



# Usos problemáticos de Internet y depresión en adolescentes: Meta-análisis

## Problematic Internet uses and depression in adolescents:

## A meta-analysis

**id** Raquel Lozano-Blasco es Investigadora (FPU) en la Facultad de Educación en la Universidad de Zaragoza (España) (rlozano@unizar.es) (<https://orcid.org/0000-0002-0100-1449>)

**id** Dra. Alejandra Cortés-Pascual es Profesora Titular de la Facultad de Educación en la Universidad de Zaragoza (España) (alcortes@unizar.es) (<https://orcid.org/0000-0002-2839-7041>)

### RESUMEN

El uso extendido de Internet en la sociedad del siglo XXI no está exento de riesgos. El presente trabajo estudia la comorbilidad entre los usos problemáticos de Internet y la depresión con la finalidad de determinar la existencia de relación entre ambas. Para ello se ha llevado a cabo un meta-análisis, que cuenta con 19 muestras recogidas en 13 investigaciones ( $n=33.748$ ), con adolescentes de entre 12 y 18 años ( $\mu=15,68$ ) de diferentes culturas y continentes (Europa, Euro-Asia, América y Asia). El tamaño del efecto obtenido a partir de un modelo de efectos aleatorios ( $r=0,3$ ,  $p<0,000$ ) es significativo, positivo y moderado confirmando la existencia de relación entre usos patológicos de Internet y depresión. Por otra parte, la meta-regresión mostró que el 9% ( $R^2=0,09$ ) de la varianza es explicada por el sexo masculino, mientras que la edad y la cultura no son variables significativas. La variabilidad de los estudios es elevada ( $I^2=87,085\%$ ) siendo fruto de la heterogeneidad y no del sesgo de publicación, tal y como indicó la prueba de regresión de Egger ( $p$ -value 1 tailed= $0,25$ ;  $p$ -value 2 tailed= $0,50$  y  $\sigma=1,57$ ). Se advierte la necesidad de comenzar a generar proyectos de intervención en Educación Secundaria que traten esta problemática con el objetivo de que no se extienda a la vida adulta.

### ABSTRACT

Widespread use of the Internet in 21st century society is not risk-free. This paper studies the comorbidity of some problematic uses of Internet with depression in order to assess their correlation. With that aim, a meta-analysis of 19 samples obtained from 13 different studies ( $n=33,458$ ) was carried out. The subjects of these studies are adolescents between the ages of 12 and 18 years ( $\mu=15.68$ ) from different cultures and continents (Europe, Euro-Asia, America and Asia). The effect size obtained from the use of a random-effects model ( $r=0.3$ ,  $p<0.000$ ) is significant, moderate and positive, thus confirming the relation between pathologic uses of the Internet and depression. Moreover, meta-regression test results showed that 9% of the variance ( $R^2=0.09$ ) is associated with the male gender, while age and culture are not significant variables. The variability rate of the studies is high ( $I^2=87.085\%$ ), as a consequence of heterogeneity rather than publication bias, as Egger's regression test shows (1-tailed  $p$ -value= $0.25$ ; 2-tailed  $p$ -value= $0.50$ , and  $\sigma=1.57$ ). Therefore, the need for specific interventions in secondary education dealing with this issue is evident to ensure that it does not extend into adult life.

### PALABRAS CLAVE | KEYWORDS

Meta-análisis, adolescencia, Internet, uso patológico, depresión, comorbilidad, correlación, efecto moderador.  
Meta-analysis, adolescence, Internet, pathological use, depression, comorbidity, correlation, moderating effect.

## 1. Introducción

En estos últimos años se viene observando cómo el uso de Internet se ha extendido en diferentes culturas. En el caso europeo, las investigaciones realizadas en diversos países exponen un crecimiento continuo de la frecuencia de uso de las nuevas tecnologías. Un claro ejemplo es la investigación de Tsitsika et al. (2014) con adolescentes europeos, en la que el 70% de la muestra emplea regularmente las redes sociales y un 40% las usa un promedio de dos horas al día. En el caso de Reino Unido (UK), el 83% de los adolescentes de 12 a 15 años tiene teléfonos móviles y destina 21 horas a la semana a su uso (Ofcom, 2017). En cuanto a los Estados Unidos (EEUU), Pew Research Center (2015) expone que aproximadamente el 24% de los adolescentes está «casi constantemente» conectado a las redes sociales. Sin embargo, este incremento no se da solamente en Europa y América. Los adolescentes asiáticos también destinan más cantidad de tiempo a los diferentes usos de Internet. El caso de Corea del Sur es paradigmático. Según las encuestas del país, el 29,2% de sus adolescentes es usuario potencialmente adicto en comparación con la población de mayor edad (Israelashvili & Romano, 2016). Según Jun (2016), este problema se observa en la población adolescente y joven de países industrializados. Aun así, Zhang et al. (2013) recuerdan que la adicción a Internet no es únicamente propia de los países del primer mundo sino también de aquellos en vías de desarrollo. Es decir, la extensión que ha vivido Internet ha propiciado que sus usos patológicos deriven en posibles pandemias. El meta-análisis realizado por Cheng y Li (2014) pone de manifiesto que un 6,0% de la población adulta sufre adicción a Internet (IA).

Como indican Király et al. (2015), Internet es un portal desde el cual se accede a numerosas actividades online: redes sociales, videojuegos, descargas de vídeos, etc. Respecto a las redes sociales como Facebook o Instagram, Oberst et al. (2016) exponen que estas plataformas permiten a los adolescentes generar perfiles acordes a su auto-representación deseada, lo que las configura como un espacio muy atractivo. Según King et al. (2013), el incremento de los nuevos espacios tecnológicos implica cambios en nuestro comportamiento. En palabras de Lu et al. (2018), el uso excesivo de Internet puede derivar en problemas de salud. A un posible uso excesivo se debe añadir, tal y como indican Underwood y Ehrenreich (2017), la naturaleza de la adolescencia. En esta etapa el ser humano es especialmente susceptible de padecer los efectos negativos de las redes sociales. En concreto, pueden encontrarse ante situaciones que generen sentimientos de exclusión o victimización (Underwood & Ehrenreich, 2017).

La adicción a Internet ya fue definida por Young (1998) como una excesiva preocupación por las actividades que se realizan en esta plataforma y que generan malestar a escala personal, social o profesional en la vida cotidiana de los usuarios. Tal y como exponen El-Asam et al. (2019), en los últimos años se han ido sucediendo diversos términos como «excessive internet use», «problematic Internet Use» (PIU) o «Internet Addiction Disorder» (IAD). Otros autores como Müller et al. (2016) emplean el término «adicción a Internet» (IA), el cual definen como el uso excesivo e incontrolado de las aplicaciones online accesibles mediante Internet (redes sociales, juegos online, páginas de pornografía, etc.). Aunque estos términos son empleados con asiduidad, únicamente está reconocido el trastorno del juego en Internet (IGD). De hecho, este ya aparece en la última edición del «Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders» (DSM-5, American Psychiatric Association, 2013).

