construir relaciones sociales fuera de línea fácilmente, lo que puede prevenir un uso problemático de las redes sociales (Huang, 2022; Kircaburun, 2016).

En cuanto a la asociación entre la ARS y las variables de salud mental, la ARS mostró asociaciones significativas con un amplio conjunto de síntomas psicopatológicos y problemas de la vida, como se informó anteriormente, como: uso problemático de videojuegos (Bottaro et al., 2025); ansiedad, ansiedad social, depresión y síntomas de TDAH (Bottaro et al., 2025; Chen et al., 2019; Hussain y Griffiths, 2018; Keles et al., 2019; Marino et al., 2018); problemas alimentarios (Imperatori et al., 2021); agresión, acoso, ciberacoso y cibervictimización (Kircaburun et al., 2018a; Longobardi et al., 2020; Martínez-Ferrer et al., 2018); satisfacción con la vida (Boer et al., 2021; Duradoni et al., 2020); rendimiento académico (Luo et al., 2021; Tsitsika et al., 2011). El presente estudio también informa sobre las relaciones entre la ARS y otros problemas psicopatológicos poco explorados en la literatura, específicamente los problemas relacionados con el alcohol y la conducta desafiante y antisocial.

Sin embargo, al controlar dichas relaciones por personalidad, éstas se atenuaron fuertemente y la mayoría desaparecieron. Algunas de las asociaciones pequeñas, pero significativas, entre la ARS y los problemas psicológicos que permanecieron fueron los problemas alimentarios con la ARS, con una tendencia observada tanto en chicos como en chicas. La ansiedad y, en menor medida, la depresión, también se asociaron con la ARS, pero el efecto fue principalmente en las chicas. Se observó una relación entre el uso problemático de videojuegos y el ciberacoso y la ARS, pero solo en los chicos. Estos resultados sugieren que la mayor parte de la asociación entre la ARS y la salud mental que suele describirse en la literatura puede atribuirse a características de personalidad comunes que afectan tanto a la ARS como a otras variables psicopatológicas. Por ejemplo, el rendimiento académico de los adolescentes irresponsables y desinhibidos es peor (Mammadov, 2021) y su uso de las redes sociales está menos regulado (Meynadier et al., 2024). Asimismo, los adolescentes con alto nivel de neuroticismo presentan síntomas más interiorizados, como depresión y ansiedad (Etkin et al., 2022; Williams et al., 2021), junto con un uso más problemático de las redes sociales (Meynadier et al., 2024).

Los análisis longitudinales replican, en parte, estos datos y añaden información sobre la posible direccionalidad de las asociaciones. Sin considerar los rasgos de personalidad, el uso problemático de videojuegos, la conducta desafiante, los problemas alimentarios y la ansiedad predijeron la ARS un

año después, mientras que la ARS predijo la cibervictimización y un peor rendimiento académico, lo que coincide con algunos estudios previos (Boer et al., 2021; van den Eijnden et al., 2018). Sin embargo, al controlar por personalidad, solo las relaciones del uso problemático de videojuegos hacia la ARS (con un tamaño del efecto similar para ambos géneros) y la conducta desafiante hacia la ARS (solo en chicas) siguieron siendo significativas (véase la Tabla S1). Así, en la presente muestra, el uso problemático de los videojuegos reforzaría el uso problemático de las redes sociales, probablemente debido a los motivos de interacción social que subyacen a ambos comportamientos (Kircaburun et al., 2018b; López-Fernández et al., 2022). Además, las chicas con una fuerte disposición contra la autoridad pueden desarrollar ARS, en parte debido a su falta de sumisión frente al control parental y a un mayor conflicto entre padres y adolescentes (Khodarahmi et al., 2023). Por lo tanto, trabajar en una relación satisfactoria entre padres y adolescentes, basada en la confianza mutua, puede ser esencial para prevenir y tratar la ARS (Shek et al., 2018). En este sentido, las restricciones reactivas de los cuidadores hacia Internet son un factor de riesgo para la ARS (Geurts et al., 2022), y un aumento en la calidad de la comunicación sobre el uso de los teléfonos inteligentes con los padres reduce el uso problemático de los mismos por parte de los adolescentes (Efrati et al., 2024).

