

Diseño y validación de un instrumento para evaluar comportamiento contraproducente *online*. Rasgos de personalidad como predictores de dichas conductas*

Design and Validation of an Instrument to Assess Online Counterproductive Behavior. Personality Traits as Predictors of these Behaviors

Desenho e validação de um instrumento para avaliação de comportamento contraproducente *online*. Traços de personalidade como preditores de tais comportamentos

Maria Laura Lupano Perugini

Alejandro Castro Solano

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet)

Universidad de Palermo

Universidad de Buenos Aires

Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.11415>

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo el diseño y validación de una escala para evaluar comportamiento contraproducente en línea que incluye el análisis conjunto de conductas destructivas (antisociales) y constructivas (prosociales). Además, se propuso determinar qué rasgos de personalidad (normales, patológicos, negativos o positivos) predicen dicho comportamiento. Participaron

351 sujetos de población general argentina (156 hombres, 191 mujeres, 2 se identificaron como no binarios), con una edad promedio de 39.35 años ($DE = 13.79$). Para el cumplimiento de todos los objetivos, aparte de la prueba construida, se emplearon los siguientes instrumentos: Big Five Inventory, Personality Inventory for *DSM-5* Brief-Form, Positive Traits Inventory Short-Form, Dark Triad Scale, y una encuesta diseñada

* El presente trabajo fue realizado mediante el subsidio UBACyT 20020190100045BA “Perfil psicológico del usuario de internet y de las redes sociales. Análisis de las características de personalidad positivas y negativas desde un enfoque psicológico y variables psicológicas mediadoras”. La investigación siguió los lineamientos éticos internacionales y del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet) para el comportamiento ético en las ciencias sociales y humanidades (Resolución 2857/2006). Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Doctora en Psicología, Universidad de Palermo (Argentina); Licenciada en Psicología, Universidad de Buenos Aires (Argentina). Investigadora adjunta del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet, Argentina); docente de grado y posgrado, Universidad de Buenos Aires y Universidad de Palermo. Correo electrónico: mllupano@hotmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6090-0762>

Doctor en Psicología, egresado de la Universidad Complutense de Madrid. Investigador principal del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet, Argentina); profesor adjunto regular de la Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires; director del Doctorado en Psicología de la Universidad de Palermo (Argentina). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4639-3706>

Para citar este artículo: Lupano Perugini, M. L., & Castro Solano, A. (2023). Diseño y validación de un instrumento para evaluar comportamiento contraproducente *online*. Rasgos de personalidad como predictores de dichas conductas. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 41(3), 1-18. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.11415>

ad hoc para evaluar el uso de internet y redes sociales. El análisis factorial exploratorio reveló una estructura de dos factores orientados a la evaluación de los dos tipos de conductas, que explicaban el 57.5% de la varianza total. Como resultado, se dio lugar a una escala de 18 ítems con muy buenos valores de fiabilidad —coeficiente omega— (conductas destructivas $\omega = 0.88$; conductas constructivas $\omega = 0.79$). Por último, se realizaron análisis de regresión jerárquica que determinaron que los rasgos de la tríada oscura son los que mejor predicen el desarrollo de conductas destructivas, en tanto que los rasgos positivos predicen las conductas constructivas. *Palabras clave:* rasgos de personalidad; comportamiento en línea; antisocial; prosocial.

Abstract

The present study aimed to design and validate a scale to assess online counterproductive behavior that includes the joint analysis of destructive (antisocial) and constructive (prosocial) behaviors. In addition, it was studied which personality traits (normal, pathological, negative or positive) predict this counterproductive behavior. 351 subjects from the general Argentine population participated (156 men, 191 women, 2 identified themselves as non-binary), with an average age of 39.35 years ($SD = 13.79$). In order to achieve the objectives, in addition to the constructed test, the following instruments were used: Personality Inventory for *DSM-5* Brief-Form, Positive Traits Inventory Short-Form, Dark Triad Scale, and a survey designed *ad hoc* to assess internet and social media sites use. The exploratory factor analysis revealed a two-factor structure —oriented to the evaluation of the two types of behaviors— that explained 57.5% of the total variance. As a result, a scale of 18 items with very good reliability values —omega coefficient— (destructive behaviors $\omega = 0.88$; constructive behaviors $\omega = 0.79$) was developed. Finally, hierarchical regression analyzes were performed. The results showed that the Dark Triad traits best predict destructive behaviors, while positive traits predict constructive behaviors.

