

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)

Revista Española de Pedagogía
año 81, n.º 285, mayo-agosto 2023, 317-335



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 piloto 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*

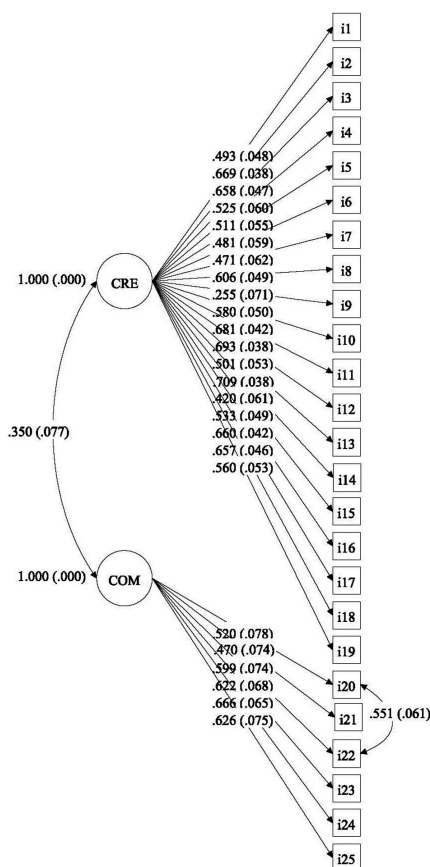
quickly without contrasting it [Si la información me hace feliz, la comparto rápidamente sin contrastarla]») del factor 2.

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 ventajas		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 Brunsden, 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., 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 (Ed.), *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-

cía. 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

Last words

Elías Said-Hung y Juan Luis Fuentes

Editorial

Editorial

Estudios

Studies

Catherine L'Ecuyer

Montessori: origen y razones de las críticas a una de las pedagogías más controvertidas de la historia

Montessori: Origin and reasons for the criticisms of one of the most controversial pedagogies of all time

251

Fátima Olivares, Raquel Fidalgo y Mark Torrance

Efectos de una instrucción estratégica-autorregulada en el proceso de comprensión y autoeficacia lectora del alumnado de educación primaria

Effects of self-regulated strategy instruction on the reading comprehension process and reading self-efficacy in primary student

271

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

Building the profile of students with the intention of dropping out of university studies

291

Paula Herrero-Diz, Milagrosa Sánchez-Martín, Pilar Aguilar y José Antonio Muñiz-Velázquez

243

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

317

Notas

Notes

Camino Ferreira, Alba González-Moreira y Ester Benavides

Análisis y buenas prácticas del sistema de orientación universitaria para estudiantes con discapacidad

Analysis and good practices of the university guidance system for students with disabilities

339

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

Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) for undergraduates

361

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

Construction and validation of an instrument for evaluating the quality of university service-learning projects using the Delphi method

381

* 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

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

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

Paula HERRERO-DIZ, PhD. Assistant Professor. Universidad Loyola Andalucía (pherrero@uloyola.es).

Milagrosa SÁNCHEZ-MARTÍN, PhD. Associate Professor. Universidad Loyola Andalucía (msanchez@uloyola.es).

Pilar AGUILAR, PhD. Assistant Professor. Universidad Loyola Andalucía (mpaguiar@uloyola.es).

José Antonio MUÑOZ-VELÁZQUEZ, PhD. Associate Professor. Universidad Loyola Andalucía (jamuniz@uloyola.es).

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 re-

Revision accepted: 2022-09-12.

This is the English version of an article originally printed in Spanish in issue 285 of the **Revista Española de Pedagogía**. For this reason, the abbreviation EV has been added to the page numbers. Please, cite this article as follows: Herrero-Diz, P., Sánchez-Martín, M., Aguilar, P., & 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 (Print), 2174-0909 (Online)

Revista Española de Pedagogía
year 81, n. 285, May-August 2023, 317-335



lated 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.

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

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

1. Introduction

Despite supposedly being digital natives, or perhaps because of it, young people these days display an evident vulnerability to disinformation. Some studies go as far to show that children and adolescents do not even think about the reliability of the information to which they are exposed (Dumitru, 2020). This is combined with the fact that their self-perceived skills (overestimated) in identifying false or misleading information makes them even more vulnerable (Herrero-Diz et al., 2021). An overestimation, more-

over, that increases when the young person compares themselves to people around them, producing the well-known “third-person effect” (Corbu et al., 2021). The explanation for this may lie in the development of a “survival skill” that has become necessary due to constant contact with information, which is impossible to analyse correctly (Greifeneder et al., 2021).

All of this affects young people’s individual well-being. Thus, for example, the study by Plan Internacional (2021) reveals that

one in four young females feels physically unsafe as a result of disinformation, and 98% are worried because much of the false content in circulation aims to discredit or humiliate them. Likewise, 46% experience sadness, depression, stress, worry or anxiety as a consequence of the exposure to incorrect information and disinformation online.

In social and political terms, clearly this all has serious consequences for free and rational political deliberation, an essential ingredient in democracy (McKay and Tenove, 2021). Faced with this situation, institutions and the media endeavour to offer solutions leading to news or media literacy (Dumitru, 2020), mainly with two objectives: to discover the attraction and effectiveness of so-called fake news, and to provide users with defence strategies and mechanisms to fight it (Gómez-Calderón et al., 2020). Most young people do not even know that content can be checked, as they have no knowledge of the tools to do so (Pérez-Escoda et al., 2021).

Thus, several initiatives have been developed to help young people evaluate information and assess the credibility of content they receive (Dring, 2020). Initiatives concerning media literacy or news literacy that, in line with Jones-Jang et al. (2021), should be more than just an explanation of the disinformation phenomenon, and should lead to actively conducting an accurate search for information and show critical understanding, through knowing how to use fact-checking tools. Age is a key protective factor, according to Newman and Zhang (2020). This means that the earlier literacy is acquired, the better the defence strategies will be.

