

La vulnerabilidad de los adolescentes frente a la desinformación: su medición y su relación con el pensamiento crítico y la desconexión moral

Adolescents' vulnerability to disinformation: Its measurement and relationship to critical thinking and moral disengagement

Dra. Paula HERRERO-DIZ. Profesora Adjunta. Universidad Loyola Andalucía (pherrero@uloyola.es).

Dra. Milagrosa SÁNCHEZ-MARTÍN. Profesora Titular. Universidad Loyola Andalucía (msanchez@uloyola.es).

Dra. Pilar AGUILAR. Profesora Adjunta. Universidad Loyola Andalucía (mpaguiar@uloyola.es).

Dr. José Antonio MUÑIZ-VELÁZQUEZ. Profesor Titular. Universidad Loyola Andalucía (jamuniz@uloyola.es).

Resumen:

Los jóvenes adolescentes son más vulnerables ante la desinformación por el tiempo que emplean conectados y sus hábitos de consumo de contenidos. Las consecuencias de este fenómeno pueden llegar a ser graves tanto a nivel individual como social y político. Para paliar esta situación, desde distintas instancias se recomiendan prácticas saludables para el consumo y el intercambio de información, desde listas de chequeo hasta ejercicios de autoaprendizaje para fomentar el pensamiento crítico. Esta investigación propone una herramienta con la que identificar los comportamientos de los adolescentes a la hora de darle credibilidad a una información o contenido y las motivacio-

nes que les incitan a compartirlo, contribuyendo en ocasiones a la difusión de información engañosa. Tras un exhaustivo proceso de diseño, pilotaje y validación psicométrica en una muestra de habla inglesa (N = 417), se obtiene un instrumento fiable. Se mide también su correlación con el pensamiento crítico y la desconexión moral. Los resultados permiten concluir que estamos ante una nueva herramienta con la que observar los comportamientos de consumo de información de los jóvenes y medir así su vulnerabilidad desinformativa. Asimismo, se constata cómo un mayor pensamiento crítico se relaciona positivamente con un consumo más responsable a la hora de darle credibilidad a un contenido o noticia, y cómo

Fecha de recepción de la versión definitiva de este artículo: 12-09-2022.

Cómo citar este artículo: Herrero-Diz, P., Sánchez-Martín, M., Aguilar, P. y Muñoz-Velázquez, J. A. (2023). La vulnerabilidad de los adolescentes frente a la desinformación: su medición y su relación con el pensamiento crítico y la desconexión moral | *Adolescents' vulnerability to disinformation: Its measurement and relationship to critical thinking and moral disengagement*. *Revista Española de Pedagogía*, 81 (285), 317-335. <https://doi.org/10.22550/REP81-2-2023-04>
<https://revistadepedagogia.org/>

ISSN: 0034-9461 (Impreso), 2174-0909 (Online)

la desconexión moral lo hace con el hecho de compartirlo con mayor ligereza.

Descriptores: desinformación, jóvenes, adolescentes, escala, pensamiento crítico, alfabetización mediática, desconexión moral.

Abstract:

Young adolescents are more vulnerable to disinformation owing to the time that they spend online and their content consumption habits. The consequences of this phenomenon can be serious, both for the individual and at a social and political level. To alleviate this situation, different agencies recommend healthy practices regarding consumption and exchange of information; from checklists to self-learning exercises for the development of critical thinking. This research proposes a tool for the identification of behaviours among adolescents when giving credibility to infor-

mation or content and the motives that lead them to share it, contributing at times to the spread of misleading information. After an exhaustive process of design, piloting, and psychometric validation using an English-speaking sample (N = 417), a reliable instrument was obtained. We also measured its correlation with critical thinking and moral disengagement. The results lead us to conclude that this is a new tool with which to observe the information consumption behaviours of young people and thus measure their vulnerability to disinformation. Similarly, we have confirmed how greater critical thinking is positively related to more responsible consumption when giving credibility to content or news, and how moral disengagement is linked to the fact of sharing such items with greater ease.

Keywords: disinformation, young people, teenagers, scale, critical thinking, media literacy, moral disengagement.

1. Introducción

A pesar de ser supuestamente nativos digitales, o quizás por eso, la vulnerabilidad de los jóvenes ante la desinformación es hoy evidente. Algunos estudios demuestran, incluso, que a niños y adolescentes ni siquiera les preocupa la confiabilidad de la información a la que están expuestos (Dumitru, 2020). A esto se une que su competencia autopercebida (sobreevaluada) en identificar falsas informaciones o engaños les hace aún más vulnerables (Herrero-Diz et al., 2021). Una sobrevaloración, además, que aumenta cuando el joven se compara con personas cercanas,

produciéndose el conocido «efecto tercera persona» (Corbu et al., 2021). Puede que la explicación esté en el desarrollo de una «habilidad de supervivencia» impuesta por el contacto permanente con información, imposible de ser analizada adecuadamente (Greifeneder et al., 2021).

Todo ello tiene efectos en el bienestar individual de los jóvenes. Así, por ejemplo, el estudio de Plan Internacional (2021) revela que una de cada cuatro jóvenes se siente físicamente insegura por culpa de la desinformación, y el 98 % están preocupadas porque muchos de los contenidos falsos que circulan

intentan desacreditarlas o humillarlas. Asimismo, el 46 % siente tristeza, depresión, estrés, preocupación o ansiedad como consecuencia de la exposición a la información errónea y la desinformación *online*.

En términos sociales y políticos, huelga señalar las graves consecuencias que todo ello tiene para la libre y racional deliberación política, ingrediente democrático esencial (McKay y Tenove, 2021). Ante tal situación, medios e instituciones se afanan por ofrecer soluciones para la alfabetización mediática o informacional (Dumitru, 2020), principalmente con dos objetivos: averiguar el atractivo y eficacia de las llamadas *fake news*, y dotar a los usuarios de estrategias y mecanismos de defensa frente a ellas (Gómez-Calderón et al., 2020). Son mayoría los jóvenes que no saben siquiera que los contenidos se pueden verificar, sin conocer herramientas para ello (Pérez-Escoda et al., 2021).

Así, se han desarrollado diversas iniciativas para ayudar a los jóvenes a evaluar la información y valorar la credibilidad de un contenido recibido (Dring, 2020). Iniciativas en torno a la *media literacy* o *news literacy* (alfabetización mediática o alfabetización informativa) que, siguiendo a Jones-Jang et al. (2021), han de superar la mera exposición del fenómeno desinformativo, para llegar al ejercicio de buscar activamente información con precisión y comprensión crítica, sabiendo usar herramientas de verificación. La edad es clave como factor de protección, dirán Newman y Zhang (2020). Esto es, cuanto más temprana sea la alfabetización, mejor se desarrollarán las estrategias de defensa.

En ese sentido, existen múltiples experiencias en las que se ha enfrentado a los jóvenes a distintas informaciones y contenidos desinformativos, administrando rúbricas, cuestionarios, listas de chequeo, etc. (McGrew, 2020; Tamboer et al. 2020; Herro-Diz et al., 2021). Resultan de especial interés aquellas que diferencian entre estrategias de evaluación crítica diseñadas *ad hoc*, para contenido específico, y estrategias generales, que se pueden utilizar independientemente del contenido. Las primeras incluyen verificar la fuente o el enlace, usar el sentido común, verificar el estilo de redacción y/o distribución, y observar el contexto de la noticia. Para los contenidos generales, se añadirían estrategias de análisis, evaluación y deducción, verificar el estilo de escritura o el diseño, observar el contexto, preguntar a otros y verificar otras fuentes. Todo lo cual no es usual en jóvenes (Tamboer et. al, 2020).

Asimismo, McGrew (2020) subraya la importancia de investigar la fuente de una web, analizar críticamente una información y localizar fuentes confiables en Internet. Para ello, sugiere una formación explícita sobre estrategias de verificación que puedan ayudar a los estudiantes a desarrollar estrategias efectivas. Guan et al. (2021) afirman, por su parte, que una buena alfabetización mediática puede combatir la polarización y creencias conspiracionistas a través del ejercicio del escepticismo y el pensamiento crítico.