En cuanto a los modelos teóricos específicos en los trastornos adictivos a Internet, el modelo de Interacción Persona-Afecto-Cognición-Ejecución (I-PACE; Brand et al., 2016) surge como un marco integrador donde diferentes componentes interactúan para explicar el desarrollo y mantenimiento de estas conductas adictivas. Dentro del modelo, la personalidad se considera un factor psicológico de vulnerabilidad que, como hemos demostrado empíricamente en el presente estudio, puede explicar sustancialmente la elevada comorbilidad entre las adicciones a Internet y otras formas de psicopatología encontradas en la literatura. En esta línea, algunos rasgos de personalidad pueden ser factores de riesgo comunes a las adicciones a Internet, como un mayor neuroticismo vinculado a motivos de afrontamiento que subyacen al uso y una impulsividad relacionada con una mayor pérdida de control; mientras que otros rasgos de personalidad pueden ser factores de vulnerabilidad específicos a determinadas conductas y contextos en Internet (como el caso de la extroversión en adolescentes con ARS).

Este estudio no está exento de limitaciones. En primer lugar, los centros de secundaria que participaron en la investigación fueron seleccionados por conveniencia. En segundo lugar, nuestra muestra longitudinal fue algo limitada en número, especialmente cuando se dividió por género. Por lo tanto, estos resultados deben interpretarse con cautela. En tercer lugar, el uso de autoinformes está sujeto a sesgos como el recuerdo o la deseabilidad social, y las investigaciones futuras podrían recopilar datos directamente de los teléfonos inteligentes para obtener resultados más fiables.

Esta investigación muestra las propiedades psicométricas de las puntuaciones de la BSMAS en una muestra de adolescentes españoles, incluyendo evidencia sólida de consistencia interna, invarianza entre los géneros y evidencia satisfactoria de validez de constructo y de criterio. Esta última comprendía una extensa red nomológica que incluía usos de las redes sociales, género, rasgos de personalidad y problemas psicológicos. De esta manera, el presente estudio también desentraña el papel de la personalidad en la ARS y su relevancia para explicar las asociaciones transversales y longitudinales entre la ARS y problemas psicológicos ampliamente encontrados en la literatura. Además, aparecen efectos dependientes del género en tales asociaciones. En general, aunque nuestros datos sugieren un papel pequeño o insignificante de la ARS en los problemas psicológicos y otras variables, es posible identificar mejor algunos de estos efectos sutiles al contemplar las diferencias de género. Por tanto, el presente estudio subraya el papel del género y la personalidad a la hora de explorar las asociaciones entre la ARS y diferentes síntomas psicopatológicos y otras variables psicosociales. Estos hallazgos pueden ser útiles para desarrollar programas de prevención e intervención personalizados para la ARS en la adolescencia. En este contexto, los centros educativos son fundamentales para llevar a cabo programas de prevención primaria y, en consecuencia, evitar el desarrollo de adicciones a Internet, tan prevalentes en edades más tempranas.

## Reconocimientos

Los autores reconocen el siguiente apoyo financiero para este artículo: RTI2018-099800-B-I00 del Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades; MCIN/AEI/10.13039/501100011033/FEDER, UE (project Number: PID2022-141808OB-I00) Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas (project Number: 2023I036); AICO/2019/197 de la Generalitat Valenciana; UJI-B2020-42, UJI-A2019-08, UJI-B2022-29, E-2018-16, y la financiación individual and European Union – NextGenerationEU MGS/2021/02 de la Universitat Jaume I. También desean agradecer a los estudiantes, padres y docentes de los centros de secundaria El Caminàs y El Bovalar por hacer posible este estudio.

## Conflictos de interés

Los autores declaran la inexistencia de conflictos de interés.