In this sense, there are numerous experiments in which young people address different information and content related to disinformation, using rubrics, questionnaires, checklists, etc. (McGrew, 2020; Tamboer et al. 2020; Herrero-Diz et al., 2021). Of special interest are those that differentiate between critical assessment strategies with an *ad hoc* design, for specific content, and general strategies that can be used regardless of the content. The former includes verification of the source or link, using common sense, checking the way it is written and/or distributed, and observing the context of the news. For general content, strategies could be added relating to analysis, assessment and deduction, verification of the writing style or the design, observation of the context, asking others and checking other sources. All of which is unusual among young people (Tamboer et al., 2020).

Similarly, McGrew (2020) emphasises the importance of investigating a website's source, analysing information critically and locating reliable sources on the internet. To this effect, she suggests explicit training in fact-checking strategies that could help students to develop effective strategies. Guan et al. (2021) state that, in their opinion, good media literacy can counteract polarisation and conspiracy theories through the exercise of scepticism and critical thinking.

With the aim of helping young people not to place so much trust in algorithms, to improve their critical judgement and thereby reliably evaluate the content they receive, as proposed by Ackland and

Gwynn (2020), this research presents a new tool with which to assess adolescents' vulnerability to disinformation. It involves a psychometrically validated scale that measures certain information consumption habits which are indispensable in fighting disinformation. To this effect, earlier work has been used as a basis, mainly in relation to pre-existing approaches, such as C.A.R.S. (Harris, 1997); C.R.A.A.P. (Blakeslee, 2004); R.A.D.A.R. (Mandalios, 2013); or P.R.O.V.E.N. (Caulfield, 2017). They all propose lists of recommended habits or tasks for deciding whether or not to give credibility to content or alleged news item. On this basis, we suggest constructing a validated measure to observe certain behaviours that provide protection against disinformation.

Likewise, related to the fact of giving credibility to a piece of news or content, several authors state the importance of critical thinking (Jones-Jang et al., 2021; Tamboer et al., 2020; Guan et al., 2021). This is a construct that could be defined, in accordance with Paul and Scriven (2003), as the process of conceptualising, applying, analysing, synthesising and/or evaluating information gathered from observation, experience, reflection and reasoning, as a person's guide to actions and beliefs. Equally, numerous studies reveal the importance of improving students' skills in terms of how they think and analyse information and the key role of educational centres and teachers in the acquisition of critical thinking (Pithers & Soden, 2000).

In the same way, with reference to the second key behaviour of people that exac-

erbates the effects of disinformation, that is to say, sharing information received without checking it, it would be of interest to associate this behaviour with the construct of moral disengagement (Bandura et al., 1996). This is a cognitive factor that is usually involved in behaviours that are morally questionable or clearly illegal. Bandura (2002) defines it as the process of disengagement from acquired values and standards in order to justify socially reproachable conduct using logical arguments, thereby avoiding shame or blame. This process would explain how people can exhibit unethical behaviour without experiencing discomfort. The action of spreading information without checking whether it is false, or even in the knowledge that it is, which is sometimes the case, is an act of social irresponsibility — the subject is either unaware of this or activates the above-mentioned process of moral disengagement. Specifically, this occurs through the implementation of one of its mechanisms, the “displacement of responsibility”, which is defined by Bandura (2002) himself as the act of not assuming responsibility for one's actions, since this responsibility is displaced towards another person or groups of people. This is where the role of moral education, broadly defined as the help provided to young people so that they can acquire a set of beliefs and values relating to what is right and wrong (Halstead, 2010), may be a key element in the fight against disinformation. Specifically, with reference to raising awareness about the individual responsibility of checking certain content which is received before sharing it and thereby avoiding becoming a possible agent for spreading untruths.

Therefore, the main objective of this work is to create a scale, which has been psychometrically validated, that, for the first time, provides a tool that is useful and easy to use and which can be employed to measure adolescents' vulnerability to disinformation, taking into account their behaviours, habits and motives associated with content consumption. The hypotheses drawn from the above are as follows:

H1: The proposed scale of vulnerability to disinformation for young people demonstrates the necessary reliability and validity.

H2: There is a negative correlation between vulnerability to disinformation (giving credibility without checking) and critical thinking.

H3: There is a positive correlation between vulnerability to disinformation (sharing content without checking) and moral disengagement.

To prove these hypotheses, in line with DeVellis (2017), the study was conducted in the following two stages.

2. First stage: Creation and refining of the Scale of Vulnerability to Disinformation (SVD)

2.1. Procedure and participants

As mentioned above, firstly we conducted a literature review to detect the existing instruments to mitigate vulnerability to disinformation. We also included the perspective provided by the "Cuestionario sobre los Hábitos de los Estudiantes para

Compartir *fake news* por el Móvil" (*Questionnaire on student habits when sharing fake news on mobile phones*) or CHECK-M (Herrero-Diz et al., 2020), which incorporates elements from the Ofcom Report (Ofcom, 2019), or the above-mentioned C.R.A.A.P. test (Blakeslee, 2004). We used this as a basis to develop the SVD, initially composed of 30 items grouped into two dimensions and 7 subdimensions.

- Dimension 1: "To give credibility to information or news that I receive on social media, internet or my mobile..." ("Credibility"), composed of: basic information check (5 items), quantitative reading level (6 items), further qualitative analysis of the content (4 items), thinking about possible intentions underlying the information (5 items).
- Dimension 2: "When I share information or news that I receive on social media, internet or my mobile..." ("Sharing"), composed of: fact-check (4 items), responsibility (3 items), and extrinsic motivation (3 items).

Subsequently, a content validity analysis was conducted on the instrument by means of expert judgement, in order to obtain evidence of validity based on the test contents (Sireci & Faulkner-Bond, 2014). Specifically, this involved journalists with expertise in fact-checking and digital content (N = 3) and educators and researchers in the field of Education (N = 2), with 3 men and 2 women, aged between 32 and 40 years old. The answers from one of them were rejected as being incongruous.