Con el objetivo de ayudar a los jóvenes a no fiarse tanto de esos algoritmos, a mejorar su juicio crítico y evaluar así de manera fiable los contenidos que reciben, como plantean Ackland y Gwynn (2020),

esta investigación propone una nueva herramienta con la que diagnosticar la vulnerabilidad de los adolescentes ante la desinformación. Se trata de una escala validada psicométricamente que mide determinados hábitos de consumo de información que son claves para luchar contra la desinformación. Para ello, se ha partido del trabajo previo en torno, principalmente, a modelos de trabajo preexistentes, tales como C.A.R.S. (Harris, 1997); C.R.A.A.P. (Blakeslee, 2004); R.A.D.A.R. (Mandalios, 2013); o P.R.O.V.E.N. (Caulfield, 2017). Todos ellos proponen listados de hábitos o tareas recomendables a la hora de darle o no credibilidad a un contenido o aparente noticia. A partir de todo ello, se propone la construcción de una medida validada para observar determinados comportamientos que protegen contra la desinformación.

Asimismo, relacionado con el hecho de darle credibilidad a una noticia o contenido, varios son los autores que señalan la importancia del pensamiento crítico (Jones-Jang et al., 2021; Tamboer et al., 2020; Guan et al., 2021). Se trata de un constructo que se podría definir, siguiendo a Paul y Scriven (2003), como el proceso de conceptualizar, aplicar, analizar, sintetizar y/o evaluar información que se obtiene a través de la observación, la experiencia, la reflexión y el razonamiento, haciéndose guía de actuación y creencias para la persona. Igualmente, múltiples investigaciones muestran la importancia de mejorar las competencias de los estudiantes en torno a cómo piensan y analizan la información y el papel esencial de los centros educativos y de los docentes en esta adquisición del pensamiento crítico (Pithers y Soden, 2000).

Igualmente, en relación con el segundo comportamiento clave de las personas que agrava los efectos de la desinformación, esto es, compartir información recibida sin contrastar, parece interesante asociarlo al constructo de desconexión moral (Bandura et al., 1996). Se trata de un factor de orden cognitivo que suele estar implicado en conductas moralmente cuestionables o claramente delictivas. Lo define Bandura (2002) como aquel proceso de desenganche respecto a los valores y normas adquiridos para justificar las conductas socialmente reprochables con argumentos lógicos, evitando así la vergüenza o la culpa. Este proceso explicaría cómo las personas se pueden implicar en comportamientos poco éticos sin sentir malestar. El hecho de difundir información sin contrastar que puede ser falsa, o incluso sabiendo que lo es, como a veces ocurre, acarrea una irresponsabilidad social de la cual el sujeto o no suele ser consciente o pone en marcha el descrito mecanismo de desconexión moral. En concreto, siguiendo uno de sus mecanismos, el de «desplazamiento de la responsabilidad», definido por el mismo Bandura (2002) como el hecho de no asumir la responsabilidad propia de las acciones, ya que dicha responsabilidad es desplazada hacia otra persona o grupos de personas. Es ahí donde el papel de la educación moral, definida *grosso modo* como la ayuda para que los jóvenes adquieran un conjunto de creencias y valores sobre lo que es correcto o incorrecto (Halstead, 2010), puede ser clave de cara a la lucha contra la desinformación. Específicamente en cuanto se refiere a la concienciación sobre la responsabilidad individual de verificar un determinado contenido que se recibe antes de compartirlo y

evitar así convertirse en un posible agente de diseminación de falsedades.

Por tanto, el principal objetivo de este trabajo es elaborar una escala que, validada psicométricamente, proporcione por primera vez una herramienta útil y fácil de usar con la que medir la vulnerabilidad desinformativa de los adolescentes, teniendo en cuenta sus comportamientos, hábitos y motivaciones relacionados con el consumo de contenidos. Las hipótesis que se extraen de lo expuesto hasta ahora serán:

H1: La escala de vulnerabilidad ante la desinformación para jóvenes propuesta cuenta con la fiabilidad y validez necesarias.

H2: Existe una correlación negativa entre vulnerabilidad desinformativa (dar credibilidad sin contrastar) y pensamiento crítico.

H3: Existe una correlación positiva entre vulnerabilidad desinformativa (compartir contenido sin contrastar) y desconexión moral.

Para dar respuesta a todo ello, siguiendo a DeVellis (2017), el estudio se desarrolló en las siguientes dos fases.

2. Primera fase: elaboración y depuración de la escala de vulnerabilidad ante la desinformación (EVD)

2.1. Procedimiento y participantes

Como se ha señalado, se realizó, en primer lugar, una revisión de la literatura para detectar los instrumentos existentes para mitigar la vulnerabilidad ante la des-

información. Se sumó también la perspectiva que ofrece el «Cuestionario sobre los hábitos de los estudiantes para compartir *fake news* por el móvil» o CHECK-M (Herrero-Diz et al., 2020), el cual incorpora elementos del Ofcom Report (Ofcom, 2019), o el ya mencionado C.R.A.A.P. (Blakeslee, 2004). A partir de esto se desarrolló la EVD, compuesta en un primer momento por 30 ítems agrupados en dos dimensiones y 7 subdimensiones:

- Dimensión 1: «Para darle credibilidad a una información o noticia que me llega por las redes sociales, Internet, o el móvil...» («Credibilidad»), compuesta por: chequeo básico de la información (5 ítems), nivel cuantitativo de lectura (6 ítems), análisis más cualitativo del contenido (4 ítems), pensar en posibles propósitos de la información (5 ítems).
- Dimensión 2: «Cuando comparto una información o noticia que me llega por las redes sociales, Internet, o el móvil...» («Compartir»), conformada por: chequeo veracidad (4 ítems), responsabilidad (3 ítems), y motivación extrínseca (3 ítems).

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis de validez de contenido del instrumento mediante el juicio de expertos, a través del cual obtener evidencias de validez basadas en el contenido del test (Sireci y Faulkner-Bond, 2014). Concretamente, participaron periodistas expertos en *fact-checking* (verificación de datos) y contenidos digitales (N = 3) y educadores e investigadores de educación (N = 2), siendo 3 hombres y 2

mujeres, de entre 32 y 40 años. Las respuestas de uno de ellos se descartaron por su incongruencia. Los expertos valoraron con una escala tipo Likert de 4 puntos (desde nada —1— a mucho —4—) el grado de representatividad (i.e. si los elementos creados son representativos de la dimensión a la que se supone que han de pertenecer) y relevancia (i.e. el grado o importancia en que dichos elementos representan la faceta de la dimensión para la que fueron desarrollados) de las dimensiones, así como la comprensión (i.e. si el ítem se entiende correctamente), ambigüedad (i.e. juicio sobre las posibilidades de que el ítem pueda ser interpretado de diferentes maneras) y claridad de los ítems (i.e. hasta qué punto el ítem es conciso/preciso/directo) (Gwet, 2014).

Después se llevó a cabo el pilotaje de la escala en una muestra de 49 adolescentes españoles, 69.4 % mujeres, con una edad media de 16.84 años (DT=.99). El 34.7 % (n=17) cursaban 1.º Bachillerato, el 20.4 % (n=10) cursaban 2.º Bachillerato, 1 participante 3.º de ESO (2 %), el 32.7 % 4.º de ESO (n=16), el 4.1 % (n=2) un grado universitario y el 6.1 % (n=3) Formación Profesional.

Tras el juicio de expertos y el pilotaje, el instrumento inicial de 30 ítems pasó a tener 25 distribuidos en las mismas dos dimensiones, descartando las subdimensiones 19 para «Credibilidad» y 6 para «Compartir».