Keywords: Personality traits; online behavior; antisocial; prosocial.

Resumo

O objetivo deste estudo foi a concepção e validação de uma escala para avaliar o comportamento on-line contraproducente que inclui a análise conjunta de comportamentos destrutivos (antissociais) e construtivos (pró-sociais). Além disso, foi proposto determinar quais traços de personalidade (normal, patológico, negativo ou positivo) predizem tal comportamento. Participaram 351 sujeitos da população geral argentina (156 homens, 191 mulheres, 2 identificados como não binários), com idade média de 39.35 anos ($DP = 13.79$). Para atender a todos os objetivos, além do teste construído, foram utilizados os seguintes instrumentos: Big Five Inventory, Personality Inventory for *DSM-5* Brief-Form, Positive Traits Inventory Short-Form, Dark Triad Scale e um questionário elaborado *ad hoc* para avaliar o uso da internet e das redes sociais. A análise fatorial exploratória revelou uma estrutura de dois fatores orientada para a avaliação dos dois tipos de comportamentos, que explicaram 57.5% da variância total. Como resultado, foi criada uma escala de 18 itens com valores de confiabilidade muito bons —coeficiente ômega— (comportamentos destrutivos $\omega = 0.88$; comportamentos construtivos $\omega = 0.79$). Por fim, foram realizadas análises de regressão hierárquica, que determinaram que os traços da Tríade escura predizem melhor o desenvolvimento de comportamentos destrutivos, enquanto os traços positivos predizem comportamentos construtivos.

Palavras-chave: traços de personalidade; comportamento on-line; antissocial; pró-social.

El uso de plataformas de internet y redes sociales se ha incrementado de manera significativa en los últimos años. Más aún si se considera el fenómeno global al que el mundo entero ha sido expuesto, relacionado con la pandemia por Covid-19, que obligó de manera intempestiva al uso masivo de dispositivos tecnológicos, no solo con fines informativos, laborales o educativos, sino, incluso, sociales y de entretenimiento (Wong et al., 2021).

Este crecimiento, que ya se viene dando hace varios años, ha sido acompañado de la aparición de conductas de abuso, acoso y otros comportamientos maliciosos como el *ciberbullying* (Howard et al., 2019). Sin embargo, más allá de estos comportamientos en los que las víctimas suelen estar identificadas y la intención de perjuicio es clara (Caplan, 2018; Nicol, 2012), existe otro tipo de conductas, comúnmente denominado en la literatura científica como *trolling*, que se caracteriza por no tener una intencionalidad bien determinada más que generar un efecto disruptivo en la comunicación. Los usuarios que presentan este tipo de comportamientos suelen realizar comentarios o subir fotos o videos provocativos que no persiguen otro fin más que molestar u obtener placer o diversión (Phillips, 2015).

Si bien hay discrepancias a la hora de definir el constructo, que, incluso, puede diferir de la opinión general que tienen las personas sobre el término (Ortiz, 2020), la mayoría de los autores considera que el *trolling* es un término global que abarca un espectro de conductas y motivaciones multicausales que resultan antagónicas, antisociales o desviadas en cuanto al comportamiento *online* (Buckels et al., 2014; Buckels et al., 2018, Hardaker, 2010; Phillips, 2015; Sanfilippo et al., 2018).

De acuerdo con Hardaker (2010), el *trolling* incluye características como la agresión, el engaño y lo disruptivo. El autor define a un *troll* como alguien que se gana la confianza de un grupo ocultándose tras una identidad no hostil y encubriendo sus verdaderas intenciones, que son causar interrupciones, iniciar o agravar un conflicto en la comunicación *online*. En general, los motiva el aburrimiento, la búsqueda de atención o la venganza. Estas conductas se ven potenciadas por el anonimato con el que se pueden realizar estas intervenciones *online*. La importancia de estudiar este fenómeno radica en que estos comportamientos provocan en las víctimas las mismas consecuencias psicológicas que cuando se dan cara a cara, como síntomas depresivos, ansiedad social

y bajos niveles de autoestima (Kircaburun et al., 2020; Nicol, 2012).