## Referencias

- 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, 252–262. <https://doi.org/10.1037/adb0000160>
- Andreassen, C. S., Pallesen, S. y Griffiths, M. D. (2017). The relationship between addictive use of social media, narcissism, and self-esteem: Findings from a large national survey. *Addictive Behaviors*, 64, 287–293. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2016.03.006>
- Andreassen, C. S., Torsheim, T., Brunborg, G. S. y Pallesen, S. (2012). Development of a Facebook addiction scale. *Psychological Reports*, 110, 501–517. <https://doi.org/10.1037/t33272-000>
- Andreassen, C. y Pallesen, S. (2014). Social network site addiction-an overview. *Current Pharmaceutical Design*, 20, 4053–4061. <https://doi.org/10.2174/13816128113199990616>
- Arrivillaga, C., Griffiths, M. D., Rey, L. y Extremera, N. (2024). Validation of the Spanish version of the Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) among Spanish adolescents. *Current Psychology*, 43, 31582–31591. <https://doi.org/10.1007/s12144-024-06728-5>
- Ash, C. y Huebner, E. S. (1998). Life satisfaction reports of gifted middle-school children. *School Psychology Quarterly*, 13, 310–321. <https://doi.org/10.1037/h0088987>
- Babor, T. F., Higgins-Biddle, J. C., Saunders, J. B. y Monteiro, M. G. (2001). *The alcohol use disorders identification test*. World Health Organization.
- Bányai, F., Zsila, Á., Király, O., Maraz, A., Elekes, Z., Griffiths, M. D., Andreassen, C. S. y Demetrovics, Z. (2017). Problematic Social Media Use: Results from a Large-Scale Nationally Representative Adolescent Sample. *Plos One*, 12, e0169839. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0169839>
- Becoña, E. (1997). Pathological Gambling in Spanish Children and Adolescents: An Emerging Problem. *Psychological Reports*, 81, 275–287. <https://doi.org/10.2466/pr0.1997.81.1.275>
- Beranuy, M., Machimbarrena, J. M., Vega-Osés, M. A., Carbonell, X., Griffiths, M. D., Pontes, H. M. y González-Cabrera, J. (2020). Spanish Validation of the Internet Gaming Disorder Scale–Short Form (IGDS9-SF): Prevalence and Relationship with Online Gambling and Quality of Life. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17, 1562. <https://doi.org/10.3390/ijerph17051562>
- Boer, M., Stevens, G. W. J. M., Finkenauer, C., de Looze, M. E. y van den Eijnden, R. J. J. M. (2021). Social media use intensity, social media use problems, and mental health among adolescents: Investigating directionality and mediating processes. *Computers in Human Behavior*, 116, 106645. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106645>
- Bottaro, R., Griffiths, M. D. y Faraci, P. (2025). Meta-analysis of Reliability and Validity of the Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS). *International Journal of*