2.2. Análisis de datos y resultados

En el juicio de expertos, la representatividad se analizó mediante el coeficiente Kappa de Fleiss (Fleiss et al., 2003). Se

calculó el acuerdo global, así como el grado de acuerdo para cada dimensión de la escala, tomando como referencia a Landis y Koch (1977), quienes consideran una concordancia pobre valores de $K < .20$, justa entre $.21$ y $.40$, moderada entre $.41$ y $.60$, buena entre $.61$ y $.80$ y, finalmente, muy buena entre $.81$ y 1.00 .

Tal y como puede verse en la Tabla 1, el acuerdo global entre los expertos para la dimensión 1 («Credibilidad») fue moderado ($K = .45$, $< .001$, 95 % IC .34-.56) y muy bueno para la dimensión 2 («Compartir») ($K = 1.00$, $< .001$, 95 % IC .81- 1.19).

La relevancia de cada ítem y la comprensión, ambigüedad y claridad se valoró mediante el índice de validez de contenido (IVC, Lynn, 1986) y la razón de validez de contenido (RVC, Lawshe, 1975). Analizando en detalle las respuestas, se comprobó que 10 ítems de la dimensión 1 generaban bastantes dudas en cuanto a la subdimensión a la que correspondían (ítems 2, 3, 7, 8, 13, 14, 17, 19, 23 y 24). Por otra parte, los ítems «Si es un video me basta con ver solo los primeros segundos» y «Tengo en cuenta qué relación tiene la información con otros temas de actualidad» no alcanzaron el valor de relevancia mínimo (RVC = $.5$, $< .58$), pero el IVC sí fue adecuado para todas las dimensiones (IVC1 = $.72$, IVC2 = $.75$, IVC3 = $.67$, IVC4 = $.90$, IVC5 = $.75$, IVC6 = $.75$, IVC7 = 1). Respecto a la valoración de los ítems, todos mostraron valores adecuados en comprensión y claridad, si bien el ítem «Miro si puedo contactar con el autor o encontrar más información sobre él/ella» resultó ambiguo (IVC = $.50$).

TABLA 1. Resultados del acuerdo entre codificadores.

| Ítems | Acuerdo | | |
|-----------------------------|---------|-------|----------|
| | K | p | 95 % IC |
| Credibilidad | .45 | <.001 | .34-.56 |
| 1. Chequeo básico | .45 | <.001 | .27-.63 |
| 2. Nivel cuantitativo | .29 | .002 | .11-.47 |
| 3. Análisis más cualitativo | .23 | .015 | .05-.41 |
| 4. Propósitos | .88 | <.001 | .70-1.07 |
| Compartir | 1.00 | <.001 | .81-1.19 |
| 5. Chequeo veracidad | 1.00 | <.001 | .73-1.27 |
| 6. Responsabilidad | 1.00 | <.001 | .73-1.27 |
| 7. Motivación extrínseca | 1.00 | <.001 | .73-1.27 |

Nota: K = Kappa de Fleiss; p = significación estadística; 95 % Intervalo de Confianza.

En último lugar, los resultados del pilotaje se consideraron satisfactorios, ya que se obtuvo un alfa de Cronbach para la escala global de .79 (>.70). Por otra parte, 11 ítems mostraron un índice de discriminación inferior a .30 (IDisc9 = -.16, IDisc10 = -.17, IDisc11 = .27, IDisc19 = .16, IDisc23 = -.20, IDisc25 = .10, IDisc26 = .22, IDisc27 = .06, IDisc28 = -.06, IDisc29 = .12, IDisc30 = .18). Estos resultados dieron lugar a la revisión de varios ítems, y a mantener las dos dimensiones, «Credibilidad» y «Compartir», que conforman la escala depurada.

3. Segunda fase: fiabilidad y evidencias de validez de la EVD

3.1. Procedimiento y participantes

Para la validación de la EVD, la muestra de participantes para el estudio se recogió a través de un panel *online* de consumidores en 2021 de nacionalidad británica, los

cuales firmaron el correspondiente consentimiento informado. La lengua nativa de todos los sujetos era el inglés. Por ello, se tradujo el cuestionario a dicho idioma, siguiendo el proceso de *back translation* (traducción inversa) (Harkness y Schoua-Glusberg, 1998). Tras depurar las respuestas incompletas, la muestra válida de adolescentes de 16 a 18 años fue finalmente de 417. Siguiendo un criterio de proporcionalidad en función del sexo y edad, el 27.3 % (n = 114) de los participantes tenía 16 años, el 33.3 % tenía 17 años (n = 139), y el 39.3 % tenía 18 años (n = 164). El 50.8 % manifestó ser de sexo femenino (n = 212), el 46 % de sexo masculino (n = 192), y el 3.1 % declaró «otro» (n = 13). Respecto a los estudios, el 36.9 % (n = 154) estudiaba educación secundaria (GCSE), el 38.4 % (n = 160) estudiaba para obtener el certificado general de educación (GCE), el 13.2 % (n = 55) no estaba estudiando en ese momento y el 11.5 % (n = 48) estudiaba formación profesional (VET).

El estudio se realizó según las recomendaciones de la Ley Orgánica 3/2018 y la Agencia Española de Protección de Datos. El proyecto y el protocolo experimental fueron aprobados por el comité de ética de la Universidad Loyola Andalucía. Todos los encuestados dieron su consentimiento para participar en el presente estudio. No se requirió el consentimiento informado de los padres o tutores ya que los participantes eran mayores de 16 años (Ley 41/2002).

La recogida de datos y el reclutamiento de los adolescentes se hizo mediante Qualtrics (www.qualtrics.com). Qualtrics contactó con los mismos y les remitió el enlace del estudio para su cumplimentación, en el que se incluyeron variables de control, incluyendo el tiempo de ejecución. Cada participante fue recompensado económicamente, para lo cual era requisito indispensable responder a todas las preguntas y enviar el cuestionario tras su finalización. El estudio estuvo disponible desde el 21/04/2021 hasta el 14/05/2021.

3.2. Medidas

En cuanto a la batería completa de preguntas del cuestionario, se midieron las siguientes variables:

1. *Vulnerabilidad a la desinformación*: medida mediante la escala de vulnerabilidad ante la desinformación (EVD), en su versión depurada, descrita previamente y compuesta por 25 ítems de escala tipo Likert de 5 puntos (desde 1 —nunca— a 5 —siempre—), agrupados en dos dimensiones, «Credibilidad» (19 ítems) y «Compartir» (6 ítems).

2. *Desconexión moral*: evaluada mediante 12 ítems tipo Likert (desde 1 = totalmente en desacuerdo, a 5 = totalmente de acuerdo) incluidos en la escala de desconexión moral de Bandura et al. (1996). Se incluyeron los ítems correspondientes a los siguientes mecanismos de desconexión moral: comparaciones ventajosas que los individuos realizan de sus propias conductas dañinas (p. ej., dañar alguna propiedad no es gran cosa si se considera que otros hacen cosas peores), el desplazamiento de la responsabilidad (p. ej., si las personas viven en malas condiciones no pueden ser culpados por agredir) y la difusión de la responsabilidad (p. ej., un chico que pertenece a una pandilla no puede ser culpado por los problemas causados por la pandilla). El alfa de Cronbach correspondiente a los 12 ítems fue .79.

3. *Pensamiento crítico*: se midió mediante la subescala de juicio/pensamiento crítico incluida en el cuestionario VIA-Y (*Values in Action for Youth* [valores en acción para la juventud]) de Park y Peterson (2006), que mide las fortalezas humanas en adolescentes. Consta de ocho ítems tipo Likert (desde 1 = totalmente en desacuerdo, a 5 = totalmente de acuerdo) y evalúa la percepción que tiene el adolescente sobre la información que emplea a la hora de tomar decisiones y el grado en que reflexiona a la hora de decidir (p. ej., cuando tomo una decisión, considero lo bueno y lo malo de cada opción). La fiabilidad en la muestra fue aceptable ($\alpha = .72$).

Además de estas tres medidas, los participantes respondieron a las siguientes preguntas sociodemográficas: género, edad, región de residencia y estudios que

estaban cursando en el momento de su participación en el estudio.