The experts used a 4-point Likert-type scale (from 1, not at all, to 4, extremely) to assess the dimensions in terms of the degree of representativity (i.e. if the elements created are representative of the dimension they are supposed to belong to) and relevance (i.e. the degree or importance of these elements in representing the facet of the dimension for which they were designed), as well as evaluating the items as regards comprehension (i.e. if the item is understood correctly), ambiguity (i.e. judgement on the possibilities of the item being interpreted in different ways) and clarity (i.e. to what extent the item is concise / accurate / direct) (Gwet, 2014).

Following this, the scale was piloted with a sample of 49 Spanish adolescents, 69.4% women, with an average age of 16.84 years ($SD = .99$). 34.7% ($n = 17$) were in their first year of upper secondary education, 20.4% ($n = 10$) were in their second year of upper secondary education, 1 was in the third year of lower secondary education (2%), 32.7% were in the fourth year of lower secondary education ($n = 16$), 4.1% ($n = 2$) were on a university degree course and 6.1% ($n = 3$) were in Vocational Training.

After the expert judgement and piloting, the initial instrument of 30 items was reduced to 25 distributed across the same two dimensions, eliminating subdimensions 19 under “Credibility” and 6 under “Sharing”.

2.2. Data analysis and results

The expert judgement analysed representativity using Fleiss’ Kappa coefficient (Fleiss et al., 2003). Overall agreement was

calculated, as well as the degree of agreement for each dimension on the scale, using Landis and Koch (1977) as a reference, who considered agreement to be poor with values of $K < .20$, fair between .21 and .40, moderate between .41 and .60, substantial between .61 and .80 and, finally, almost perfect between .81 and 1.00.

As can be seen in Table 1, overall agreement between the experts for dimension 1 (“Credibility”) was moderate ($K = .45$, $< .001$, 95% CI .34-.56) and almost perfect for dimension 2 (“Sharing”) ($K = 1.00$, $< .001$, 95% CI .81- 1.19).

The significance of each item and comprehension, ambiguity and clarity were assessed using the Content Validity Index (CVI, Lynn, 1986) and the Content Validity Ratio (CVR, Lawshe, 1975). An in-depth analysis of the responses revealed that 10 items in dimension 1 created considerable doubt regarding the subdimension to which they corresponded (items 2, 3, 7, 8, 13, 14, 17, 19, 23 and 24). Additionally, the items “If it is a video, I only need to watch the first few seconds” and “I consider what relation the information has to other topical issues” did not attain the minimum value for statistical significance ($CVR = .5$, $< .58$), but the CVI was in fact acceptable for all the dimensions ($CVI1 = .72$, $CVI2 = .75$, $CVI3 = .67$, $CVI4 = .90$, $CVI5 = .75$, $CVI6 = .75$, $CVI7 = 1$). Concerning the evaluation of the items, they all demonstrated acceptable values in comprehension and clarity, although the item “I try to contact the author or find more information about him/her” proved to be ambiguous ($CVI = .50$).

TABLE 1. Results of agreement between raters.

Items	Agreement		
	K	p	95 % CI
Credibility	.45	<.001	.34-.56
1. Basic check	.45	<.001	.27-.63
2. Quantitative level	.29	.002	.11-.47
3. Further qualitative analysis	.23	.015	.05-.41
4. Intentions	.88	<.001	.70-1.07
Sharing	1.00	<.001	.81-1.19
5. Fact-check	1.00	<.001	.73-1.27
6. Responsibility	1.00	<.001	.73-1.27
7. Extrinsic motivation	1.00	<.001	.73-1.27

Note: K = Fleiss' Kappa; p = statistical significance; 95% Confidence Interval.

Lastly, the results of the pilot were considered to be satisfactory, as a Cronbach's alpha of .79 (>.70) was attained for the overall scale. Furthermore, 11 items demonstrated a discrimination index lower than .30 (DI9 = -.16, DI10 = -.17, DI11 = .27, DI19 = .16, DI23 = -.20, DI25 = .10, DI26 = .22, DI27 = .06, DI28 = -.06, DI29 = .12, DI30 = .18). These results led to the review of several items and to maintaining the two dimensions, "Credibility" and "Sharing", which comprise the refined scale.

3. Second phase: SVD reliability and evidence of validity

3.1. Procedure and participants

To validate the SVD, the sample of participants for the study was collected in 2021 using an online panel of British consumers, who signed the corresponding informed consent form. English was

the first language of all the subjects. For this reason, the questionnaire was translated into this language using the process of back translation (Harkness & Schoua-Glusberg, 1998). After refining the incomplete responses, the valid sample of adolescents aged between 16 and 18 years old was ultimately composed of 417 participants. Applying a criterion of proportionality according to sex and age, 27.3% (n = 114) of the participants were 16 years old, 33.3% were 17 years old (n = 139), and 39.3% were 18 years old (n = 164). 50.8% indicated their sex as female (n = 212), 46% as male (n = 192), and 3.1% indicated "other" (n = 13). In relation to the level of studies, 36.9% (n = 154) were studying for lower secondary education exams (GCSE), 38.4% (n = 160) were studying for upper secondary education exams (GCE), 13.2% (n = 55) were not currently studying and 11.5% (n = 48) were studying vocational education and training (VET).

The study was conducted in accordance with the recommendations made by Organic Law 3/2018 and the Spanish Data Protection Agency. The project and the experimental protocol were approved by the Comité de Ética de la Universidad Loyola Andalucía (Loyola Andalucía University Ethics Committee). All of those surveyed gave their consent to participate in this study. Their parents' or tutors' informed consent was not required, as the participants were over 16 years old (Law 41/2002).

Qualtrics (www.qualtrics.com) was used for data collection and the recruitment of the adolescents. Qualtrics contacted them and sent them the link to the study for completion, which included control variables, including completion time. All the participants were rewarded financially, on the essential condition that they responded to all the questions and sent the questionnaire after completing it. The study was available from 21/04/2021 to 14/05/2021.