Análisis realizados en diferentes países y culturas demuestran que el uso persistente de Internet (redes sociales, juegos online u otras actividades relacionadas con navegar por la web) aumenta el riesgo de desarrollar comportamientos adictivos (Müller et al., 2016; Tsitsika et al., 2014). Son numerosas las investigaciones que relacionan el uso adictivo de Internet con diferentes problemas de salud que afectan al individuo y a su forma de relacionarse con el mundo que le rodea. Es especialmente alarmante la relación entre la adicción a Internet y la depresión o síntomas depresivos. Kaess et al. (2014), en su muestra de adolescentes europeos con una edad promedio de 15 años, encontraron que el uso patológico de Internet se relaciona con diferentes problemas mentales, entre ellos ideación suicida y depresión.

Gámez-Guadix et al. (2014), por su parte, verificaron la correlación entre trastorno depresivo y los componentes del uso problemático de Internet en población adolescente española de 13 a 17 años. Banjanin et al. (2015) afirman que el nivel de adicción a Internet se correlaciona con síntomas depresivos en adolescentes serbios con edades comprendidas entre los 12 y los 18 años. Aun así, la relación entre adicción a Internet o uso patológico no es solo un problema endémico de Europa. Adolescentes asiáticos,

americanos del norte y del sur también sufren estas enfermedades psicológicas. Según diversos estudios, la relación entre adicción y depresión es mixta. En este sentido, encontramos diversos autores que muestran que la adicción afecta a los síntomas depresivos (Chou & Edge, 2012; Bickhan et al., 2015). También sucede a la inversa: son los síntomas depresivos quienes predicen la adicción (Bonetti et al., 2010; Kim et al., 2015). En el primer caso, la idealización de las cualidades personales y profesionales, ocultando los defectos propios, podría afectar al estado de ánimo de terceros (Chou & Edge, 2012). De la misma manera, la falta de normas por parte de las familias en cuanto al uso de las nuevas tecnologías parece propiciar la aparición de síntomas depresivos (Bickhan et al., 2015). En este sentido, es reseñable nombrar la investigación de Mehdizadeh (2010) según la cual los usuarios de Facebook con mayor índice de narcisismo y menor autoestima presentaban mayor actividad en línea. Esto es, eran más activos.

En el segundo caso, las personas con depresión usaban sus dispositivos móviles para reducir los sentimientos negativos (Kim et al., 2015). Asimismo, los adolescentes solitarios podrían presentar mayor dificultad a la hora de relacionarse cara a cara y esto incrementaría su interés por relacionarse de forma online (Bonetti et al., 2010). Así pues, se entrevistó que no existe consenso entre cuál es la variable dependiente y cuál la independiente.

De esta forma, la irrupción de Internet podría convertirse en un problema de salud para los jóvenes. McLaughlin y King (2015), entre otros, defienden que la adolescencia sigue siendo una etapa evolutiva de gran vulnerabilidad en cuestión de baja autoestima e inicio de trastorno depresivo y de ansiedad. Underwood y Ehrenreich (2017) recuerdan que las redes sociales pueden propiciar situaciones de exclusión y victimización. Por ello, Woods y Scott (2016) apuestan por la necesidad de comprender la relación entre patologías y redes sociales. Ante las evidencias del uso patológico de las nuevas tecnologías y de los problemas psicológicos que estas conllevan, se debe resaltar que existen factores de protección para su prevención. Autores como Wu et al. (2015) señalan que es fundamental orientar a los adolescentes en el buen uso de Internet apoyándose en las herramientas ofrecidas tanto por la escuela como por la familia.

## 2. Metodología

### 2.1. Pregunta de investigación

En los últimos años ha aumentado el interés por el uso que realizan los adolescentes de las nuevas tecnologías y por cómo estas comienzan a tener efectos sobre su salud. Es decir, por la comorbilidad entre el uso problemático-adictivo de Internet y la depresión en adolescentes.

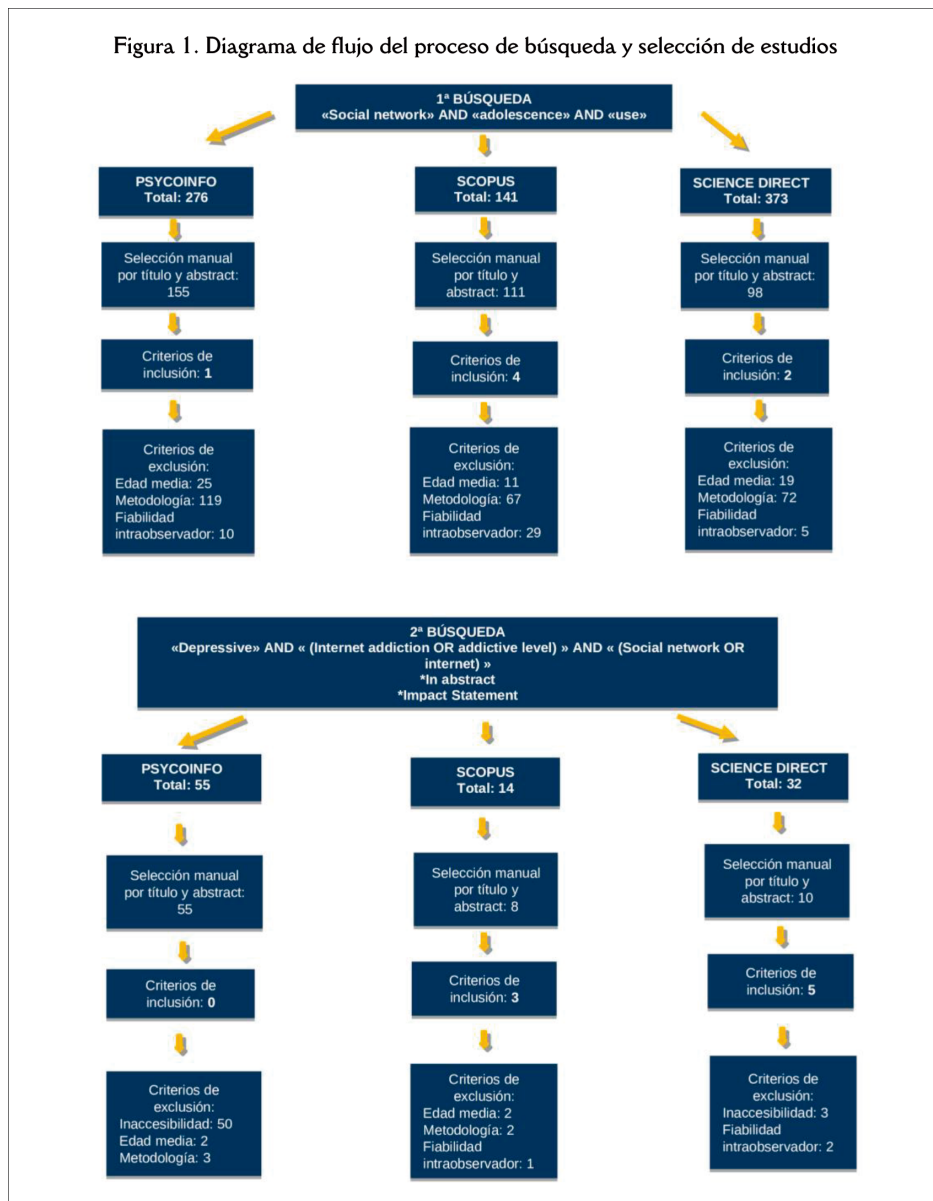
### 2.2. Criterios de inclusión y exclusión