3.3. Análisis de datos y resultados

En primer lugar, se analizó la validez de constructo, es decir, la estructura factorial del instrumento. Para ello, la muestra total se dividió en dos partes de forma aleatoria; una mitad de 219 personas se utilizó para realizar el análisis factorial exploratorio (AFE) y la otra mitad de 198 participantes para el análisis factorial confirmatorio (AFC).

A nivel preliminar, la matriz era adecuada para su factorización (Osborne et al., 2014). En concreto, el valor de KMO (KMO = .86, > .70; Kaiser, 1970) verificó la adecuación de la muestra para el análisis posterior y el test de esfericidad de Bartlett resultó no significativo ($\chi^2 = 2297.3$, gl = 300, $p < .01$). La puntuación media de los ítems osciló entre 1.90 (DT = 1.05) y 3.58 (DT = 1.10); con valores de asimetría (-.81, .94) y curtosis (-1.01, .503) cercanos a la normalidad, pero resultando la curtosis multivariada significativa en el test de Mardia (Mk= 10.89, $p < .01$).

El AFE se llevó a cabo utilizando *Unweighted Least Squares* (mínimos cuadrados no ponderados) (ULS) como método de extracción y la rotación oblicua Promin (Lorenzo-Seva, 1999), dadas las características de los datos (ver apartado de resultados) y la presunta correlación entre los factores. Se realizaron diversas comprobaciones para confirmar que el modelo exploratorio óptimo era el de dos factores, concretamente:

a) El análisis paralelo basado en el análisis factorial de rango mínimo (PA-MRFA) con un intervalo del 95 % (Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011), sugirió la presencia de dos factores.

b) Se analizó el grado de dominancia del factor general o cercanía a la unidimensionalidad (Ferrando et al, 2019), constatando que los datos se ajustaban a un modelo multidimensional, ya que el índice *Explained Common Variance* (varianza común explicada) (ECV) fue de .755 (valores > .85 indican que el modelo es esencialmente unidimensional; Rodríguez et al., 2016), y el índice UniCo fue de .819 (valores > .95 sugieren que los datos pueden tratarse de forma unidimensional; Lorenzo-Seva y Ten Berge, 2006).

c) El modelo de dos factores mostró un buen ajuste (*Goodness of Fit Index* [índice de bondad del ajuste], GFI = .965, > .95; Hooper et al., 2008). Las saturaciones de los ítems en los factores se reportan en la Tabla 2, en la cual se observa que todos los ítems presentan cargas factoriales por encima o muy cercanas a .40 en el mismo factor y menores de .30 en el otro factor.

d) El modelo explicó un 42 % de la varianza (.31 el factor 1, y .11 el factor 2). Asimismo, la correlación entre los dos factores fue adecuada (.38) (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2014).

e) La replicabilidad del constructo o índice h (Hancock y Mueller, 2001) ayudó a confirmar, a partir de valores mayores de .70, que la variable latente estaba bien definida por sus indicadores y podría tener estabilidad en otros estudios.

TABLA 2. Escala de vulnerabilidad ante la desinformación (EVD) para jóvenes, y sus pesos factoriales en el AFE (ULS y rotación Promín).

| Ítem | Factores | |
|---|----------|------|
| | F2 | F1 |
| Compruebo si aparece el autor del contenido o noticia. | | .503 |
| Miro si la web o el medio es conocido. | | .772 |
| Compruebo que la dirección web es fiable. | | .608 |
| Cuando es un video compruebo quién lo ha hecho. | | .569 |
| Miro si la información es reciente. | | .507 |
| Compruebo si la foto se corresponde con el resto del contenido. | | .607 |
| Miro si puedo contactar con el autor o encontrar más información sobre él/ella. | | .454 |
| Contrasto la información por otras fuentes. | | .609 |
| Me conformo con leer únicamente el titular. * | | .389 |
| Necesito leer la noticia o contenido al completo. | | .537 |
| Tengo en cuenta si la información contiene datos o cifras de fuentes fiables. | | .706 |
| Chequeo si la información está bien presentada (sin errores ortográficos, gramaticales, erratas, etc.). | | .654 |
| Dudo de una noticia si el titular es excesivamente llamativo. | | .415 |
| Pienso si el contenido que me llega tiene relación con la actualidad. | | .662 |
| Diferencio claramente si la noticia o contenido es de humor o de broma. | | .515 |
| Pienso si la información pretende influir en mis emociones (hacerme reír, enfadar, indignarme...). | | .624 |
| Analizo si el contenido, además de informar, tiene otro propósito (político, ideológico, económico...). | | .680 |
| Pienso si la información pretende dañar a alguien o algo. | | .656 |
| Distingo claramente qué es información y qué es opinión. | | .532 |
| Cuando una información o contenido me divierte, lo comparto inmediatamente, sin contrastarlo. | .655 | |
| Si una noticia me indigna o enfada, la comparto de manera inmediata y sin contrastar. | .608 | |
| Cuando me llega una noticia que me alegra, la comparto rápidamente y sin necesidad de contrastarla. | .778 | |
| Al compartir un contenido busco simplemente entretenerme a mí y a mis amigos. | .671 | |
| Comparto una noticia o contenido con la intención principal de influir en la opinión de los demás. | .620 | |
| Si sé que es falso, lo comparto para avisar a mis contactos. | .454 | |

Nota: * Ítem invertido.

f) Respecto a la calidad y efectividad de las puntuaciones factoriales estimadas, puede decirse que los resultados fueron adecuados (Fiabilidad Marginal = .83 y .92 para el factor 1 y 2, respectivamente, > .80). La replicabilidad de los constructos fue satisfactoria y, complementariamente, el índice *Expected Percentage of True Di-*

fferences (porcentaje esperado de diferencias reales) (EPTD; Ferrando et al., 2019) también presentó valores aceptables, con puntos de corte $\geq 90\%$ (ver Tabla 3); lo que indica que pueden utilizarse las puntuaciones factoriales obtenidas para la evaluación individual, diferenciando u ordenando a las personas.

TABLA 3. Índices AFE globales y por factores.

| Modelo | Índices globales | | | Índices por factores | | | | | | |
|------------|----------------------------------|-------|------|------------------------------|------|----|-------------------------------|------------|------------------------------------|--------|
| | Cercanía a la unidimensionalidad | | | Correlaciones entre factores | | | Replicabilidad del constructo | | Puntuaciones factoriales estimadas | |
| | GFI | Unico | ECV | | 1 | 2 | H-Latent | H-Observed | Marginal reliability | EPTD |
| 2 factores | .965 | .819 | .755 | F1 | -- | -- | .827 | .823 | .827 | 89.6 % |
| | | | | F2 | .381 | | .918 | .898 | .918 | 93.4 % |

Nota: GFI: Goodness of Fit Index; ECV: Explained Common Variance; S: Bentler's simplicity index; L: Loading simplicity index; EPTD: Expected percentage of true differences.