3.2. Measurement

Regarding the complete battery of questions in the questionnaire, the following variables were measured:

1. *Vulnerability to disinformation*: measured using the "Vulnerability to Disinformation Scale" (SVD), the refined version, described above and composed of 25 items on a 5-point Likert-type scale (from 1[never] to 5 [always]), grouped into two dimensions, "Credibility" (19 items) and "Sharing" (6 items).

2. *Moral disengagement*: evaluated using 12 Likert-type items (from 1, completely disagree, to 5, completely agree) included in the Moral Disengagement scale defined by Bandura et al. (1996). The items corresponding to the following mechanisms of moral disengagement were included: advantageous comparisons that individuals make concerning their own harmful behaviour (e.g., damaging property is not a major issue considering that other people do worse things), displacement of responsibility (e.g., if people live in poor conditions, they cannot be blamed for their aggression) and diffusion of responsibility (e.g., a young man who belongs to a gang cannot be blamed for the problems that the gang causes). The Cronbach's alpha for the 12 items was .79.

3. *Critical thinking*: this was measured using the subscale judgement/critical thinking, included in the questionnaire VIA-Y (*Values in Action for Youth*) by Park and Peterson (2006), which measures character strengths in adolescents. It consists of eight Likert-type items (from 1 = complete disagreement to 5 = complete agreement) and evaluates adolescents' perception of the information they use when taking decisions and the extent to which they reflect when deciding (e.g., when I take a decision, I consider the good and bad aspects of each option). The reliability of the sample was acceptable ($\alpha = .72$).

In addition to these three measurements, the participants responded regarding the following sociodemographic vari-

ables: gender, age, area of residence and studies in progress at the moment of participating in the study.

3.3. Data analysis and results

Firstly, we analysed the validity of the construct, that is to say, the factorial structure of the instrument. To this effect, the total sample was randomly divided into two parts; one half with 219 people was used to conduct the Exploratory Factor Analysis (EFA) and the other half with 198 participants for the Confirmatory Factor Analysis (CFA).

At this preliminary stage, the matrix was suitable for factorisation (Osborne et al., 2014). Specifically, the KMO value ($KMO = .86$, $>.70$; Kaiser, 1970) confirmed the suitability of the sample for subsequent analysis and Bartlett's sphericity test was not significant ($\chi^2 = 2,297.3$, $gl = 300$, $p < .01$). The mean score of the items ranged from 1.90 ($SD = 1.05$) and 3.58 ($SD = 1.10$); with near-normal values for asymmetry ($-.81$, $.94$) and kurtosis (-1.01 , $.503$), but with multivariate kurtosis proving significant in Mardia's test ($MK = 10.89$, $p < .01$).

The EFA used "Unweighted Least Squares" (ULS) as the extraction method and the oblique rotation used was Promin (Lorenzo-Seva, 1999), given the data characteristics (see the results section) and the presumed correlation between the factors. Several checks were conducted to confirm that the optimal exploratory model was that composed of two factors, namely:

a) The Parallel Analysis based on the Minimum Rank Factor Analysis (PA-MR-FA) with an interval of 95% (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011), suggested the presence of two factors.

b) We analysed the degree of dominance of the general factor or closeness to unidimensionality (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2019), observing that the data fitted a multidimensional model, as the "Explained Common Variance" (ECV) index was $.755$ (values of $>.85$ indicate that the model is essentially unidimensional; Rodríguez et al., 2016), and the UniCo index was $.819$ (values of $>.95$ suggest that the data may be considered to be unidimensional; Lorenzo-Seva, & Ten Berge, 2006).

c) The two-factor model showed a good fit ("Goodness of Fit Index", $GFI = .965$, $>.95$; Hooper et al., 2008). The saturation of the items in the factors is presented in Table 2, which shows that all the items demonstrate factor loadings that are over or very close to $.40$ in the same factor and below $.30$ in the other factor.

d) The model explained a variance of 42% ($.31$ for factor 1, and $.11$ for factor 2). Furthermore, the correlation between the two factors was acceptable ($.38$) (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014).

e) The construct's replicability or h-index (Hancock & Mueller, 2001) helped to confirm, based on values of over $.70$, that the latent variable was well defined by its indicators and could be stable in other studies.

TABLE 2. Scale of Vulnerability to Disinformation (SVD) for young people, and their factor weighting in the EFA (ULS and Promin rotation).

Item	Factors	
	F2	F1
I check whether the author of the content or notice is mentioned.		.503
I look at whether the website or medium is well-known.		.772
I check that the website address is reliable.		.608
When it is a video, I check who made it.		.569
I look at whether the information is recent.		.507
I check whether the photo matches the rest of the content.		.607
I try to contact the author or find more information about him/her.		.454
I compare the information with other sources.		.609
I only read the headline.*		.389
I need to read the whole news item or content.		.537
I consider whether the information contains data or figures from reliable sources.		.706
I check whether the information is well-presented (no spelling or grammar mistakes, misprints, etc.).		.654
I have doubts about a news item if the headline is excessively dramatic.		.415
I think about whether the content that has reached me bears any relation to reality.		.662
I can easily tell if the news or content is humorous or a joke.		.515
I think about whether the information is trying to influence my emotions (to make me laugh, get angry, feel outrage...).		.624
I analyse whether the content, apart from informing, has another purpose (political, ideological, financial...).		.680
I think about whether the information aims to harm someone or something.		.656
I can easily distinguish between what is information and what is an opinion.		.532
When a piece of information or content is funny, I immediately share it, without checking it.	.655	
If a piece of news makes me feel outraged or angry, I immediately share it, without checking it.	.608	
When I receive a piece of news that makes me happy, I share it quickly, without checking it.	.778	
When I share content, it is just to amuse myself and my friends.	.671	
I share news or content mainly to influence the opinion of others.	.620	
If I know that it is false, I share it to warn my contacts.	.454	

Note: * Reversed item

f) Concerning the quality and effectiveness of the estimated factor scores, it can be said that the results were acceptable (Marginal Reliability = .83 and .92 for factors 1 and 2, respectively, >.80). The constructs' replicability was satisfactory and, additionally, the "Expected

Percentage of True Differences" index (EPTD; Ferrando et al., 2019) also presented acceptable values, with cut-off points of $\geq 90\%$ (see Table 3); which indicates that the factor scores obtained may be used to evaluate people in an individual, differentiated or organised way.