Se estipulan una serie de criterios de inclusión para desarrollar la búsqueda:

- Edad de la muestra. La población de estudio corresponde a adolescentes, con una edad media comprendida entre los 12 y los 18 años (incluido hasta 18,9 para representar a estudiantes de Bachillerato y FP).
- Naturaleza metodológica de los artículos. Estos deben ser experimentales y cuantitativos.
- Fecha de publicación. Se estableció una horquilla desde el 2013 hasta el 2019.
- Fiabilidad intraobservador. Se optó por seleccionar únicamente revistas de reconocido prestigio que presentaran un índice Q1 en Scimago Journal & Country Rank.
- Los criterios de exclusión que se estipularon fueron:
- Naturaleza biomédica. Se descartaron aquellos que evaluaban la adicción y la depresión desde otros instrumentos que no fueran pruebas psicométricas.
- Población adolescente con necesidades educativas especiales (NEE) como rasgo principal. Si bien, se estipuló que se aceptarían aquellas investigaciones en las que los alumnos con NEE supusieran una medida estándar de acuerdo a la curva normal.
- Investigaciones sin datos cuantitativos claros y precisos. Aquellos estudios científicos que no presentaran datos numéricos o que no expusieran claramente el estadístico del cual se trata se eliminarían. Igualmente, aquellas que el software CMA detectase cualquier error estadístico.

### 2.3. Estrategia de búsqueda

La estrategia de búsqueda obedeció a lo estipulado por Botella y Sánchez (2015). Se realizó a partir de tres bases de datos: Psycinfo, Scopus y Science Direct. Se llevaron a cabo dos búsquedas booleanas con diferentes palabras clave (ver Figura 1). La primera búsqueda se realizó mediante las acciones booleanas de búsqueda de: «Social network AND adolescence AND use». Todos los artículos obtenidos fueron cribados manualmente leyendo el título y el abstract de los mismos (Figura 1). A continuación, se aplicaron acciones booleanas para la segunda búsqueda introduciendo otro tipo de palabras claves como: «depressive AND (internet addiction OR addictive level) AND (social network OR internet)». Se revisó la bibliografía de los diferentes artículos, pero no aportó ninguno que cumpliera con los criterios de inclusión. En total, el meta-análisis está constituido por 13 estudios, con k=9 muestras de Europa, Asia y América. La búsqueda se extendió durante 4 meses (octubre, noviembre y diciembre de 2018 y enero de 2019).



## 2.4. Procedimiento de codificación

El estudio se efectuó atendiendo a la guía ofrecida por el manual de revisiones sistemáticas de Cochrane en Higgins y Green (2011), en el cual se estipulan objetivos claros, así como términos relacionados con la elegibilidad de los criterios para la selección de estudios. La codificación de los estudios se realizó de forma manual, dado que su mayoría no hacía una referencia explícita a la adicción o uso excesivo de las nuevas tecnologías y depresión. En primer lugar, se estableció la necesidad de codificar los términos en una misma categoría: «adicción», «uso excesivo», «adicción a Internet», «uso medio y alto», «uso problemático de Internet», «consecuencias negativas del uso de dispositivos móviles» y «uso problemático de Facebook» como uso problemático.

Tal y como exponen El-Asam et al. (2019), en los últimos años se han ido sucediendo diversos términos como «uso excesivo de Internet», «uso problemático de Internet» o «trastorno de adicción a Internet». Por otra parte, solo se seleccionaron los estudios que abordaban la depresión, excluyendo términos como: «ideas suicidas», «pérdida de interés», «preocupación», «timidez», «soledad» y «alexitimia», entre otros, aunque pudieran ser síntomas del trastorno depresivo. El tamaño del efecto fue calculado a partir de datos expresados como correlaciones de Pearson y Odds Ratio y tamaño de la muestra con valor de p. Estos fueron integrados en el software estadístico CMA devolviendo un tamaño del efecto de  $r=0,3$ , atendiendo a Cohen (1998) que establece una correlación moderada positiva significativa entre ambas variables.

## 2.5. Instrumentos

En cuanto a los instrumentos para medir tanto el uso problemático de Internet como la depresión, se observa la Tabla 1.

| Tabla 1. Instrumentos psicométricos |  |  |
|-------------------------------------|--|--|
| Autor                               | Instrumentos uso problemático  | Instrumento depresión  |
| El-Asam et al.                      | Problematic Internet Use (PIUQ)  | Patient Health Questionnaire 9 (PHQ)                                       |
| Woods & Scott                       | Social Integration and Emotional Connection subscale of the Social Media Use Integration Scale | Hospital Anxiety and Depression Scale                                      |
| Walburg et al.                      | Internet Addiction Test (AIT)  | Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D)                  |
| Sami et al.                         | Internet Addiction Test (AIT)  | Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D)                  |
| Colder-Carras et al.                | Video game addiction test (VAT)  | Depressive Mood List   |
| Banjanin et al.                     | Young Internet Addiction Test, designed  | Center for Epidemiologic Studies of Depression Scale for Children (CES-DC) |
| Kircaburun et al.                   | Ten-item internet gaming disorder test (IGDT-10)   | UCLA Loneliness Scale-Short form (ULS-4)                                   |
| Jun                                 | KCYPS  | Korean Manual of Symptom Checklist   |
| Chang et al.                        | Chen Internet Addiction Scale (CIAS)   | Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D)                  |
| Lin y otros                         | Chen Internet Addiction Scale (CIAS)   | Ko's depression inventory  |
| Zhang et al.                        | Beard's Diagnostic Questionnaire for Internet Addiction  | Self Rating Depression Scale (SDS)   |
| Gámez-Guadix et al.                 | Generalized Problematic Internet Use Scale 2   | Brief Symptom Inventory  |
| Oberst et al.                       | Questionnaire of experiences related to mobile phone use (CERM)                                | Self-report Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS)                   |