Dado que han surgido diversas formas de ejercer conducta *troll online*, se han propuesto algunas clasificaciones. Algunas formas están más orientadas a la búsqueda de diversión (e. g., *kudos trolling*), otras más agresivas (e. g., *flame trolling*) y otras usadas con una finalidad más relacionada con la formación de opinión, por ejemplo, política (e. g., *Twitter trolling*) (Bishop, 2014; Komaç & Çağiltay, 2019). Además, las últimas investigaciones incluyen el análisis de conductas *troll* colectivas cuya repetición masiva de comportamientos disruptivos (e. g., comentarios, posteos) contra un individuo o grupo incrementa la intensidad del perjuicio provocado (Flores-Saviaga et al., 2018; Sun & Fichman, 2019).

Factores asociados al *trolling*

En cuanto a características sociodemográficas, la mayor parte de las investigaciones ha hallado que es más común en hombres jóvenes (e. g., Buckels et al., 2014; Craker & March, 2016; Lupano Perigini & Castro Solano, 2019).

En relación con variables de personalidad, los estudios han recaído en el análisis de rasgos normales de personalidad desde el modelo de los cinco grandes factores (Five Factor Model, FFM) (Costa & McCrae, 1985) y, además, desde el modelo de rasgos negativos u oscuros denominado Dark Triad (Palthus & Williams, 2002).

Los resultados de dichas investigaciones muestran correlaciones negativas con los rasgos responsabilidad y amabilidad, dando cuenta de que se trata de usuarios poco confiables y negligentes (Buckels et al., 2014; Grothe et al., 2016). Así mismo, los rasgos oscuros de psicopatía y sadismo son predictores positivos significativos de estas conductas antisociales *online*. Si bien Buckels et al. (2014) encontraron que el narcisismo y el maquiavelismo correlacionan con este tipo de comportamientos, no hay suficiente evidencia

como para considerarlos un predictor de ellos (e. g., Craker & March, 2016; March et al., 2017). Pocas investigaciones han analizado la relación del *trolling* con rasgos patológicos de la personalidad considerando los propuestos por el *DSM-5* en su sección III (American Psychiatric Association, APA, 2013). Estos rasgos comúnmente son evaluados por el Personality Inventory for *DSM-5* (PID-5) y son: afecto negativo, desapego, antagonismo, desinhibición y psicoticismo (Krueger et al., 2013). La mayor parte de las investigaciones que incluyen el análisis de dichos rasgos lo hacen en cuanto al uso problemático de internet (PIU, por su sigla en inglés) y otras conductas adictivas (e. g., Gervasi et al., 2017; Schimmenti et al., 2021). En un estudio previo hallamos que altos niveles de desinhibición se asociaban con elevados índices de conductas disruptivas *online* en redes sociales (Lupano Perugini & Castro Solano, 2021).

En este estudio, se analiza el poder predictor que manifiestan, en la generación de conductas destructivas (*trolling*), así como también constructivas en la comunicación *online*, diferentes rasgos de personalidad entre los que se incluyen los normales, negativos/oscuros, psicopatológicos y positivos de la personalidad. En esta investigación se emplea el Positive Personality Model (PPM) (De la Iglesia & Castro Solano, 2018) para la evaluación de rasgos positivos. Este modelo constituye un intento de integración con la clasificación propuesta en la sección III del *DSM-5*. Presenta, como novedad, la incorporación de versiones positivas de los cinco rasgos patológicos propuestos por Krueger et al. (2013), constituyendo un polo adicional ubicado más allá de la normalidad: el polo positivo. Dichos rasgos positivos son: serenidad, humanidad, integridad, moderación y vivacidad y foco. El rasgo serenidad, caracterizado por un estado de paz y calma, es el opuesto positivo de afecto negativo y neuroticismo. Humanidad implica una alta sensibilidad al contexto y es la versión positiva de desapego y de extraversión. Integridad, caracterizado por la confianza y humildad, es el polo opuesto de

antagonismo y la versión positiva de afabilidad. Moderación implica cautela y reflexión, y es opuesto a desinhibición y versión positiva de responsabilidad. Por último, vivacidad y foco se relaciona con la autoconfianza, tener metas claras, ser activo y sentirse satisfecho. Es el opuesto de psicoticismo y versión positiva de apertura a la experiencia.