- Mental Health and Addiction*. <https://doi.org/10.1007/s11469-025-01461-x>
- Boubeta, A. R., Ferreiro, S. G., Gallego, M. A., Tobio, T. B. y Mallou, J. V. (2017). Validación del "Test de Identificación de Trastornos por Consumo de Alcohol" (AUDIT) en población adolescente española. *Behavioral Psychology = Psicología Conductual*, 25, 371-386.
- Brailovskaia, J. y Margraf, J. (2022). 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*. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03182-z>
- Brand, M., Young, K. S., Laier, C., Wölfling, K. y Potenza, M. N. (2016). Integrating psychological and neurobiological considerations regarding the development and maintenance of specific Internet-use disorders: An Interaction of Person-Affect-Cognition-Execution (I-PACE) model. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 71, 252-266. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2016.08.033>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, H. T. y Kim, Y. (2013). Problematic Use of Social Network Sites: The Interactive Relationship Between Gratifications Sought and Privacy Concerns. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 16, 806-812. <https://doi.org/10.1089/cyber.2011.0608>
- Chen, Y., Li, R., Zhang, P. y Liu, X. (2019). The Moderating Role of State Attachment Anxiety and Avoidance Between Social Anxiety and Social Networking Sites Addiction. *Psychological Reports*, 123, 633-647. <https://doi.org/10.1177/0033294118823178>
- Cheng, C., Lau, Y., Chan, L. y Luk, J. W. (2021). Prevalence of social media addiction across 32 nations: Meta-analysis with subgroup analysis of classification schemes and cultural values. *Addictive Behaviors*, 117, 106845. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2021.106845>
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 233-255. [https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902\\_5](https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5)
- Choi, T. R., Sung, Y., Lee, J.-A. y Choi, S. M. (2017). Get behind my selfies: The Big Five traits and social networking behaviors through selfies. *Personality and Individual Differences*, 109, 98-101. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.12.057>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155-159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Costa, P. T. y McCrae, R. R. (1992). Normal personality assessment in clinical practice: The NEO Personality Inventory. *Psychological Assessment*, 4, 5-13. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.4.1.5>
- Costa, P. T., Jr., Terracciano, A. y McCrae, R. R. (2001). Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81, 322-331. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.81.2.322>
- Duradoni, M., Innocenti, F. y Guazzini, A. (2020). Well-being and social media: A systematic review of Bergen addiction scales. *Future Internet*, 12, 24. <https://doi.org/10.3390/fi12020024>
- Efrati, Y., Rosenberg, H. y Ophir, Y. (2024). Effective parental strategies against problematic smartphone use among adolescents: A 6-month prospective study. *Addictive Behaviors*, 154, 108024. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2024.108024>
- Etkin, P., De Caluwé, E., Ibáñez, M. I., Ortet, G. y Mezquita, L. (2022). Personality development and its associations with the bifactor model of psychopathology in adolescence. *Journal of Research in Personality*, 97, 104205. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2022.104205>
- Etkin, P., Ortet-Walker, J., Vidal-Arenas, V., Ortet, G. y Mezquita, L. (2020). Víctima y verdugo: Características de personalidad y psicopatología de los receptores y perpetradores de bullying. *Agora de Salut*, VII, 85-93. <https://doi.org/10.6035/agorasalut.2020.7.9>
- Fisher, S. (1993). Gambling and pathological gambling in adolescents. *Journal of Gambling Studies*, 9, 277-288. <https://doi.org/10.1007/bf01015923>
- Galindez, E. y Casas, F. (2010). Adaptación y validación de la Students' Life Satisfaction Scale (SLSS) con adolescentes. *Estudios de Psicología*, 31, 79-87. <https://doi.org/10.1174/021093910790744617>
- Gentile, D. (2009). Pathological Video-Game Use Among Youth Ages 8 to 18. *Psychological Science*, 20, 594-602. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2009.02340.x>
- Geurts, S. M., Koning, I. M., Vossen, H. G. M. y van den Eijnden, R. J. J. M. (2022). Rules, role models or overall climate at home? Relative associations of different family aspects with adolescents' problematic social media use. *Comprehensive Psychiatry*, 116, 152318. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2022.152318>
- Griffiths, M. (2005). A 'components' model of addiction within a biopsychosocial framework. *Journal of Substance Use*, 10, 191-197. <https://doi.org/10.1080/14659890500114359>
- Hayes, A. F. y Coutts, J. J. (2020). Use Omega Rather than Cronbach's Alpha for Estimating Reliability. But... *Communication Methods and Measures*, 14, 1-24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Huang, C. (2022). Social media addiction and personality: A meta-analysis. *Asian Journal of Social Psychology*, 25, 747-761. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12531>
- Hussain, Z. y Griffiths, M. D. (2018). Problematic social networking site use and comorbid psychiatric disorders: A systematic review of recent large-scale studies. *Frontiers in Psychiatry*, 9, 686. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2018.00686>