## 3. Resultados y análisis

### 3.1. Descripción de la muestra

La búsqueda de literatura relacionada con el uso patológico y los síntomas depresivos en los últimos años (2013-2019) ha devuelto unos resultados interesantes. De las 19 muestras ( $K=19$ ) recogidas en los 13 estudios seleccionados finalmente, se obtiene una muestra total de 33.748 individuos. A este respecto cabe resaltar que la muestra más pequeña es de 20 y la más grande de 9.733. En cuanto a las culturas subyacentes a las investigaciones, hay que indicar que el 46,15% fueron realizadas con población europea (Francia, Serbia, UK, Holanda, España).

La población europea supone un 42,81% de la muestra total. Del mismo modo, un 30,76% de las investigaciones se realizó en Asia (China y Corea del Norte), suponiendo un 50,18% de la muestra total. Asimismo, un 15,31% de las investigaciones se llevó a cabo en países euroasiáticos (Israel y Turquía), resaltando que supone un 2,60% de la muestra total. En lo referente a América (representada por países hispanohablantes), el 7,69% de las investigaciones fue realizada en este continente y representa el 4,38% de la muestra.

La presencia de diversos países permite evidenciar si existen diferencias entre culturas. Sin embargo, cabe destacar que no se ha podido incluir ningún estudio realizado en África, América del Norte ni Oceanía. Asimismo, hubiera sido interesante tener una mayor representación de países indo-europeos y de Asia, pues esta última solo está representada por China y Corea del Sur, obviando el sur-este asiático y Oriente Medio.

En cuanto al sexo, vale indicar que dos estudios no facilitan los datos relacionados con esta variable. De la muestra total, un 38,15% son hombres y un 41,02% son mujeres. Del mismo modo, tres de ellos no aportan una edad media, sino que exponen una horquilla de años, mientras que los restantes informan de la edad media de sus participantes. En suma, la edad media de la muestra es 14,75 años.

| Autor                    | País          | Fecha | Población | Género % hombres | Género % mujeres | Edad media              |
|--------------------------|---------------|-------|-----------|------------------|------------------|-------------------------|
| El-Asam et al.           | UK            | 2019  | 1.814     | 53               | 47               | 12,6                    |
| Woods & Scott            | UK            | 2016  | 467       | -                | -                | 14                      |
| Walburg et al.           | Francia       | 2016  | 286       | 40,2             | 59,8             | 16,5                    |
| Sami et al.              | Israel        | 2018  | 631       | 43,5             | 56,6             | 14,95                   |
| Colder-Carras et al.     | Holanda       | 2017  | 9733      | 48,83            | 51,17            | 14,5                    |
| Banjanin et al.          | Serbia        | 2015  | 336       | 34,52            | 65,48            | 18                      |
| Kircaburun et al.        | Turquía       | 2019  | 242       | 93               | 7                | 18,78                   |
| Jun (x3)                 | Corea del Sur | 2016  | 1877      | 49,77            | 50,23            | 15,98<br>14,89<br>13,89 |
| Chang et al. (x4)        | Taiwán        | 2014  | 2.315     | 52               | 48               | 15,5                    |
| Lin et al.               | Taiwán        | 2018  | 2.170     | -                | -                | 15,83                   |
| Zhang et al.             | China         | 2013  | 20        | 90               | 10               | 16,8                    |
| Gámez-Guadix et al. (x2) | España        | 2013  | 845       | 41,07            | 58,93            | 15,2                    |
| Oberst et al.            | Latinoamérica | 2017  | 1.468     | 25,59            | 74,31            | 16,59                   |

### 3.2. Análisis estadístico

Este estudio pretende investigar la relación entre las variables «usos problemáticos de Internet» y «depresión» empleando el software CMA. Atendiendo a la muestra de coeficientes de correlación, se decidió transformar estos valores a Fisher Z (Martin-Andrés & Luna-del-Castillo, 2004). En la Figura 2 (gráfico de Forest Plot) se presenta el tamaño de la muestra y el intervalo de confianza de 95% (0,263, 0,346) para las investigaciones que relacionan ambas variables.

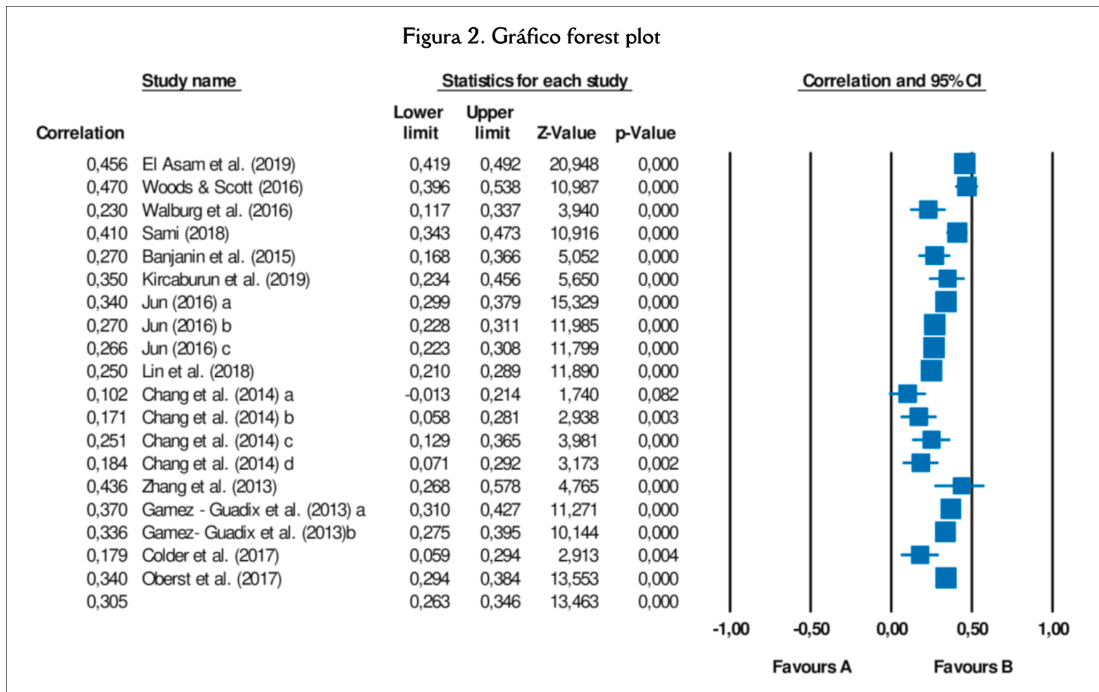
El efecto del tamaño obtenido es moderado ( $d=0,30$ ) según Cohen (1988) y significativo ( $p=0,000$ ). Aunque el 95% de los datos se encuentra dentro del intervalo de confianza, debemos resaltar que Banjanin et al. (2015), Walburg et al. (2016), Chang et al. (2014) y Colder-Carras et al. (2017) presentan límites inferiores menores al intervalo de confianza medio, al igual que El-Asam et al. (2019), Woods y Scott (2016), Sami et al. (2018) y Kircaburun et al. (2019) presentan valores por encima del límite superior medio. Esto supone que el intervalo de confianza es más amplio, lo que implica mayor variabilidad en los datos de dichos artículos y muy probablemente la presencia de datos extremos que hacen aumentar la desviación típica. Por otra parte, es necesario señalar que el valor  $p$  debe ser menor que 0,05 para aceptar que las correlaciones son significativas. En este sentido se expone que Chang et al. (2014) «a», tiene un valor  $p$  no significativo,  $p=0,082$  pues es mayor que  $p=0,005$ , a diferencia del resto de la muestra. El peso de cada estudio se asume mediante el modelo Random o de efectos aleatorios. Posteriormente se explica esta toma de decisión.