Posteriormente, se puso a prueba la estructura factorial derivada del AFE (modelo de 2 factores con los 25 ítems) mediante AFC, utilizando *Weighted Least Square Mean and Variance* (media y varianza ponderadas por mínimos cuadrados) (WLSMV) como método de estimación. Para valorar el ajuste del modelo se analizaron los índices *Root Mean Square Error of Approximation* (error cuadrático medio de aproximación) (RMSEA) y *Root Mean Square of Residuals* (raíz cuadrática media de los residuos) (RMSR), los cuales presentan valores óptimos por debajo de .08 (Hooper et al., 2008), así como el *Comparative Fit Index* (índice de ajuste compa-

rativo) (CFI) y el *Tucker and Lewis Index* (índice Tucker y Lewis) (TLI), los cuales se consideran adecuados a partir de .90 o .95 (Hooper et al., 2008). El modelo presentó un ajuste aceptable, pero dos índices quedaron por debajo del punto de corte (RMSEA = .068, 90 % IC = .059-.077; CFI = .89; TLI = .88; SRMR = .072). Los índices de modificación (IM) informaron de una correlación susceptible de incluirse en el modelo (IM = 27.86) entre el ítem 20 («*If the information is funny, I share it immediately without contrasting it* [Si la información es divertida, la comparto inmediatamente sin contrastarla]») y el 22 («*If the information makes me happy, I share it*

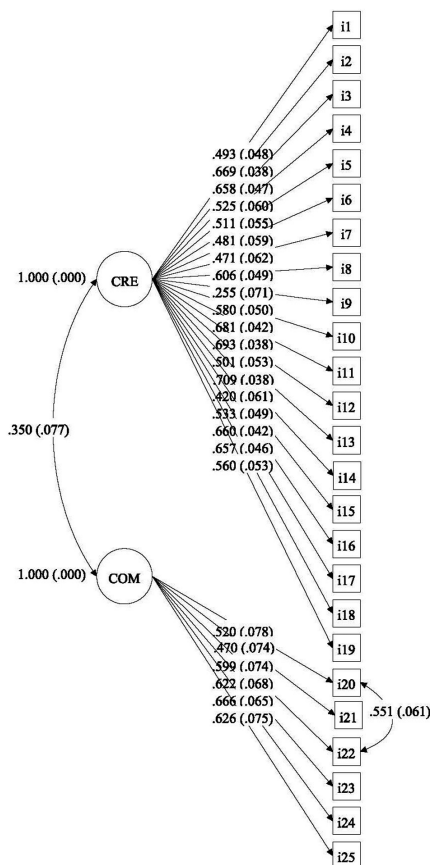
quickly without contrasting it [Si la información me hace feliz, la comparto rápidamente sin contrastarla]») del factor 2.

El modelo, incluyendo dicho parámetro, mejoró ligeramente, de forma que todos los índices se mostraron por encima del punto de corte (RMSEA = .065, 90 % IC = .057-.074; CFI = .90; TLI = .90; SRMR=.069). Todos los parámetros fueron estadísticamente significativos ($p < .05$). El factor 1 presentó unos pesos factoriales que oscilaban entre .26 (ítem 9) y .71 (ítem 14) ($M = .56$, $DT = .05$). Los pesos

factoriales del factor 2 fluctuaron entre .47 (ítem 21) y .67 (ítem 24) ($M = .58$, $DT = .07$). Adicionalmente, las varianzas residuales oscilaron entre .50 y .94 y la proporción de varianza explicada por los ítems varió desde .07 a .50. La correlación entre ambos factores fue de .35, y el parámetro que se incluyó con la correlación entre los errores de los ítems 20 y 22 fue de .38.

En el Gráfico 1 se muestra el modelo, en el cual se reportan las cargas factoriales estandarizadas y los residuales, así como la covarianza entre las variables latentes.

GRÁFICO 1. Diagrama del AFC resultante. Pesos factoriales estandarizados, errores estandarizados de los ítems y covarianza entre factores.



La fiabilidad de los factores resultantes se analizó mediante el coeficiente Omega (ω), obteniendo resultados satisfactorios (F1: $\omega = .88$, IC = .86-.91; F2: $\omega = .73$, IC = .69-.79), mayores a .70 (Dunn et al., 2013); asimismo, la correlación ítem-total fue adecuada ($>.30$), oscilando entre .23 y .62 para el factor 1 y entre .39 y .60 para el factor 2.

Por otra parte, siguiendo el criterio de Fornell-Larcker (Fornell y Larcker, 1981) puede afirmarse que la escala tiene una adecuada validez convergente y discriminante (ver Tabla 4). Respecto a la primera

de ellas: a) el valor del *Average Extracted Variance* (varianza media extraída) (AVE) se encontró por encima de .50 para las dos dimensiones; b) el índice *Composite Reliability* (fiabilidad compuesta) (CR) era mayor que el AVE. En cuanto a la validez discriminante: a) la correlación entre los factores fue adecuada ($r = .35 < .85$) y, b) la raíz cuadrada del AVE (CV) para cada constructo fue mayor que la correlación entre los constructos ($r = .35, < .87$ para F1, .72 para F2); y el valor del AVE para cada dimensión fue mayor que la correlación al cuadrado de las dimensiones.

TABLA 4. Fiabilidad, evidencias de validez convergente y discriminante.

| Constructo | Fiabilidad | | AVE | Correlaciones entre los factores | | Validez convergente | Validez discriminante |
|--------------|------------|-----|-----|----------------------------------|------------|---------------------|-----------------------|
| | ω | CV | | 1 | 2 | | |
| Credibilidad | .88 | .87 | .75 | .87 | .12 | Sí | Sí |
| Compartir | .73 | .72 | .52 | .35 | .72 | Sí | Sí |

Nota: ω = Omega; CV = Construct reliability; AVE = Average Variance Explained. Raíz Cuadrada del AVE (en negrita); correlación entre los factores (diagonal inferior); correlación al cuadrado de los factores (diagonal superior).

Finalmente, se analizó la relación entre las puntuaciones en el test (variable objeto de estudio) y otras variables externas (Elosúa, 2003) como evidencia complementaria de validez convergente y discriminante. Se utilizó la subescala «desplazamiento de la responsabilidad» de la escala de desconexión moral de Bandura et al. (1996), y la subescala de juicio/pensamiento crítico de la *Values in Action for Youth* (Park y Peterson, 2006). Tanto la dimensión Credibilidad (F1) como Compartir (F2) mostraron una correlación significativa con el pensamiento crítico

(Park y Peterson, 2006). En línea con lo esperable, cuantas más comprobaciones realiza el adolescente para dar credibilidad a una noticia, más pensamiento crítico ($r = .45, p < .001$); asimismo, cuanto más se comparte, menos pensamiento crítico ($r = -.14, p < .005$). En cuanto a la correlación con la desconexión moral, no se observa una asociación significativa con ninguno de los factores, pero, si se atiende de forma individual a los mecanismos de desconexión moral, puede observarse que la dimensión Compartir (F2) mostró una correlación positiva con

el «desplazamiento de la responsabilidad» ($r = .14, p < .005$) (ver Tabla 5).

Para realizar el AFE y obtener los diferentes índices relacionados con su interpretación se utilizó el programa Factor 11.5.1. El

AFC se implementó con el programa MPlus. El coeficiente de fiabilidad Omega se calculó con el programa Jasp, y el resto de los análisis se ejecutaron con el programa SPSS. Se tomó como referente un nivel de significación $\leq .05$ para todos los análisis realizados.

TABLA 5. Validez basada en la correlación entre variables.

| Constructo | Pensamiento crítico | | Desconexión moral | | Comparaciones ventajosas | | Desplazamiento de la responsabilidad | | Difusión de la responsabilidad | |
|-------------------|---------------------|--------|-------------------|------|--------------------------|------|--------------------------------------|--------|--------------------------------|------|
| | r | p | r | p | r | p | r | p | r | p |
| Credibilidad (F1) | .45** | < .001 | .02 | .668 | -.05 | .333 | -.03 | .566 | .09 | .062 |
| Compartir (F2) | -.14* | < .005 | .06 | .242 | .09 | .083 | .14* | < .005 | -.01 | .863 |

Nota: r = correlación de Pearson; p = significación estadística; * correlación significativa <.005; ** correlación significativa <.001.

4. Discusión y conclusiones

Tras los análisis expuestos, podemos afirmar que estamos ante una herramienta nueva y eficaz para observar determinados hábitos de consumo de contenidos aparentemente informativos de los adolescentes, especialmente vulnerables ante la desinformación (Ackland y Gwynn, 2020; Corbu et al. 2021). Con esta escala de vulnerabilidad ante la desinformación (EDV) validada, cabe aceptar, por tanto, la hipótesis H1. Por su sencillez y brevedad, dicha escala se hace también útil como instrumento de auto-diagnóstico, además de como una excelente herramienta de carácter pedagógico, dentro y fuera del aula. Cuenta con 25 ítems y dos factores: dar credibilidad a una aparente noticia o contenido (F1) y compartirla (F2), dos conjuntos de comportamientos que requieren por tanto de dos estrategias de afrontamiento e intervenciones distintas.