- Ibáñez, M. I., Ruiperez, M. A., Villa, H., Moya, J. y Ortet, G. (2008). Personality and alcohol use. En G. J. Boyle, G. Matthews y D. H. Saklofske (Eds.), *The SAGE handbook of personality theory and assessment, Vol. 1. Personality theories and models* (pp. 677–697). Sage Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781849200462.n33>
- Imperator, C., Panno, A., Carbone, G. A., Corazza, O., Taddei, I., Bernabei, L., Massullo, C., Prevete, E., Tarisani, L., Pasquini, M., Farina, B., Biondi, M. y Bersani, F. S. (2021). The association between social media addiction and eating disturbances is mediated by muscle dysmorphia-related symptoms: a cross-sectional study in a sample of young adults. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 27, 1131–1140. <https://doi.org/10.1007/s40519-021-01232-2>
- Islam, M. S., Jahan, I., Dewan, M. A. A., Pontes, H. M., Koly, K. N., Sikder, M. T. y Rahman, M. (2022). Psychometric properties of three online-related addictive behavior instruments among Bangladeshi school-going adolescents. *Plos One*, 17, e0279062. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0279062>
- John, O. P. (2021). History, measurement, and conceptual elaboration of the Big-Five trait taxonomy: The paradigm matures. En John, O.P. y Robins, R.W. (eds), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 35-82). Guilford Press.
- Keles, B., McCrae, N. y Grealish, A. (2019). A systematic review: The influence of social media on depression, anxiety and psychological distress in adolescents. *International Journal of Adolescence and Youth*, 25, 79–93. <https://doi.org/10.1080/02673843.2019.1590851>
- Keller, M. C. (2014). Gene × Environment Interaction Studies Have Not Properly Controlled for Potential Confounders: The Problem and the (Simple) Solution. *Biological Psychiatry*, 75, 18–24. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2013.09.006>
- Kemp, S. (2024). *Digital 2024: Global overview report*. <https://datareportal.com/reports/digital-2024-global-overview-report>
- Khodarahmi, E., Amanuelahi, A. y Abaspour, Z. (2023). Prediction of Social Media Addiction Among Female Adolescents Based on Parent-Adolescent Conflict and Parental Psychological Control. *International Journal of High Risk Behaviors and Addiction*, 12, e134279. <https://doi.org/10.5812/ijhrba-134279>
- Kim, J. W. y Chock, T. M. (2017). Personality traits and psychological motivations predicting selfie posting behaviors on social networking sites. *Telematics and Informatics*, 34, 560–571. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2016.11.006>
- Kircaburun, K. (2016). Effects of Gender and Personality Differences on Twitter Addiction among Turkish Undergraduates. *Journal of Education and Practice*, 7, 33-42.
- Kircaburun, K., Alhabash, S., Tosuntaş, Ş. B. y Griffiths, M. D. (2018b). Uses and Gratifications of Problematic Social Media Use Among University Students: A Simultaneous Examination of the Big Five of Personality Traits, Social Media Platforms, and Social Media Use Motives. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 18, 525–547. <https://doi.org/10.1007/s11469-018-9940-6>
- Kircaburun, K., Jonason, P. K. y Griffiths, M. D. (2018a). The Dark Tetrad traits and problematic social media use: The mediating role of cyberbullying and cybertalking. *Personality and Individual Differences*, 135, 264-269. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.07.034>
- Leung, H., Pakpour, A. H., Strong, C., Lin, Y.-C., Tsai, M.-C., Griffiths, M. D., Lin, C.-Y. y Chen, I.-H. (2020). 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>
- Li, J.B., Mo, P. K. H., Lau, J. T. F., Su, X.-F., Zhang, X., Wu, A. M. S., Mai, J.-C. y Chen, Y.-X. (2018). Online social networking addiction and depression: The results from a large-scale prospective cohort study in Chinese adolescents. *Journal of Behavioral Addictions*, 7, 686–696. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.69>
- Lin, C.Y., Broström, A., Nilsen, P., Griffiths, M. D. y 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, 620–629. <https://doi.org/10.1556/2006.6.2017.071>
- Longobardi, C., Settanni, M., Fabris, M. A. y Marengo, D. (2020). Follow or be followed: Exploring the links between Instagram popularity, social media addiction, cyber victimization, and subjective happiness in Italian adolescents. *Children and Youth Services Review*, 113, 104955. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.104955>
- López-Fernández, F. J., Mezquita, L., Griffiths, M. D., Ortet, G. y Ibáñez, M. I. (2020). The role of personality on disordered gaming and game genre preferences in adolescence: Gender differences and person-environment transactions. *Adicciones*, 33, 263-272. <https://doi.org/10.20882/adicciones.1370>
- López-Fernández, F. J., Mezquita, L., Griffiths, M. D., Ortet, G. y Ibáñez, M. I. (2022). The development and validation of the Videogaming Motives Questionnaire (VMQ). *Plos One*, 17, e0280007. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0280007>
- Luo, T., Qin, L., Cheng, L., Wang, S., Zhu, Z., Xu, J., Chen, H., Liu, Q., Hu, M., Tong, J., Hao, W., Wei, B. y 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, 281-290. <https://doi.org/10.1556/2006.2021.00025>