Atendiendo a Cochrane en Higgins y Green (2011) se estudió la heterogeneidad de la muestra. El estadístico Q de Der-Simonian y Laird (1986) ( $Q=139,368$ ,  $df=8$ ,  $p<0,000$ ) evidenció variabilidad en los estudios, rechazando la hipótesis de la homogeneidad.

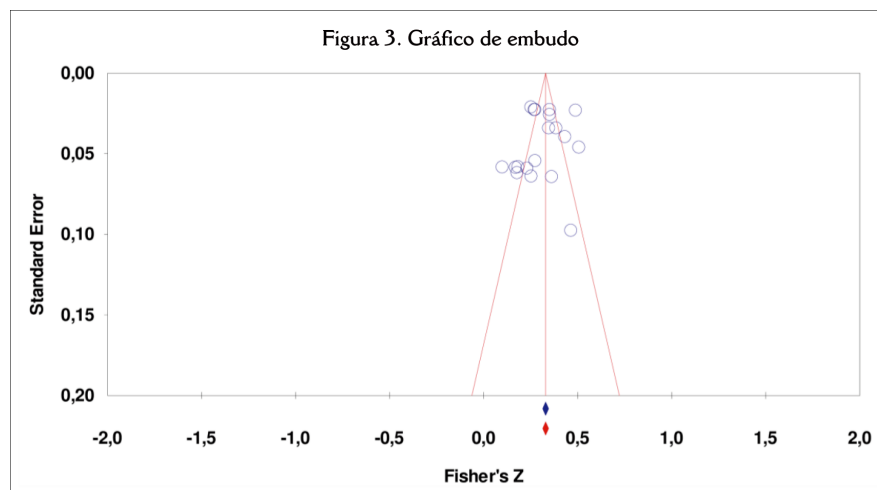
Por su parte, el estadístico I<sup>2</sup>, el cual nos informa del porcentaje de variabilidad fruto de la heterogeneidad y no del azar, obtuvo un valor elevado (87,085%), indicando que existe una elevada heterogeneidad en los estudios. Higgins et al. (2003) exponen que la variabilidad de este meta-análisis se corresponde a alta. Por este motivo, se siguió el modelo Random o modelo de efectos aleatorios (Martin-Andrés & Luna-del-Castillo, 2004). No obstante, atendiendo a las indicaciones de Botella y Sánchez (2015) se aplicó la prueba «Egger’s regression intercept» para verificar la no existencia de sesgo por publicación. Esta permite estimar la asimetría de los datos del gráfico de embudo, lo que determina el sesgo por publicación.

En esta observamos que no hay significatividad en ambas colas ( $p\text{-value 1 tailed}=0,25$ ;  $p\text{-value 2 tailed}=0,50$ ), lo cual implica la no existencia de sesgo (Egger et al., 1997). Además, el valor del error estándar es pequeño (1,57) y, por tanto, se aproxima bastante a la recta de regresión, lo que reafirma la no existencia de sesgo de publicación (Jin et al., 2014; Martin-Andrés & Luna-del-Castillo, 2004). Por otra parte, el gráfico de Funnel Plot (Figura 3) expone la variabilidad que se había encontrado previamente, reafirmando que la existencia de esta se debe a la diversa naturaleza de los estudios (Sterne et al., 2011) tal y como la prueba Egger’s ha indicado. Conforme más avanza el cono, implica que el error estándar aumenta, por tanto, se puede permitir que haya algún estudio más abajo pero siempre que esté dentro de la estructura.



Debemos tener en cuenta que 3 estudios se alejan de la figura claramente. Estos son aquellos que presentan datos más extremos, si bien vale resaltar que, al realizar la transformación de una curva normal a la curva de Fisher, los valores mayores que 0,5 sufren cierta deformación, de manera que todavía los aleja más de la media.

Los estudios que se alejan de la figura por la derecha son El-Asam et al. (2019) así como Wood y Scott (2016) que trabajaron con muestra anglosajona (UK) y presentan intervalos de confianza mayores que la media (ver Figura 2). Por el lado izquierdo encontramos Chang et al. (2014) «a», el cual presenta un valor de límite inferior de intervalo de confianza significativamente más bajo que la media (Figura 2).



### 3.3. Variables moderadoras y análisis de meta-regresión

Se establecieron variables moderadoras para estudiar la variabilidad de las investigaciones (Botella & Sánchez, 2015). En este sentido, se determinaron tres: sexo, edad media y cultura (Europa, Euroasia, América y Asia), puesto que se consideró necesario determinar si estas eran variables que afectaban a la variabilidad de los resultados. Una vez realizada la meta-regresión (ver Tabla 3), se generan cinco modelos: 1) Sencillo; 2) Género femenino; 3) Género masculino; 4) Edad; 5) Cultura. El primer modelo, en el que no se introduce ninguna variable moderadora, no explica en ningún porcentaje la varianza, a diferencia de los restantes. Los modelos 2 y 3 (género) explican el 9% respectivamente de la varianza ( $R^2=0,09$ ), pero solo el modelo 3 (género masculino) cuenta con una significatividad elevada ( $p<0,05$ ). Esto implica que el sexo es una variable moderadora pero solo significativa en el caso masculino, por tanto, existen diferencias entre género en referencia al uso problemático de Internet y la depresión. En el modelo 4 (edad), aunque explicaría un 4% de la varianza, esta no es significativa ( $p=0,383$ ), al igual que en el modelo 5 (cultura), donde un 14% de la varianza no es significativa ( $p=0,1761$ ) (Martín-Andrés & Luna-del-Castillo, 2004). Es decir, la variabilidad de los datos presentados tiene su origen en diferencias de género y no de edad ni cultura.