En paralelo, se comprobó su desempeño en relación con otras dos variables implicadas en la vulnerabilidad desinformativa: pensamiento crítico y desconexión moral. Con el primero se encontró que se relacionaba positivamente con darle credibilidad a un contenido con mayor cuidado, así como negativamente con el hecho de compartirlo. Con desconexión moral, y en concreto con el desplazamiento de la responsabilidad moral, se encontró una relación positiva con el hecho de compartir más alegremente un determinado contenido. Se aceptan así también las hipótesis H2 y H3, en consonancia con Guan et al. (2021) y otros.

En cuanto a las limitaciones del presente estudio, cabe destacar, en primer lugar, que, aunque los análisis psicométricos han sido satisfactorios, hubiera sido deseable realizar o duplicar el pilotaje previo también con muestra inglesa, no solo española. En

esa línea, sería interesante realizar una segunda validación de la escala en población española, y en otros idiomas. Algo en lo que se está ya trabajando, en aras de aumentar la universalidad de la herramienta.

En resumen, la potencialidad del presente instrumento de medición y (auto)diagnóstico de la vulnerabilidad desinformativa de los jóvenes es considerable, y de enorme utilidad para la implantación y evaluación de programas de entrenamiento o alfabetización contra la desinformación. Huelga decir que ni adultos ni ancianos son inmunes a los ataques desinformativos, de ahí que otra futura línea de trabajo sea la validación de esta EVD en otras edades. Pero lo cierto es que la adolescencia es una etapa crítica en muchos sentidos. Pensemos que en ellos se está conformando la personalidad, el posicionamiento político y social, los valores morales, etc., aspectos clave en un momento en el que, como recoge el *Media & Information Literacy Curriculum For Educators & Learners (MIL)*, crece entre los jóvenes la desconfianza generalizada en los medios de comunicación, la ciencia y las instituciones, aumenta la incitación al odio, la intolerancia y la polarización (Grizzle et al., 2021). Pensemos también que pronto entrarán en la mayoría de edad, y que entre otras cosas adquieren el derecho al voto. Por tanto, no es exagerado pensar que, para toda sociedad democrática, la lucha para hacer a la población en general, y a la juventud en particular, lo menos vulnerable posible ante la desinformación es absolutamente crucial (Corbu et al. 2021).

Esta herramienta aquí propuesta supone otro paso más en ese sentido y puede ser un instrumento útil para contribuir a demandas como la planteada por Nieto et al. (2021) quie-

nes, tras una investigación sobre la competencia informacional (CI) en docentes en activo y futuros profesores de EP y ESO, concluyen que presentan dificultades para el desempeño de tareas relacionadas con el tratamiento de la información tan importantes como la búsqueda y la evaluación de la información, actividades que «deben ser fomentadas de forma específica» (*Ibidem*, p. 491). Este test nos invita a realizar ese ejercicio de evaluación y a pensar sobre los hábitos que tenemos cuando accedemos a la información y nos interpela porque, de alguna manera, nos sitúa frente a las decisiones que tomamos en relación con qué hacemos con la información, como compartirla o confiar en su autenticidad.

Por todo lo anterior, no podemos más que reivindicar la importancia del papel de los profesores en la lucha contra la desinformación, pues, junto con periodistas y bibliotecarios, «la triada de los trabajadores de la verdad» como Head y Wihbey (2017) les han reconocido, pueden contribuir a la formación de ciudadanos —usuarios y consumidores de información— responsables y críticos. Una muestra de ello son los efectos positivos sobre nuestros jóvenes que ya se empiezan a conocer tras la ejecución de distintas acciones en las que el profesorado les ha guiado. La formación en alfabetización mediática e informacional tiene efectos positivos sobre ellos, y así lo demuestran los resultados de otros proyectos como el *Civic Online Reasoning*, de la Universidad de Stanford, para el desarrollo del pensamiento crítico en estudiantes de Estados Unidos, o *News Wise* (Reino Unido), orientado a la formación de alumnos y profesores frente a la desinformación. Las investigaciones que se hicieron sobre los beneficios de ambas iniciativas demuestran

que los estudiantes perfeccionaron sus capacidades para afrontar cantidades ingentes de información y conocer los distintos tipos de engaño. Una vez formados, los alumnos tomaron mejores decisiones sobre la calidad de la información a la que fueron expuestos.

Apoyos

Estudio elaborado dentro del proyecto europeo SPOTTED KA201-2AF602E2 financiado por la Comisión Europea.

Referencias bibliográficas

- Ackland, R., y Gwynn, K. (2020). Truth and the dynamics of news diffusion on Twitter [La verdad y la dinámica de difusión de noticias en Twitter]. En R. Greifeneder, M. E. Jaffé, E. J. Newman y N. Schwarz (Ed.), *The psychology of fake news* (pp. 27-46). Routledge.
- Agencia Española de Protección de Datos. (2020). Guía de protección de datos por defecto. <https://www.aepd.es/es/node/45107>
- Bandura, A. (2002). Selective moral disengagement in the exercise of moral agency [Desvinculación moral selectiva en el ejercicio de la agencia moral]. *Journal of Moral Education*, 31 (2), 101-119. <https://doi.org/10.1080/0305724022014322>
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., y Pastorelli, C. (1996). Mechanisms of moral disengagement in the exercise of moral agency [Mecanismos de desvinculación moral en el ejercicio de la agencia moral]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71 (2), 364-374. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.2.364>
- Blakeslee, S. (2004). The CRAAP test [La prueba CRAAP]. *LOEX Quarterly*, 31 (3), 4.
- Caulfield, M. (2017). *Web literacy for student fact-checkers [Alfabetización web para estudiantes verificadores de datos]*. Textbooks. 5. <https://digitalcommons.liberty.edu/textbooks/5>
- Corbu, N., Oprea, D. A., y Frunzaru, V. (2021). Romanian adolescents, fake news, and the third-person effect: A cross-sectional study [Adolescentes rumanos, fake news y el efecto de tercera persona: un estudio transversal]. *Journal of Children and Media*, 1-19. <https://doi.org/10.1080/17482798.2021.1992460>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications [Desarrollo de escalas: teoría y aplicaciones]*. Sage.
- Dring, S. (2020). Fact vs fiction: Teaching critical thinking skills in the age of fake news [Realidad frente a ficción: enseñar a pensar críticamente en la era de las noticias falsas]. *The School Librarian*, 68 (1), 63-63.
- Dumitru, E. A. (2020). Testing children and adolescents' ability to identify fake news: A combined design of quasi-experiment and group discussions [Comprobación de la capacidad de niños y adolescentes para identificar noticias falsas: un diseño combinado de cuasi-experimento y debates en grupo]. *Societies*, 10 (3), 71. <https://doi.org/10.3390/soc10030071>
- Dunn, T. J., Baguley, T., y Brunsten, V. (2013). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation [De alfa a omega: una solución práctica al omnipresente problema de la estimación de la consistencia interna]. *British Journal of Psychology*, 105 (3), 295-441. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Elosúa, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15 (2), 315-321. <https://www.psicothema.com/pi?pii=1063>
- Ferrando, P. J. y Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30 (3), 1170-1175. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., y Navarro-González, D. (2019). Unival: An FA-based R package for assessing essential unidimensionality using external validity information [Unival: un paquete R basado en FA para evaluar la unidimensionalidad esencial utilizando información de validez externa]. *The R Journal*, 11 (1), 427-436. <https://doi.org/10.32614/rj-2019-040>
- Fleiss, J. L., Levin, B., y Paik, M. C. (2003). *Statistical methods for rates and proportions [Métodos estadísticos para tasas y proporciones]*. Wiley.
- Fornell, C., y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error [Evaluación de modelos de ecuaciones estructurales con variables inobservables y errores de medición]. *Journal of Marketing Research*, 18 (1), 39-50.
- Greifeneder, R., Jaffe, M., Newman, E., y Schwarz, N. (2021). *The psychology of fake news: Accepting,*