Evaluación del *trolling*. Análisis de conductas contraproducentes en la comunicación *online*

Buckels et al. (2014) desarrollaron un índice destinado a la medición de la conducta *troll* llamado Global Assessment of Internet Trolling (GAIT). Este índice cuenta con una validación efectuada para Argentina (Resett & González Caino, 2019). Adicionalmente, en un estudio previo hemos validado un índice, más amplio que el mencionado, destinado a la evaluación de este tipo de comportamientos disruptivos, pero en el contexto específico de las redes sociales (Lupano Perugini & Castro Solano, 2021).

En el presente estudio, nos proponemos el diseño de un instrumento que abarque tanto comportamientos destructivos como constructivos en la interacción *online*. Se sigue la línea de razonamiento de algunos autores que sostienen que el comportamiento contraproducente *online* incluye no solo comportamientos antisociales como provocaciones o insultos, sino también expresiones pasivas y prosociales en diferentes contextos. El hecho de que el comportamiento se califique como constructivo o destructivo dependerá de los efectos y de quienes son alcanzados por dichas conductas (Bishop, 2014; Grothe et al., 2016). Quienes perpetran este tipo de comportamientos pueden fortalecer su sentimiento de cohesión y pertenencia grupal porque refuerzan las alianzas ya existentes y, también, permiten el desarrollo de otras nuevas (Hopkinson, 2013).

Para el diseño del instrumento que aquí se brinda nos basamos en el propuesto por Grothe et al.

(2016). Este consiste en 40 ítems divididos en dos grandes escalas (comportamiento destructivo y comportamiento constructivo) distribuidos en 15 subescalas (creatividad, burla, crítica, provocación, molestia, hostilidad, territorialidad, venganza, engaño, explotación, defensa, denuncia, confianza, apoyo, atención). En virtud de que la cantidad de ítems por subescala es muy acotada (de 2 a 4 ítems) y puede afectar el proceso de validación, se consideró conveniente plantear el diseño de un instrumento más breve pero que contemple los aspectos evaluados por las subescalas del instrumento original. Se consideraron tanto ítems de dicho instrumento como otros sugeridos por usuarios con alto nivel de uso de redes sociales y otros sitios de internet.

En virtud de lo expuesto se formularon los siguientes objetivos: 1) Diseñar y estimar la validez y fiabilidad de una escala para identificar comportamiento contraproducente *online* que incluya el análisis conjunto de conductas destructivas y constructivas. 2) Establecer la relación entre comportamiento contraproducente *online* (conductas destructivas y constructivas), tiempo de conexión y tipos de uso de internet. 3) Determinar cuáles rasgos de la personalidad (normales, patológicos, negativos y positivos) predicen el comportamiento contraproducente *online* (conductas destructivas y constructivas). 4) Analizar diferencias individuales según género y edad.

Método

Participantes

Se trata de una muestra de conveniencia compuesta por 351 sujetos (156 hombres cisgénero, 44.4%, y 191 mujeres cisgénero, 54.4%), 2 participantes no consignaron su género y otros 2 se catalogaron como no binarios (en total eran el 1.2% de la muestra). Se consideró un mínimo de 150 sujetos para conformar la muestra, ya que la

primera versión del instrumento presentaba 30 ítems y se sugiere que para estimar las propiedades psicométricas se cuente al menos con cinco sujetos por cada ítem (Lloret-Segura et al., 2014). Los participantes tenían en promedio 39.35 años ($DE = 13.79$). El 15.7% ($n = 55$) de la muestra eran extranjeros residentes en Argentina. Del total de muestra, el 44.4% ($n = 156$) vivía en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y el 44.1% ($n = 141$), en el conurbano bonaerense. El resto ($n = 54$, 11.5%) residía en el interior del país. La mayoría de los participantes trabajaban ($n = 277$, 79%), ubicándose en las categorías de empleado ($n = 186$, 53%) o trabajador por su cuenta ($n = 91$, 26%). El restante 21% ($n = 74$) o bien manifestaba no trabajar, estaba desempleado/a, era jubilado/a o ama de casa.

En cuanto al nivel de estudios, el 47.9% ($n = 168$) refirió tener estudios universitarios o terciarios completos, incluso el 12.8% ($n = 45$) contaba con estudios de posgrado completos. Un 34.2% ($n = 120$) indicó tener el secundario completo. El restante 5.1% ($n = 18$) tenía secundario incompleto o escolaridad primaria completa. La mayoría de los participantes pertenecía a un nivel socioeconómico medio ($n = 199$, 56.7%) y medio-alto ($n = 83$, 23.6%), el resto era de clase media-alta ($n = 42$, 12%) y media-baja ($n = 21$, 6%). Seis participantes (1.7%) no consignaron clase social.