**Tabla 3. Meta-regresión del modelo 3 y test de comparación de modelos con efecto Random (MM). Distribución Z y Z de Fisher**

| Meta-regresión M.3     |              |                |              |              |         |           |
|------------------------|--------------|----------------|--------------|--------------|---------|-----------|
| Covarianza             | Coefficiente | Error estándar | 95% inferior | 95% superior | Valor Z | 2-valor-p |
| Intersección           | 0,3497       | 0,0315         | 0,2880       | 0,4114       | 11,11   | 0,0000    |
| Hombre                 | -0,0000      | 0,0000         | -0,0001      | -0,0000      | -1,97   | 0,0491    |
| Comparación de modelos |              |                |              |              |         |           |
| Nombre modelo          | TauSq        | R <sup>2</sup> | Q            | df           | Valor p |           |
| Modelo 1               | 0,0079       | 0              | 0            | 0            | 1       |           |
| Modelo 2               | 0,0071       | 0,09           | 3,28         | 1            | 0,07    |           |
| Modelo 3               | 0,0072       | 0,09           | 3,87         | 1            | 0,04    |           |
| Modelo 4               | 0,0076       | 0,04           | 0,76         | 1            | 0,383   |           |
| Modelo 5               | 0,0068       | 0,14           | 4,94         | 3            | 0,1761  |           |

### 3.4. Valores extremos

El estudio, que inicialmente se componía de 21 muestras y 15 estudios, se vio reducido por dos factores. Además, los estudios de Lu et al. (2018) y Wartberg et al. (2016) presentaban valores Fisher's Z extremos (0,016 y 0,019 respectivamente), los cuales estaban muy lejos de las restantes. No obstante, se considera necesario tener presentes estos tres estudios en la discusión.



#### 4. Discusión y conclusiones

Existe consenso entre la mayoría de las investigaciones (Banjanin et al., 2015; Colder et al., 2017; El-Asam et al., 2019; Gámez-Guadix et al., 2013; Kircaburun et al., 2019; Lin et al., 2018; Sami et al., 2018; Walburg et al., 2016; Lu et al., 2018; Wartberg et al., 2016; Woods et al., 2016; Zhang et al., 2013) al exponer que entre usos problemáticos de Internet y depresión en adolescentes existe una correlación significativa y positiva; lo cual concuerda con los resultados expuestos en la Figura 2, pues se obtiene que el tamaño del efecto ( $r=30$ ) es moderado según Cohen (1988). No obstante, Banjanin et al. (2015) reafirman que las regresiones múltiples mostraron que el tiempo invertido en redes sociales no tenía relación con la adicción a Internet y con síntomas depresivos. Por lo tanto, no se debe equiparar la cantidad de horas con un uso perjudicial para la salud.

La influencia del género como variable moderadora ha sido expuesta previamente en algunas de las investigaciones que componen la muestra. En coherencia a los resultados obtenidos, El-Asam et al. (2019) exponen que el 26,2% de la varianza de la puntuación general de «Problematic Internet Use Questionnaire» (PIUQ) es significativamente predecible con depresión ( $p<0.001$ ) y género masculino ( $p<0.001$ ). Walburg et al. (2016), por su parte, encuentran que los adolescentes (género masculino,  $r=0,37$ ,  $p<0.001$ ) que realizan un uso problemático de Facebook son significativamente más vulnerables ante depresión que las adolescentes (género femenino,  $r=0,10$ ,  $p>0,05$ ).

Lu et al. (2018), en su análisis de «Multiple logistic regression» revelaron que el género masculino, las creencias religiosas y los síntomas depresivos más severos se asociaban a la adicción a Internet. El presente estudio va en la línea de estos primeros autores, la meta-regresión explica cómo los hombres son más sensibles a sufrir ambas patologías ( $R^2=0,09$ ,  $p<0,05$ ). Si bien, otros investigadores como Banjanin et al. (2015), Wartberg et al. (2016) y Oberts et al. (2017) no registraron diferencias entre sexos.

Los estudios longitudinales de Jun (2016) y Chang et al. (2014) permiten analizar cómo la depresión aumenta a medida que crece el uso problemático. Jun (2016), en un estudio longitudinal de tres colas con población de diferentes edades, constató que la adicción al móvil y la depresión tenía una dirección bidireccional. Cada medida de adicción al móvil en T1 y T2 influía positivamente en los síntomas depresivos de T2 y T3 y los síntomas depresivos de T1 y T2 afectaban a la adicción por el móvil en los T2 y T3, respectivamente.

Por su parte, Chang et al. (2014) mostraron la influencia longitudinal de la adicción a Internet (IA) en la depresión (entre otros problemas de salud mental), siendo la depresión una variable que predice la iniciación y persistencia de los jóvenes a la adicción a Internet. Colder et al. (2017) permiten comparar la población que ya realiza un uso problemático y la que se encuentra en riesgo de padecerlo con síntomas depresivos, observando cómo la depresión crece a medida que aumenta el uso problemático. Lin et al. (2018) también comparan dos poblaciones: una con adicción a Internet y otra sin ella, evidenciando claras diferencias. El diagnóstico de IA se correlacionó positiva y significativamente con diversas variables, entre ellas: alexitimia, impulsividad, desaprobación de terceros en cuanto al uso de Internet, etc. Por otra parte, se correlacionaron de forma negativa con las variables como autoestima, bienestar subjetivo o apoyo social. Es decir, el malestar psicológico se relaciona con la adicción a Internet frente al bienestar que logra reducirla. En otras palabras, las variables psicológicas individuales son determinantes en la aparición del IA. Los resultados de la meta-regresión muestran que la edad no es una variable moderadora significativa (ver Tabla 3), es decir, no se trata de un problema evolutivo. Si bien, encontramos cómo el tiempo parece jugar un papel fundamental.