TABLE 3. EFA indices, overall and by factors.

Overall indices				Indices by factors						
		Closeness to unidimensionality			Correlations between factors		Construct replicability		Estimated factor scores	
Model	GFI	Unique	ECV		1	2	H-Latent	H-Observed	Marginal reliability	EPTD
2 factors	.965	.819	.755	F1	--	--	.827	.823	.827	89.6 %
				F2	.381		.918	.898	.918	93.4 %

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

Subsequently, we tested the factorial structure derived from the EFA (two-factor model with 25 items) by means of CFA, using "Weighted Least Square Mean and Variance" (WLSMV) as the estimation method. To evaluate the model fit, we analysed the Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) and "Root Mean Square of Residuals" (RMSR) indices, which presented optimal values below .08 (Hooper et al., 2008), as well as the "Comparative Fit Index" (CFI) and the "Tucker and Lewis Index" (TLI), which are considered acceptable from .90 o .95 (Hooper et al., 2008). The model presented an acceptable fit, but two indices remained below the cut-off point (RMSEA = .068,

90% CI = .059-.077; CFI = .89; TLI = .88; SRMR= .072). The Modification indices (MI) provided information regarding a correlation that was likely to be included in the model (MI = 27.86) between item 20 ("If the information is funny, I share it immediately without checking it") and 22 ("If the information makes me happy, I share it quickly without checking it") in factor 2.

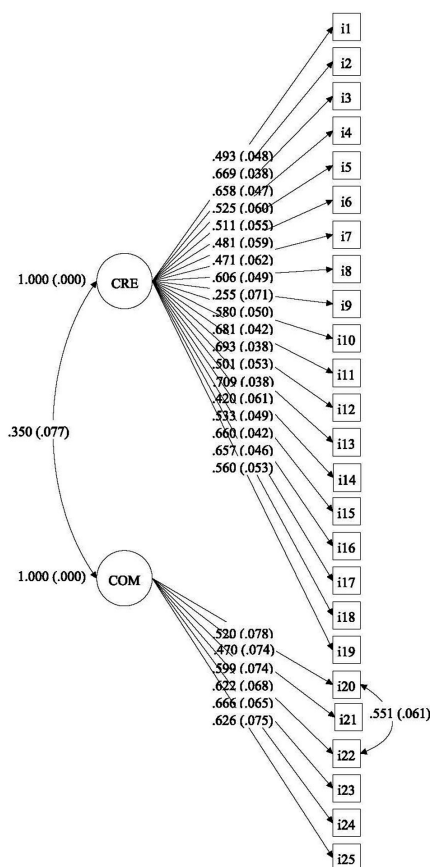
The model, including this parameter, improved slightly, to the extent that all the indices were above the cut-off point (RMSEA = .065, 90% CI = .057-.074; CFI = .90; TLI = .90; SRMR= .069). All the parameters were statistically significant ($p < .05$). Factor 1 presented factor

loadings which ranged from .26 (item 9) to .71 (item 14) ($M = .56$, $SD = .05$). The factor loadings in factor 2 ranged from .47 (item 21) to .67 (item 24) ($M = .58$, $SD = .07$). Additionally, the residual variances ranged from .50 to .94 and the proportion of explained variance for the items varied from .07 to .50. The correlation between

both factors was .35, and the parameter that was included with the correlation between the errors in items 20 and 22 was .38.

Graph 1 shows the model, which reports the standardised and residual factor loadings, as well as the covariance between the latent variables.

GRAPH 1. Diagram of the resulting CFA. Standardised factor weightings, standardised errors in the items and covariance between factors.



The reliability of the resulting factors was analysed using the Omega coefficient (ω), with satisfactory results (F1: $\omega = .88$, IC = .86-.91; F2: $\omega = .73$, CI = .69-.79), greater than .70 (Dunn et al., 2013); likewise, the item-total correlation was acceptable

(>.30), ranging from .23 to .62 for factor 1 and from .39 to .60 for factor 2.

Furthermore, in line with the opinion of Fornell-Larcker (Fornell & Larcker, 1981) it can be stated that the scale has accept-

able convergent and discriminant validity (see Table 4). With reference to the former: a) the value of the “Average Extracted Variance” (AVE) stood at over .50 for both dimensions; b) the “Composite Reliability” index (CR) was greater than the AVE. As for the discriminant validity: a) the correlation

between the factors was acceptable ($r = .35 < .85$), and b) the square root of the AVE (CV) for each construct was greater than the correlation between the constructs ($r = .35, < .87$ for F1, $.72$ for F2); and the AVE value for each dimension was greater than the squared correlation of the dimensions.

TABLE 4. Reliability, evidence of convergent and discriminant validity.

Construct	Reliability		AVE	Correlations between factors		Convergent validity	Discriminant validity
	ω	CV		1	2		
Credibility	.88	.87	.75	.87	.12	Yes	Yes
Sharing	.73	.72	.52	.35	.72	Yes	Yes

Note: ω = Omega; CV = Construct reliability; AVE = Average Variance Explained. Square Root of the AVE (in bold); correlation between the factors (lower diagonal); correlation to the square of the factors (upper diagonal).

Finally, we analysed the relation between the test scores (study variable) and other external variables (Elosúa, 2003) as complementary evidence of convergent and discriminant validity. We used the subscale “displacement of responsibility” from the Moral Disengagement scale by Bandura et al. (1996), and the subscale judgement/critical thinking from “Values in Action for Youth” (Park & Peterson, 2006). Both the dimensions of Credibility (F1) and Sharing (F2) showed a significant correlation with critical thinking (Park & Peterson, 2006). In line with expectations, the more an adolescent checks the credibility of a piece of news, the greater their critical thinking is ($r = .45, p < .001$); likewise, the more they share, the less critical thinking they demonstrate ($r = -.14, p < .005$). In terms of the

correlation with moral disengagement, no significant association was observed with any of the factors, but if the individual focus is on the mechanisms of moral disengagement, it can be observed that the dimension Sharing (F2) demonstrated a positive correlation with “displacement of responsibility” ($r = .14, p < .005$) (see Table 5).