- Mammadov, S. (2021). Big Five personality traits and academic performance: A meta-analysis. *Journal of Personality*, 90, 222–255. <https://doi.org/10.1111/jopy.12663>
- Marengo, D., Angelo Fabris, M., Longobardi, C. y Settanni, M. (2022). Smartphone and social media use contributed to individual tendencies towards social media addiction in Italian adolescents during the COVID-19 pandemic. *Addictive Behaviors*, 126, 107204. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2021.107204>
- Marino, C., Gini, G., Vieno, A. y Spada, M. M. (2018). The associations between problematic Facebook use, psychological distress and well-being among adolescents and young adults: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, 226, 274–281. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.10.007>
- Marsh, H. W., Hau, K. T. y Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 320–341. <https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103>
- Martínez-Ferrer, B., Moreno, D. y Musitu, G. (2018). Are adolescents engaged in the problematic use of social networking sites more involved in peer aggression and victimization?. *Frontiers in Psychology*, 9, 801. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00801>
- Meynadier, J., Malouff, J. M., Schutte, N. S. y Loi, N. M. (2024). Meta-analysis of associations between five-factor personality traits and problematic social media use. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-024-06052-y>
- Monacis, L., De Palo, V., Griffiths, M. D. y Sinatra, M. (2017). Social networking addiction, attachment style, and validation of the Italian version of the Bergen Social Media Addiction Scale. *Journal of Behavioral Addictions*, 6, 178–186. <https://doi.org/10.1556/2006.6.2017.023>
- Muthén, L. K. y Muthén B. O. (2018). *Mplus user's guide. Eighth Edition*. Muthen & Muthen.
- Ortet, G., Escrivá, P., Ibáñez, M. I., Moya, J., Villa, H., Mezquita, L. & Ruipérez, M. A. (2010). Versión corta de la adaptación española para adolescentes del NEO-PI-R (JS NEO-S). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 327–344.
- Ortet-Walker, J., Mezquita, L., Vidal-Arenas, V., Ortet, G. y Ibáñez, M. I. (2020). Validation of an abridged, 60-item form, of the Junior Spanish NEO inventory (JS NEO-A60). *Current Psychology*, 41, 6620–6630. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01135-y>
- Orth, U., Meier, L. L., Bühler, J. L., Dapp, L. C., Krauss, S., Messerli, D. y Robins, R. W. (2024). Effect size guidelines for cross-lagged effects. *Psychological Methods*, 29, 421–433. <https://doi.org/10.1037/met0000499>
- Ortuño-Sierra, J., Pérez-Sáenz, J., Mason, O., Pérez de Albeniz, A. y Fonseca Pedrero, E. (2024). Problematic Internet Use among adolescents: Spanish validation of the Compulsive Internet Use Scale (CIUS). *Adicciones*, 36, 247–256. <https://doi.org/10.20882/adicciones.1801>
- Putnick, D. L. y Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Raudsepp, L. y Kais, K. (2019). Longitudinal associations between problematic social media use and depressive symptoms in adolescent girls. *Preventive Medicine Reports*, 15, 100925. <https://doi.org/10.1016/j.pmedr.2019.100925>
- Robitzsch, A. y Lüdtke, O. (2023). Why Full, Partial, or Approximate Measurement Invariance Are Not a Prerequisite for Meaningful and Valid Group Comparisons. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 30, 859–870. <https://doi.org/10.1080/10705511.2023.2191292>
- Sánchez-Iglesias, I., Bernaldo-de-Quirós, M., Labrador, F. J., Estupiñá Puig, F. J., Labrador, M. y Fernández-Arias, I. (2020). Spanish Validation and Scoring of the Internet Gaming Disorder Scale - Short-Form (IGDS9-SF). *The Spanish Journal of Psychology*, 23. <https://doi.org/10.1017/sjp.2020.26>
- Sánchez-Sánchez, F., Fernández-Pinto, I., Santamaría, P., Carrasco, M. A. y del Barrio, V. (2016). SENA, Sistema de Evaluación de Niños y Adolescentes: Proceso de desarrollo y evidencias de fiabilidad y validez. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 3, 23–34.
- Schwaba, T., Luhmann, M., Denissen, J. J. A., Chung, J. M. y Bleidorn, W. (2018). Openness to experience and culture-openness transactions across the lifespan. *Journal of Personality and Social Psychology*, 115, 118–136. <https://doi.org/10.1037/pspp0000150>
- Sharpe, L. (2002). A reformulated cognitive-behavioral model of problem gambling: A biopsychosocial perspective. *Clinical Psychology Review*, 22, 1–25. [https://doi.org/10.1016/s0272-7358\(00\)00087-8](https://doi.org/10.1016/s0272-7358(00)00087-8)
- Shek, D. T. L., Zhu, X. y Ma, C. M. S. (2018). The Influence of Parental Control and Parent-Child Relational Qualities on Adolescent Internet Addiction: A 3-Year Longitudinal Study in Hong Kong. *Frontiers in Psychology*, 9, 642. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00642>
- Sireci, S. y Benítez, I. (2023). Evidence for Test Validation: A Guide for Practitioners. *Psicothema*, 35, 217–226. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.477>
- Steenkamp, J. E. M. y Baumgartner, H. (1998). Assessing Measurement Invariance in Cross-National Consumer Research. *Journal of Consumer Research*, 25, 78–107. <https://doi.org/10.1086/209528>
- Su, W., Han, X., Yu, H., Wu, Y. y Potenza, M. N. (2020). Do men become addicted to internet gaming and women to social media? A meta-analysis examining gender-related differences in specific internet addiction.