El uso problemático de Internet y los síntomas depresivos parecen retroalimentarse incrementando la problemática. Esto muestra la imperiosa necesidad de intervenir desde la educación. Al no ser ni la edad ni la cultura variables moderadoras existe el riesgo de que esta situación se pueda mantener en la etapa adulta. No debemos obviar que Cheng y Li (2014) demostraron que un 6% de la población adulta mundial sufre AI al igual que un 15-20% sufre depresión (Sotelo-Alonso et al., 2012). Teniendo en cuenta la correlación positiva entre ambas patologías es preciso comenzar a realizar programas de intervención en educación secundaria. De esta forma, se podría evitar futuros problemas de salud pública. Por otra parte, Gámez-Guadix et al. (2013) muestran que ser víctima de ciberbullying aumenta la incidencia en depresión y uso problemático.

En conclusión, existe evidencia de la existencia de relación entre el uso problemático de Internet y depresión en adolescentes, siendo el sexo la variable moderadora que influye de manera significativa en este. Si bien, existen otras variables que deben ser estudiadas y analizadas y que muestran comorbilidad con su uso patológico como problemas de comportamiento, hiperactividad, problemas emocionales, o salud física según El-Asam et al. (2019). Igualmente existe correlación positiva significativa entre trastorno del juego en Internet y traumas emocionales, ansiedad social o autoestima (Kircaburun et al., 2019) y Sami et al. (2018) señalan que la adicción a Internet presenta un efecto directo sobre las perturbaciones del sueño. De cualquier modo, que la edad no sea una variable moderadora, junto a investigaciones que correlacionan adicción a Internet y depresión en la etapa adulta suponen una alarmante situación. Es necesario intervenir en Educación Secundaria con la finalidad de evitar que estas patologías se trasladen a la vida adulta.

Es preciso exponer que existen ciertas limitaciones en este estudio, siendo la primera de ellas la escasa muestra de determinadas zonas, en especial la falta de población de África, Oceanía, América del Norte y Sur-este asiático. Por otra parte, la mayoría de las investigaciones no exponen datos diferenciados por sexos ni tratan el uso problemático de Internet y los síntomas depresivos como principal temática. Como prospectiva se considera necesario continuar estudiando otras variables que puedan tener relación con el uso problemático de Internet, como por ejemplo ansiedad, estrés, problemas de sueño, baja autoestima y desarrollar proyectos de intervención para institutos.

### Apoyos

Esta investigación tiene soporte del Grupo de Investigación Educaviva, la Cátedra de Inteligencia colectiva de la Universidad de Zaragoza y la cobertura de los contratos de Formación de Profesorado Universitario (FPU) del Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades de España.

### Referencias

- American Psychiatric Association (Ed.) (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders. American Psychiatric Association.
- Banjanin, N., Banjanin, N., Dimitrijevic, I., & Pantic, I. (2015). Relationship between internet use and depression: Focus on physiological mood oscillations, social networking and online addictive behavior. *Computers in Human Behavior*, *43*, 308-312. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.11.013>
- Bickham, D.S., Hswen, Y., & Rich, M. (2015). Media use and depression: exposure, household rules, and symptoms among young adolescents in the USA. *International Journal of Public Health*, *60*(2), 147-155. <https://doi.org/10.1007/s00038-014-0647-6>
- Bonetti, L., Campbell, M.A., & Gilmore, L. (2010). The relationship of loneliness and social anxiety with children's and adolescents' online communication. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, *13*(3), 279-285. <https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0215>
- Botella, J., & Sánchez, J. (2015). *Meta-análisis en ciencias sociales y de la salud*. Síntesis.
- Chang, F.C., Chiu, C.H., Lee, C.M., Chen, P.H., & Miao, N.F. (2014). Predictors of the initiation and persistence of Internet addiction among adolescents in Taiwan. *Addictive Behaviors*, *39*(10), 1434-1440. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2014.05.010>
- Cheng, C., & Li, A.Y. (2014). Internet addiction prevalence and quality of (real) life: A metaanalysis of 31 nations across seven world regions. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, *17*, 755-760. <https://doi.org/10.1089/cyber.2014.0317>
- Cho, C.M. (2017). Self-rating smart phone addiction scale for adolescents. In Israelashvili, M., & Romano, J. (Eds.), *The Cambridge Handbook of International Prevention Science* (pp. 571-573). Cambridge University Press.
- Chou, H.T.G., & Edge, N. (2012). They are happier and having better lives than I am: The impact of using Facebook on perceptions of others' lives. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, *15*, 117-121. <https://doi.org/10.1089/cyber.2011.0324>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Erlbaum. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- Colder-Carras, M., Van-Rooij, A., de Mheen, D.V., Musci, R., Xue, Q.L., & Mendelson, T. (2017). Video gaming in a hyperconnected world: A cross-sectional study of heavy gaming, problematic gaming symptoms, and online socializing in adolescents. *Computers in Human Behavior*, *68*, 472-479. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.11.060>
- Der-Simonian, R., & Laird, N. (1986). Meta-analysis in clinical trials. *Medline*, *7*, 177-188. <https://doi.org/10.1016/j.cct.2015.09.002>
- Egger, M., Smith, G.D., Schneider, M., & Minder, C. (1997). Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test. *BMJ*, *315*(7109), 629-634. <https://doi.org/10.1136/bmj.315.7109.629>
- El-Asam, A., Samara, M., & Terry, P. (2019). Problematic internet use and mental health among British children and adolescents. *Addictive Behaviors*, *90*, 428-436. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.09.007>
- Gámez-Guadix, M. (2014). Depressive symptoms and problematic Internet use among adolescents: Analysis of the longitudinal relationships from the cognitive behavioral model. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, *17*(11), 714-719. <https://doi.org/10.1089/cyber.2014.0226>