To implement the EFA and obtain the different indices involved in its interpretation, the Factor 11.5.1 program was used. The CFA was implemented using the Mplus program. The Omega reliability coefficient was calculated with the Jasp program, and the rest of the analyses were conducted with the SPSS program. A benchmark of $\leq .05$ for the level of significance was set in all the analyses.

TABLE 5. Validity based on the correlation between variables.

Con- struct	Critical thinking		Moral disengage- ment		Advanta- geous com- parison		Displacement of responsi- bility		Diffusion of responsibility	
	r	p	r	p	r	p	r	p	r	p
Credibility (F1)	.45**	< .001	.02	.668	-.05	.333	-.03	.566	.09	.062
Sharing (F2)	-.14*	< .005	.06	.242	.09	.083	.14*	< .005	-.01	.863

Note: r = Pearson's correlation; p = statistical significance; *significant correlation of <.005; **significant correlation of <.001.

4. Discussion and conclusions

Following the analyses described above, we can state that we have a new and effective tool to observe certain habits regarding consumption of seemingly informative content by adolescents, who are particularly vulnerable to disinformation (Ackland & Gwynn, 2020; Corbu et al., 2021). With the validation of the Scale for Vulnerability to Disinformation (SVD), we can therefore accept hypothesis H1. By reason of its simplicity and concision, this scale is also useful as an instrument for self-assessment, as well as being an excellent pedagogical tool, both within and outside the classroom. It has 25 items and two factors: giving credibility to an apparent news item or content (F1) and sharing it (F2), two sets of behaviours that therefore require two different coping strategies and interventions.

At the same time, the scale's performance was confirmed in relation to two other variables involved in vulnerability to disinformation: critical thinking and moral disengagement. The former proved to be positively linked to being more care-

ful about giving credibility to content, as well as having a negative connection to the act of sharing. With moral disengagement, and specifically with displacement of moral responsibility, a positive connection appeared with the act of sharing certain content more readily. Therefore, hypotheses H2 and H3 can also be accepted, in line with Guan et al. (2021) and others.

As regards the limitations of this study, firstly it should be noted that, although the psychometric analyses were satisfactory, it would have been advisable to conduct or duplicate the initial pilot with an English sample as well, not only a Spanish one. Along these lines, it would be interesting to perform a second validation of the scale on the Spanish population, and in other languages. Work is already underway on this subject, in the interest of enhancing the universality of the tool.

To sum up, this instrument shows considerable potential for the measurement and (self-) assessment of young people's vulnerability to disinformation, and is extremely useful for the implementation

and assessment of training or literacy programmes to combat disinformation. Needless to say, neither adults nor the elderly are immune from being affected by disinformation, which leads to another future line of research into the validation of this SVD with other age groups. However, it is true that adolescence is a critical stage in many senses. We believe that this is when personality, political and social views, moral values, etc. are shaped; these are key aspects at a stage when, as described in the Media & Information Literacy Curriculum For Educators & Learners (MIL), young people show increasing mistrust of the media, science and institutions and a growing tendency towards hate speech, intolerance and polarisation (Grizzle et al., 2021). We should also bear in mind that they will soon come of age and, among other things, they will be eligible to vote. Therefore, it is not an exaggeration to consider it absolutely crucial, in all democratic societies, to fight the vulnerability to disinformation of the population in general, and specifically young people, as far as possible (Corbu et al., 2021).

The tool proposed in this study represents further progress in this sense and may be a useful instrument in responding to demands such as those outlined by Nieto et al. (2021) who, following research into Information Literacy Skills (ILS) among practising and future teachers of Primary and Lower Secondary Education (Spanish levels EP and ESO), concluded that they have difficulty in performing important information-processing tasks such as the search for and assessment of information, activities which “should

be specifically encouraged” (*Ibidem*, p. 491). This test invites us to conduct this assessment exercise and think about our habits when we access information and it concerns us directly. To some extent, it leads us to face the decisions that we take in relation to what we do with information, such as sharing it or trusting its authenticity.

In view of the foregoing, we can only defend the importance of the role of teachers in the fight against disinformation, as, along with journalists and librarians, “the triad of truth-workers” as recognised by Head and Wihbey (2017), they can contribute to educating citizens — users and consumers of information — to be responsible and critical. Proof of this can be seen in the positive effects on our young people which are beginning to appear after their participation in different teacher-guided activities. Training in media and information literacy affects them positively, and this has been demonstrated by the results of other projects such as the Civic Online Reasoning programme, by the University of Stanford, for the development of critical thinking among students in the United States, or News Wise (United Kingdom), which focuses on training students and teachers to combat disinformation. Research conducted into the benefits of these two initiatives reveals that students improved their skills when faced with vast amounts of information and were able to recognise the different types of deception. Once trained, the students took better decisions regarding the quality of the information to which they were exposed.

Support

Study prepared as part of the European project SPOTTED KA201-2AF602E2 funded by the European Commission.