- sharing, and correcting misinformation [La psicología de las noticias falsas: aceptar, compartir y corregir la desinformación].* Routledge.
- Grizzle, A., Wilson, C., Tuazon, R., Cheung, C. K., Lau, J., Fischer, R., Gordon, D., Akyempong, K., Singh, J., Carr, P. R., Stewart, K., Tayie, S., S., Jaakkola, M., Thésée, G., Gulston, C., Andzongo M., Blaise P., Zibi F., y Paul A. (2021). *Media and information literate citizens: think critically, click wisely! [Ciudadanos alfabetizados en medios de comunicación e información: ¡piensa críticamente, haz clic sabiamente!]* UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000377068>
- Gómez-Calderón, B., Córdoba-Cabús, A., y Nieto, A. M. (2020). Jóvenes y *fake news*. Un análisis socio-demográfico aplicado al caso andaluz. *IC Revista Científica de Información y Comunicación*, 17, 481-504. <http://dx.doi.org/10.12795/IC.2020.i01.21>
- Guan, T., Liu, T., y Yuan, R. (2021). Facing disinformation: Five methods to counter conspiracy theories amid the Covid-19 pandemic [Combatiendo la desinformación: cinco métodos para contrarrestar las teorías de conspiración en la pandemia de Covid-19]. *Comunicar*, 69, 71-83. <https://doi.org/10.3916/C69-2021-06>
- Gwet, K. L. (2014). *Handbook of inter-rater reliability [Manual de fiabilidad entre evaluadores]*. Advanced Analytics.
- Halstead, J. M. (2010). Moral education [Educación moral]. En C. S. Clauss-Ehlers (Eds), *Encyclopedia of cross-cultural school psychology*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-0-387-71799-9_260
- Hancock, G. R., y Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems [Replanteamiento de la fiabilidad de los constructos en los sistemas de variables latentes]. En R. Cudeck, S. du Toit y D. Srbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future-a festschrift in honor of Karl Joreskog* (pp. 195-216). Scientific Software International.
- Harkness, J., y Schoua-Glusberg, A. (1998). Questionnaires in translation [Cuestionarios en traducción]. En J. Harkness (Ed.), *Cross-cultural survey equivalence* (pp. 87-126). Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen -ZUMA-.
- Harris, R. (1997). Evaluating Internet research sources [Evaluación de las fuentes de investigación en Internet]. *Virtual Salt*, 17 (1), 1-17.
- Head, A., y Wihbey, J. (9 abril 2017). The importance of truth workers in an era of factual recession [La importancia de los trabajadores de la verdad en una época de recesión fáctica]. *Medium*. <https://medium.com/@ajhead1/the-importance-of-truth-workers-in-an-era-of-factual-recession-7487fda8eb3b>
- Herrero-Diz, P., Conde-Jiménez, J., y Reyes de Cózar, S. (2020). Teens' motivations to spread fake news on WhatsApp [Las motivaciones de los adolescentes para difundir noticias falsas en WhatsApp]. *Social Media + Society*, 6 (3). <https://doi.org/10.1177/2056305120942879>
- Herrero-Diz, P., Conde-Jiménez, J., y Reyes-de-Cózar, S. (2021). Spanish adolescents and fake news: Level of awareness and credibility of information [Los adolescentes españoles frente a las *fake news*: nivel de conciencia y credibilidad de la información]. *Culture and Education*, 33 (1), 1-27. <https://doi.org/10.1080/11356405.2020.1859739>
- Hooper, D., Coughlan, J., y Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6 (1), 53-60. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- Jones-Jang, S. M., Mortensen, T., y Liu, J. (2021). Does media literacy help identification of fake news? Information Literacy helps, but other literacies don't [¿Ayuda la alfabetización mediática a identificar las noticias falsas? La alfabetización informacional ayuda, pero otras alfabetizaciones no]. *American Behavioral Scientist*, 65 (2), 371-388. <https://doi.org/10.1177/0002764219869406>
- Kaiser, H. F. (1970). A second-generation little jiffy [Un pequeño jiffy de segunda generación]. *Psychometrika*, 35, 401-415. <https://doi.org/10.1007/BF02291817>
- Landis, J. R., y Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data [Medición de la concordancia de los observadores en datos categóricos]. *Biometrics*, 33, 159-174.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity [Un enfoque cuantitativo de la validez de contenido]. *Personnel psychology*, 28 (4), 563-575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
- Ley Orgánica 3/2018, de 5 de diciembre, de Protección de Datos Personales y garantía de los derechos digitales. *Boletín Oficial del Estado*, 294, de 6 de diciembre de 2018, páginas 119788 a 119857. <https://www.boe.es/eli/es/lo/2018/12/05/3>
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation [Promin: un método de rotación factorial oblicua]. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365

- Lorenzo-Seva, U., y Ten Berge, J. M. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity [El coeficiente de congruencia de Tucker como índice significativo de similitud factorial]. *Methodology*, 2, 57-64. <https://doi.org/10.1027/1614-2241.2.2.57>
- Lynn, M. R. (1986). Determination and quantification of content validity [Determinación y cuantificación de la validez del contenido]. *Nursing Research*, 35, 382-385.
- Mandalios, J. (2013). RADAR: An approach for helping students evaluate Internet sources. *Journal of Information Science*, 39, 470-478. <https://doi.org/10.1177/0165551513478889>
- McGrew, S. (2020). Learning to evaluate: An intervention in civic online reasoning [Aprender a evaluar: una intervención en el razonamiento cívico en línea]. *Computers & Education*, 145, 103711. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2019.103711>
- McKay, S., y Tenove, C. (2021). Disinformation as a threat to deliberative democracy [La desinformación como amenaza para la democracia deliberativa]. *Political Research Quarterly*, 74 (3), 703-717. <https://doi.org/10.1177/1065912920938143>
- Newman, E. J., y Zhang, L. (2020). Truthiness: How non-probative photos shape belief [Veracidad: cómo las fotos no probatorias moldean la creencia]. En R. Greifeneder, M. E. Jaffé, E. J. Newman y N. Schwarz (Eds.), *The psychology of fake news* (pp. 90-114). Routledge.
- Nieto-Isidro, S., Martínez-Abad, F., y Rodríguez-Conde, M.-J. (2021). Presente y futuro de la Competencia Informacional Docente en educación obligatoria [Present and future of Teachers' Information Literacy in compulsory education]. **Revista Española de Pedagogía**, 79 (280), 477-496. <https://doi.org/10.22550/REP79-3-2021-07>
- Ofcom. (Ed.) (2019). *Children and parents: Media use and attitudes report, 2018* [Niños y padres: informe sobre el uso de los medios de comunicación y las actitudes, 2018]. <https://www.ofcom.org.uk/research-and-data/media-literacy-research/childrens/children-and-parents-media-use-and-attitudes-report-2018>
- Osborne, J., Costello, A., y Kellow, J. (Eds.) (2008). *Best practices in exploratory factor analysis*. SAGE Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781412995627>
- Park, N., y Peterson, C. (2006). Moral competence and character strengths among adolescents: The development and validation of the Values in Action Inventory of Strengths for Youth [Competencia moral y fortalezas del carácter entre los adolescentes: el desarrollo y la validación del Inventario de Fortalezas de Valores en Acción para Jóvenes.]. *Journal of Adolescence*, 29 (6), 891-909. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2006.04.011>
- Paul, R., y Scriven, M. (2003). *Defining critical thinking*. The Foundation for Critical Thinking. <http://www.criticalthinking.org/pages/defining-critical-thinking/766>
- Pérez-Escoda, A., Pedrero-Esteban, L. M., Rubio-Romero, J., y Jiménez-Narros, C. (2021). Fake news reaching young people on social networks: Distrust challenging media literacy [Las noticias falsas llegan a los jóvenes en las redes sociales: la desconfianza como reto a la alfabetización mediática]. *Publications*, 9 (2), 24. <https://doi.org/10.3390/publications9020024>
- Pithers, R. T., y Soden, R. (2000). Critical thinking in education: A review [El pensamiento crítico en la educación: una revisión]. *Educational research*, 42 (3), 237-249.
- Plan Internacional (Ed.) (2021). *The truth gap (desinformadas online. Cómo la desinformación y la información errónea online afectan a la vida, el aprendizaje y el liderazgo de las niñas, adolescentes y mujeres jóvenes)*. <https://bit.ly/3D7UmTY>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., y Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures [Aplicación de índices estadísticos bifactoriales en la evaluación de medidas psicológicas]. *Journal of Personality Assessment*, 98, 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Sireci, S., y Faulkner-Bond, M. (2014). Validity evidence based on test content [Pruebas de validez basadas en el contenido de las pruebas]. *Psicothema*, 26 (1), 100-107.
- Tamboer, S. L., Kleemans, M., y Daalmans, S. (2020). 'We are a neeeew generation': Early adolescents' views on news and news literacy [«Somos una nueva generación»: la opinión de los adolescentes sobre las noticias y la alfabetización informativa]. *Journalism*. <https://doi.org/10.1177/1464884920924527>
- Timmerman, M. E., y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16 (2), 209-220.