- Higgins, J., Thompson, S., Deeks, J., & Altman, D. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *BMJ*, 327(7414), 557-560. <https://doi.org/10.1136/bmj.327.7414.557>
- Higgins, J.P.T., & Green, S. (2011). *Cochrane handbook for systematic reviews of interventions*. The Cochrane Collaboration.
- Israelashvili, M., & Romano, J. (2016). *The Cambridge handbook of international prevention science*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781316104453.024>
- Jin, Z.C., Wu, C., Zhou, X.H., & He, J. (2014). A modified regression method to test publication bias in meta-analysis with binary outcomes. *BMJ*, (7109), 629-634. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-14-132>
- Jun, S. (2016). The reciprocal longitudinal relationships between mobile phone addiction and depressive symptoms among Korean adolescents. *Computers in Human Behavior*, 58, 179-186. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.12.061>
- Kaess, M., Durkee, T., Brunner, R., Carli, V., Parzer, P., Wasserman, C., Sarchiapone, M., Hoven, C., Apter, A., Balazs, J., Balint, M., Bobes, J., Cohen, R., Cosman, D., Cotter, P., Fischer, G., Floderus, B., Iosue, M., Haring, C., ... Zibera, J. (2014). Pathological Internet use among European adolescents: Psychopathology and self destructive behaviors. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 23(11), 1093-1102. [https://doi.org/10.1016/s0924-9338\(13\)76661-6](https://doi.org/10.1016/s0924-9338(13)76661-6)
- Kim, J.H., Seo, M., & David, P. (2015). Alleviating depression only to become problematic mobile phone users: Can face-to-face communication be the antidote? *Computers in Human Behavior*, 51, 440-447. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.05.030>
- King, A.L.S., Valença, A.M., Silva, A.C.O., Baczynski, T., Carvalho, M.R., & Nardi, A.E. (2013). Nomophobia: Dependency on virtual environments or social phobia? *Computers in Human Behavior*, 29(1), 140-144. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2012.07.025>
- Király, O., Nagygyörgy, K., Koronczai, B., Griffiths, M.D., & Demetrovics, Z. (2015). Assessment of problematic Internet use and online video gaming. In Aboujaoude, E., & Starcevic, V. (Eds.), *Mental health in the digital age: Grave dangers, great promise* (pp. 46-68). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/med/9780199380183.003.0003>
- Kircaburun, K., Griffiths, M.D., & Billieux, J. (2019). Psychosocial factors mediating the relationship between childhood emotional trauma and internet gaming disorder: a pilot study. *European Journal of Psychotraumatology*, 10(1), 1565031-1565031. <https://doi.org/10.1080/20008198.2018.1565031>
- Lin, M.P., Wu, J.Y., You, J., Hu, W.H., & Yen, C.F. (2018). Prevalence of internet addiction and its risk and protective factors in a representative sample of senior high school students in Taiwan. *Journal of Adolescence*, 62, 38-46. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2017.11.004>
- Lu, L., Xu, D.D., Liu, H.Z., Zhang, L., Ng, C.H., ... Xiang, Y.T. (2018). Internet addiction in Tibetan and Han Chinese middle school students: Prevalence, demographics and quality of life. *Psychiatry Research*, 268, 131-136. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.07.005>
- Martin-Andrés, A., & Luna-Del-Castillo, J.D. (2004). *Bioestadística para las Ciencias de la Salud*. Norma-Capitel. McLaughlin, K.A., & King, K. (2015). Developmental trajectories of anxiety and depression in early adolescence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 43(2), 311-323. <https://doi.org/10.1007/s10802-014-9898-1>
- Mehdizadeh, S. (2010). Self-presentation 2.0: Narcissism and self-esteem on Facebook. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 13(4), 357-364. <https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0257>
- Müller, K.W., Dreier, M., Beutel, M.E., Duvén, E., Giral, S., & Wölfling, K. (2016). A hidden type of internet addiction? Intense and addictive use of social networking sites in adolescents. *Computers in Human Behavior*, 55, 172-177. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.09.007>
- Oberst, U., Renau, V., Chamorro, A., & Carbonell, X. (2016). Gender stereotypes in Facebook profiles: Are women more female online? *Computers in Human Behavior*, 60, 559-564. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.02.085>
- Ofcom (Ed.). Children and parents: Media use and attitudes report. <https://bit.ly/2Yq5V5b>
- Pew Research Center (Ed.) (2015). *Teens, social media, and technology overview*. <https://pewrsr.ch/2QB8Xlp>
- Sami, H., Danielle, L., Lihi, D., & Elena, S. (2018). The effect of sleep disturbances and internet addiction on suicidal ideation among adolescents in the presence of depressive symptoms. *Psychiatry Research*, 267, 327-332. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.03.067>
- Sotelo-Alonso, I., Rojas-Soto, J.E., Sánchez-Arenas, C., & Irigoyen-Coria, A. (2012). La depresión en el adulto mayor: Una perspectiva clínica y epidemiológica desde el primer nivel de atención. *Archivos en Medicina Familiar*, 14(1), 5-13. <http://bit.ly/2r60tld>
- Sterne, J.A., Sutton, A.J., Ioannidis, J.P.A., Terrin, N., Jones, D.R., Lau, J., Carpenter, R., Rücker, G., Harbord, R.M., Schmid, C.H., Tetzlaff, J., Deeks, J.J., Peters, J., Macaskill, P., Schwarzer, G., Duval, S., Altman, D.G., Moher, D., & Higgins, J.P.T. (2011). Recommendations for examining and interpreting funnel plot asymmetry in meta-analyses of randomised controlled trials. *BMJ*, (pp. 343). <https://doi.org/10.1136/bmj.d4002>
- Tsitsika, A.K., Tzavela, E.C., Janikian, M., Ólafsson, K., Iordache, A., ... Richardson, C. (2014). Online social networking in adolescence: Patterns of use in six European countries and links with psychosocial functioning. *Journal of Adolescent Health*, 55(1), 141-147. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2013.11.010>
- Underwood, M.K., & Ehrenreich, S.E. (2017). The power and the pain of adolescents' digital communication: Cyber victimization and the perils of lurking. *American Psychologist*, 72(2), 144-158. <https://doi.org/10.1037/a0040429>
- Walburg, V., Mialhes, A., & Moncla, D. (2016). Does school-related burnout influence problematic Facebook use? *Children and Youth Services Review*, 61, 327-331. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2016.01.009>
- Wartberg, L., Brunner, R., Kriston, L., Durkee, T., Parzer, P., Fischer-Waldschmidt, G., Resch, F., Sarchiapone, M., Wasserman, C., Hoven, C.W., Carli, V., Wasserman, D., Thomasius, R., & Kaess, M. (2016). Psychopathological factors associated with problematic alcohol and problematic Internet use in a sample of adolescents in Germany. *Psychiatry Research*, 240, 272-277. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.04.057>

- Woods, H.C., & Scott, H. (2016). #Sleepyteens: Social media use in adolescence is associated with poor sleep quality, anxiety, depression and low self-esteem. *Journal of Adolescence*, 51, 41-49. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2016.05.008>
- Wu, C.Y., Lee, M.B., Liao, S.C., & Chang, L.R. (2015). Risk factors of internet addiction among internet users: An online questionnaire survey. *Plos One*, 10. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0137506>
- Young, K.S. (1998). *Caught in the net*. Wiley.
- Zhang, H.X., Jiang, W.Q., Lin, Z.G., Du, Y.S., & Vance, A. (2013). Comparison of psychological symptoms and serum levels of neurotransmitters in Shanghai adolescents with and without internet addiction disorder: A case control study. *Plos One*, 8(5), 1-4. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0063089>



# AlfaMed



**Red interuniversitaria EuroAmericana**  
de Investigación sobre Competencias  
Mediáticas para la Ciudadanía

[www.redalfamed.org](http://www.redalfamed.org)