References

- Ackland, R., & Gwynn, K. (2020). Truth and the dynamics of news diffusion on twitter. In R. Greifeneder, M. E. Jaffé, E. J. Newman, & 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 [Default data protection guide]. <https://www.aepd.es/es/node/45107>
- Bandura, A. (2002). Selective moral disengagement in the exercise of moral agency. *Journal of Moral Education*, 31 (2), 101-119. <https://doi.org/10.1080/0305724022014322>
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (1996). Mechanisms of moral disengagement in the exercise of moral agency. *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. *LOEX Quarterly*, 31 (3), 4.
- Caulfield, M. (2017). *Web literacy for student fact-checkers*. Textbooks. 5. <https://digitalcommons.liberty.edu/textbooks/5>
- Corbu, N., Oprea, D. A., & Frunzaru, V. (2021). Romanian adolescents, fake news, and the third-person effect: A cross-sectional Study. *Journal of Children and Media*, 1-19. <https://doi.org/10.1080/17482798.2021.1992460>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications*. Sage.
- Dring, S. (2020). Fact vs fiction: Teaching critical thinking skills in the age of fake news. *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. *Societies*, 10 (3), 71. <https://doi.org/10.3390/soc10030071>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2013). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *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., & 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., & Navarro-González, D. (2019). Unival: An FA-based R package for assessing essential unidimensionality using external validity information. *The R Journal*, 11 (1), 427-436. <https://doi.org/10.32614/rj-2019-040>
- Fleiss, J. L., Levin, B., & Paik, M. C. (2003). *Statistical methods for rates and proportions*. Wiley.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18 (1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Greifeneder, R., Jaffe, M., Newman, E., & Schwarz, N. (2021). *The psychology of fake news: Accepting, sharing, and correcting misinformation*. 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., & Paul A. (2021). Media and information literate citizens: Think critically, click wisely! UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000377068>
- Gómez-Calderón, B., Córdoba-Cabús, A., & Nieto, A. M. (2020). Jóvenes y fake news. Un análisis sociodemográfico aplicado al caso andaluz [Young people and fake news. A socio-demographic analysis applied to the case of Andalusia]. *IC Revista Científica de Información y Comunicación*, 17, 481-504. <http://dx.doi.org/10.12795/IC.2020.i01.21>
- Guan, T., Liu, T., & 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*. Advanced Analytics.

- Halstead, J. M. (2010). Moral education. In Clauss-Ehlers, C. S. (Eds.), *Encyclopedia of Cross-Cultural School Psychology*. Springer https://doi.org/10.1007/978-0-387-71799-9_260
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future—a festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 195-216). Scientific Software International.
- Harkness, J., & Schoua-Glusberg, A. (1998). In J. Harkness (Ed.), *Cross-cultural survey equivalence* (pp. 87-126). Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen -ZUMA-.
- Harris, R. (1997). Evaluating Internet research sources. *Virtual salt*, 17 (1), 1-17.
- Head, A., & Wihbey, J. (2017). The importance of truth workers in an era of factual recession. *Medium*. <https://medium.com/@ajhead1/the-importance-of-truth-workers-in-an-era-of-factual-recession-7487fda8eb3b>.
- Herrero-Diz, P., Conde-Jiménez, J., & Reyes de Cózar, S. (2020). Teens' motivations to spread fake news on WhatsApp. *Social Media + Society*, 6 (3). <https://doi.org/10.1177/2056305120942879>
- Herrero-Diz, P., Conde-Jiménez, J., & Reyes-de-Cózar, S. (2021). Spanish adolescents and fake news: level of awareness and credibility of information. *Culture and Education*, 33 (1), 1-27. <https://doi.org/10.1080/11356405.2020.1859739>
- Hooper, D., Coughlan, J., & 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., & Liu, J. (2021). Does media literacy help identification of fake news? Information Literacy helps, but other literacies don't. *American Behavioral Scientist*, 65 (2), 371-388. <https://doi.org/10.1177/0002764219869406>
- Kaiser, H. F. (1970). A second-generation little jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415. <https://doi.org/10.1007/BF02291817>
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33, 159-174.
- Lawshe, C. H. (1975): A quantitative approach to content validity. *Personnel psychology*, 28 (4), 563-575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A Method for Oblique Factor Rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365
- Lorenzo-Seva, U., & Ten Berge, J. M. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, 2, 57-64. <https://doi.org/10.1027/1614-2241.2.2.57>
- Lynn, M. R. (1986): Determination and quantification of content validity. *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/10.1177/016555151347888>
- McGrew, S. (2020). Learning to evaluate: An intervention in civic online reasoning. *Computers & Education*, 145, 103711. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2019.103711>
- McKay, S., & Tenove, C. (2021). Disinformation as a threat to deliberative democracy. *Political Research Quarterly*, 74 (3), 703-717. <https://doi.org/10.1177/1065912920938143>
- Newman, E. J., & Zhang, L. (2020). Truthiness: How non-probative photos shape belief. In R. Greifeneder, M. E. Jaffé, E. J. Newman, & N. Schwarz (Eds.), *The psychology of fake news* (pp. 90-114). Routledge.
- Nieto-Isidro, S., Martínez-Abad, F., & 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*. <https://www.ofcom.org.uk/research-and-data/media-literacy-research/childrens/children-and-parents-media-use-and-attitudes-report-2018>
- Organic Law 3/2018, of 5 December, on the Protection of Personal Data and Guarantee of Digital Rights. *Spanish Official State Gazette*, 294, 6 December 2018, pages 119788 to 119857. <https://www.boe.es/eli/es/lo/2018/12/05/3>
- Osborne, J. W., Costello, A. B., & Kellow, J. T. (2014). *Best practices in exploratory factor analysis* (pp. 86-99). CreateSpace Independent Publishing Platform. <https://doi.org/10.4135/9781412995627>

- Park, N., & Peterson, C. (2006). Moral competence and character strengths among adolescents: the development and validation of the Values in Action Inventory of Strengths for Youth. *Journal of Adolescence*, 29 (6), 891-909. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2006.04.011>
- Paul, R., & Scriven, M. (2003). *Defining Critical Thinking. The Critical Thinking Community*. <http://www.criticalthinking.org/pages/defining-critical-thinking/766>
- Pérez-Escoda, A., Pedrero-Esteban, L. M., Rubio-Romero, J., & Jiménez-Narros, C. (2021). Fake news reaching young people on social networks: Distrust challenging media literacy. *Publications*, 9 (2), 24. <https://doi.org/10.3390/publications9020024>
- Pithers, R. T., & Soden, R. (2000). Critical thinking in education: A review. *Educational research*, 42(3), 237-249.
- Plan Internacional (Ed.) (2021). *The truth gap (des) informadas 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 [The truth gap (mis) informed online. How misinformation and inaccurate information online affects the lives, learning and leadership of girls, adolescents and young women]*. <https://bit.ly/3D7UmTY>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98, 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Sireci, S., & Faulkner-Bond, M. (2014). Validity evidence based on test content. *Psicothema*, 26 (1), 100-107.
- Tamboer, S. L., Kleemans, M., & Daalmans, S. (2020). 'We are a neeeew generation': Early adolescents' views on news and news literacy. *Journalism*. <https://doi.org/10.1177/1464884920924527>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16 (2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>

de Sevilla and a Master's degree in Research Methods in Economic and Business Sciences from the Universidad de Córdoba. She works as an Assistant Professor and researcher in the Department of Communication and Education at Universidad Loyola Andalucía, where she teaches courses in the field of journalism. Her main research interests are young people as creators of digital content and innovation in media.