Biografía de los autores

Paula Herrero-Diz es Doctora Internacional en Comunicación por la Universidad de Sevilla y Máster en Métodos de Investigación en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad de Córdoba. Trabaja como Profesora Adjunta e Investigadora en el Departamento de Comunicación y Educación de la Universidad Loyola Andalucía, donde imparte asignaturas del área de periodismo. Sus principales líneas de investigación son los jóvenes como creadores de contenidos digitales y la innovación en medios.

 <https://orcid.org/0000-0002-8708-1004>

Milagrosa Sánchez-Martín es Profesora e Investigadora en el Departamento de Psicología y Decana de la Facultad de Psicología y Educación de la Universidad Loyola Andalucía. Doctora en Psicología con mención europea, especializada en el ámbito de la Metodología de las Ciencias del Comportamiento. Premio Jóvenes Investigadores por la AEMCCO y socia fundadora de la spin-off Metodik. Ha liderado varios proyectos de investigación nacionales competitivos y participado en otros europeos, nacionales y regionales, así como en contratos de investigación con empresas como Pearson Education, el Instituto de la Felicidad de Coca Cola o Cruz Roja España.

 <https://orcid.org/0000-0002-7387-9971>

Pilar Aguilar es profesora e investigadora en la Universidad Autónoma de Madrid y la Universidad Loyola Andalu-

cia. Ha participado en varios proyectos de investigación financiados por convocatorias públicas competitivas del Ministerio de Ciencia en el programa de Excelencia I+D y ha sido Co-IP de un proyecto concedido por la Agencia Andaluza de Cooperación Internacional para el Desarrollo. Además, ha colaborado en proyectos de investigación europeos y ha realizado estancias científicas en EE. UU., Reino Unido y Portugal. Ha publicado 11 artículos *JCR*. Desde 2015, también ha impartido clases y ha ocupado puestos de gestión en el Departamento de Psicología de la Universidad Loyola Andalucía.

 <https://orcid.org/0000-0003-0032-6273>

José Antonio Muñoz-Velázquez es Profesor, Investigador y Director del Departamento de Comunicación y Educación de la Universidad Loyola Andalucía. Responsable del grupo de investigación Comunicación Positiva y Cultura Digital de la misma universidad. Licenciado en CC. de la Información y en Psicología. Doctor en Comunicación. Su labor investigadora gira en torno a la relación entre las diferentes facetas de la comunicación, la felicidad y el florecimiento humano. Cuenta al respecto con numerosas publicaciones en revistas y editoriales científicas de primer nivel. Profesor invitado en universidades como Loyola Chicago University, Università di Siena, Università di Bologna o el Emerson College (Boston), entre otras.

 <https://orcid.org/0000-0003-4518-3624>

Sumario*

Table of Contents**

| | | | |
|---|-----|--|-----|
| José Antonio Ibáñez-Martín Palabras finales <i>Last words</i> | 243 | Paula Herrero-Diz, Milagrosa Sánchez-Martín, Pilar Aguilar y José Antonio Muñiz-Velázquez La vulnerabilidad de los adolescentes frente a la desinformación: su medición y su relación con el pensamiento crítico y la desconexión moral <i>Adolescents' vulnerability to disinformation: Its measurement and relationship to critical thinking and moral disengagement</i> | 317 |
| Elías Said-Hung y Juan Luis Fuentes Editorial <i>Editorial</i> | 247 | Notas Notes | |
| Estudios Studies | | Camino Ferreira, Alba González-Moreira y Ester Benavides Análisis y buenas prácticas del sistema de orientación universitaria para estudiantes con discapacidad <i>Analysis and good practices of the university guidance system for students with disabilities</i> | 339 |
| Catherine L'Ecuyer Montessori: origen y razones de las críticas a una de las pedagogas más controvertidas de la historia <i>Montessori: Origin and reasons for the criticisms of one of the most controversial pedagogues of all time</i> | 251 | Arminda Suárez-Perdomo, Yaritza Garcés-Delgado, Edgar García-Álvarez y Zuleica Ruiz-Alfonso Propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS) a población universitaria <i>Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) for undergraduates</i> | 361 |
| Fátima Olivares, Raquel Fidalgo y Mark Torrance Efectos de una instrucción estratégica-autoregulada en el proceso de comprensión y autoeficacia lectora del alumnado de educación primaria <i>Effects of self-regulated strategy instruction on the reading comprehension process and reading self-efficacy in primary student</i> | 271 | Elena López-de-Arana Prado, L. Fernando Martínez-Muñoz, María Teresa Calle- Molina, Raquel Aguado Gómez y M.ª Luisa Santos-Pastor Construcción y validación de un instrumento para la evaluación de la calidad de proyectos de aprendizaje-servicio universitario a través del método Delphi <i>Construction and validation of an instrument for evaluating the quality of university service-learning projects using the Delphi method</i> | 381 |
| Rocío Peña-Vázquez, Olga González Morales, Pedro Ricardo Álvarez-Pérez y David López-Aguilar Construyendo el perfil del alumnado con intención de abandono de los estudios universitarios <i>Building the profile of students with the intention of dropping out of university studies</i> | 291 | | |

* Todos los artículos están también publicados en inglés en la página web de la revista: <https://revistadepedagogia.org/en>.

** All the articles are also published in English on the web page of the journal: <https://revistadepedagogia.org/en>.

Reseñas bibliográficas

Curren, R. (2022). *Handbook of philosophy of education [Manual de filosofía de la educación]* (Ka Ya Lee y Eric Torres). **Belando Montoro, M. (2022). (Ed.).** *Participación cívica en un mundo digital* (Tania García Bermejo). **Ruiz-Corbella, M. (Ed.).** *Escuela y primera infancia. Aportaciones desde la Teoría de la Educación* (Ana Caseiro Vázquez). **Ahedo, J., Caro, C. y Arteaga-Martínez, C. (Coords.) (2022).** *La familia: ¿es una escuela de amistad?* (Paula Álvarez Urda). **403**

Informaciones

Convocatoria de número monográfico: «Nuevos enfoques en la investigación en Educación Musical»; Congreso «Character and virtue education in Europe: Challenges and opportunities»; Congreso «The value of diversity in education and educational research» ECER 2023; VII Congreso Anual del Aretai Center on Virtues «Phronesis, virtues, and meta-virtues»; XXXV Congreso Internacional de la Sociedad Iberoamericana de Pedagogía Social; 49º Congreso de la Association for Moral Education «Positive youth development and moral education: Building bridges». **419**

Instrucciones para los autores

Instructions for authors

427



ISSN: 0034-9461 (Impreso), 2174-0909 (Online)

<https://revistadepedagogia.org/>

Depósito legal: M. 6.020 - 1958

INDUSTRIA GRÁFICA ANZOS, S.L. Fuenlabrada - Madrid