- Computers in Human Behavior*, 113, 106480. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106480>
- Tang, W. Y., Reer, F. y Quandt, T. (2022). The interplay of the Dark Triad and social media use motives to social media disorder. *Personality and Individual Differences*, 187, 111402. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111402>
- Tsitsika, A., Critselis, E., Louizou, A., Janikian, M., Feskou, A., Marangou, E., Kormas, G. y Kafetzis, D. A. (2011). Determinants of Internet addiction among adolescents: A case-control study. *The Scientific World Journal*, 11, 866-874. <https://doi.org/10.1100/tsw.2011.85>
- van den Eijnden, R., Koning, I., Doornwaard, S., van Gurp, F. y ter Bogt, T. (2018). The impact of heavy and disordered use of games and social media on adolescents' psychological, social, and school functioning. *Journal of Behavioral Addictions*, 7, 697-706. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.65>
- Vandenberg, R. J. y Lance, C. E. (2000). A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Weston, R. y Gore, P. A. (2006). A Brief Guide to Structural Equation Modeling. *The Counseling Psychologist*, 34, 719-751. <https://doi.org/10.1177/0011000006286345>
- Williams, A. L., Craske, M. G., Mineka, S. y Zinbarg, R. E. (2021). Neuroticism and the longitudinal trajectories of anxiety and depressive symptoms in older adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 130, 126-140. <https://doi.org/10.1037/abn0000638>