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

Milagrosa Sánchez-Martín is a teacher and researcher in the Department of Psychology and Dean of the Faculty of Psychology and Education at Universidad Loyola Andalucía. She holds a PhD in Psychology with a European mention, specializing in the field of Methodology of Behavioural Sciences. She was awarded the Young Researchers Prize by AEMCCO and is a founding member of the spin-off company Metodik. She has led several competitive national research projects and participated in others at European, national, and regional levels, as well as in research contracts with companies such as Pearson Education, Coca Cola's Institute of Happiness, and the Spanish Red Cross.



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

Pilar Aguilar is a teacher and researcher at the Universidad Autónoma de Madrid and the Universidad Loyola Andalucía. She has participated in several research projects funded by competitive public calls from the Ministry of Science in the I+D Excellence program and has been

Authors' biographies

Paula Herrero-Diz holds a PhD in Communication from the Universidad

Co-IP of a project granted by the Andalusian Agency for International Cooperation for Development. In addition, she has collaborated on European research projects and has carried out scientific stays in the United States, United Kingdom, and Portugal. She has published 11 *JCR* articles. Since 2015, she has also taught classes and held management positions in the Department of Psychology at Universidad Loyola Andalucía.

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

José Antonio Muñiz-Velázquez is a Teacher, Researcher, and Director of the Department of Communication and Educa-

tion at Universidad Loyola Andalucía. He is also responsible for the Positive Communication and Digital Culture research group at the same university. He holds a degree in Information Sciences and Psychology and a PhD in Communication. His research focuses on the relationship between different facets of communication, happiness, and human flourishing. He has numerous publications in top scientific journals and publishers on this topic. He has been a visiting lecturer at universities such as Loyola Chicago University, Università di Siena, Università di Bologna, and Emerson College (Boston), among others.

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

Table of Contents

Sumario

José Antonio Ibáñez-Martín

Last words

Palabras finales

Elias Said-Hung, & Juan Luis Fuentes

Editorial

Editorial

Studies

Estudios

Catherine L'Ecuyer

Montessori: Origin and reasons for the criticisms of one of the most controversial pedagogues of all time

Montessori: origen y razones de las críticas a una de las pedagogas más controvertidas de la historia

243

247

251

271

291

Fátima Olivares, Raquel Fidalgo, & Mark Torrance

Effects of self-regulated strategy instruction on the reading comprehension process and reading self-efficacy in primary student

Efectos de una instrucción estratégica-autorregulada en el proceso de comprensión y autoeficacia lectora del alumnado de educación primaria

Rocío Peña-Vázquez, Olga González Morales, Pedro Ricardo Álvarez-Pérez, & David López-Aguilar

Building the profile of students with the intention of dropping out of university studies

Construyendo el perfil del alumnado con intención de abandono de los estudios universitarios

Paula Herrero-Diz, Milagrosa Sánchez-Martin, Pilar Aguilar, & José Antonio Muñiz-Velázquez

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

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

317

Notas

Notes

Camino Ferreira, Alba González-Moreira, & Ester Benavides

Analysis and good practices of the university guidance system for students with disabilities

Análisis y buenas prácticas del sistema de orientación universitaria para estudiantes con discapacidad

339

Arminda Suárez-Perdomo, Yaritza Garcés-Delgado, Edgar García-Álvarez, & Zuleica Ruiz-Alfonso

Psychometric properties of the Social Network Addiction Questionnaire (SNAQ) for undergraduates

Propiedades psicométricas del cuestionario de adicción a las redes sociales (ARS) a población universitaria

361

Elena López-de-Arana Prado, L. Fernando Martínez-Muñoz, María Teresa Calle-Molina, Raquel Aguado-Gómez, & M.ª Luisa Santos-Pastor

Construction and validation of an instrument for evaluating the quality of university service-learning projects using the Delphi method

Construcción y validación de un instrumento para la evaluación de la calidad de proyectos de aprendizaje-servicio universitario a través del método Delphi

381

Book reviews

Curren, R. (2022). *Handbook of philosophy of education* (Ka Ya Lee and Eric Torres). **Belando Montoro, M. (2022). (Ed.).** *Participación cívica en un mundo digital [Civic participation in a digital world]* (Tania García Bermejo). **Ruiz-Corbella, M. (Ed.).** *Escuela y primera infancia. Aportaciones desde la Teoría de la Educación [School and early childhood: Contributions from the theory of education]* (Ana Caseiro Vázquez). **Ahedo, J., Caro, C., & Arteaga-Martínez, C. (Coords.) (2022).** *La*

familia: ¿es una escuela de amistad? [The family: Is it a school for friendship?] (Paula Álvarez Urda). **403**

Call for papers for the monographic issue:

"New approaches to research in Music Education"

Convocatoria de número monográfico:

«Nuevos enfoques en la investigación en Educación Musical» **419**

Instructions for authors

Instrucciones para los autores **421**

This is the English version of the research articles and book reviews published originally in the Spanish printed version of issue 285 of the **Revista Española de Pedagogía**. The full Spanish version of this issue can also be found on the journal's website <http://revistadepedagogia.org>.



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

<https://revistadepedagogia.org/>

Legal deposit: M. 6.020 - 1958

INDUSTRIA GRÁFICA ANZOS, S.L. Fuenlabrada - Madrid