Materiales

Encuesta de tipos de usos de internet. A los fines de este estudio se diseñó una encuesta acerca del uso que se hace de las diferentes aplicaciones de internet. Se trata de 15 ítems que consultaban sobre la frecuencia con la que se realiza algún tipo de actividad específica en internet (*e. g.*, enviar y leer mensajes de correo electrónico, mirar publicaciones, publicar videos propios, usar buscadores, leer noticias) en una Likert de siete puntos que iba de *nunca* a *casi todo el tiempo*. Se llevó a cabo un análisis de componentes principales con el

propósito de verificar los componentes (factores) que explicaban la mayor parte de la varianza total. Se empleó este método frente al análisis factorial exploratorio dado que no se asumió la presencia de un factor común subyacente a las variables consideradas (Bartlett Sphericity Test = 1462, $gl = 105$, $p < 0.001$, Kaiser Meyer Olkin Index = 0.75). El análisis paralelo sugirió retener tres factores (*eigenvalues* 3.71, 2.39 y 1.39). Luego se rotó la solución mediante el método Varimax. Los tres factores explicaban el 50% de la varianza total.

El primer factor se denominó *uso activo de redes sociales*, explicaba el 24.8% de la varianza total. En este factor se agrupaban los ítems relacionados con publicar fotos propias, videos propios, comentar publicaciones y compartir videos y fotos. El segundo factor, *uso laboral*, explicaba el 15.96% de la varianza. En este componente se concentraban los ítems referidos a trabajar, enviar y leer mensajes de correo electrónico, realizar transacciones bancarias y videollamadas. El tercer factor explicaba el 9.3% y se lo denominó *uso recreativo y utilitario de internet*. Los ítems estaban referidos a observar videos, usar buscadores, leer noticias y mirar productos a la venta.

La encuesta presentaba, a continuación de los 15 ítems mencionados, una pregunta que consultaba la cantidad de horas al día en las que realiza actividades que requieran de alguna conexión a internet. El promedio de horas en internet para efectuar alguna actividad que requiera conexión fue de 8.12 horas en promedio ($DE = 4.75$). Solo un bajo porcentaje refirió estar conectado a internet una hora o menos ($n = 12$, 3.4%). Las tres cuartas partes de la muestra ($n = 261$, 74.4%) reportaron estar conectadas entre 4 y 12 horas. Un bajo porcentaje de la muestra ($n = 36$, 10.3%) manifestó estar conectado más de 13 horas.

Por último, la encuesta tenía una última pregunta que indagaba acerca de la autopercepción de tiempo de uso en una escala de Likert de 5 posiciones (1 = *nulo* a 5 = *excesivo*). El 57% ($n = 200$) consideró que el uso que hacía de internet era *alto*

y el 11.4% ($n = 40$), *excesivo*. El 27.1% estimó que el uso era *moderado* ($n = 95$).

Escala de comportamiento contraproducente online. Basándonos en el instrumento propuesto por Grothe et al. (2016), se diseñó una escala para evaluar *comportamiento contraproducente online* que incluye tanto el análisis de conductas destructivas como constructivas. Se diseñaron 30 ítems que se respondían en una escala de Likert de 5 posiciones (1 = *total desacuerdo* a 5 = *total acuerdo*). Ejemplo de ítems de conductas destructivas: “Suelo insultar a otros usuarios de internet solo por diversión”, “Soy muy creativo/a cuando quiero burlarme de otros en internet”. Ejemplo de ítems de conductas constructivas: “Los usuarios de redes sociales deberían postear comentarios que permitan apoyarse y contenerse mutuamente”, “Me gusta que la gente mire y se interese en lo que publico en internet”. Como se describe en la sección de “Resultados”, los datos fueron reducidos utilizando el análisis factorial exploratorio. Siete ítems fueron eliminados debido a que la correlación ítem escala-total era inferior a 0.40 y cinco ítems fueron eliminados debido a la presencia de saturaciones cruzadas. La escala final consta de 18 ítems con muy buenos valores de fiabilidad —coeficiente omega— (conductas destructivas $\omega = 0.88$; conductas constructivas $\omega = 0.79$).

Big Five Inventory (BFI) (John et al., 1991; adaptación argentina Castro Solano & Casullo, 2001): consiste en un instrumento de 44 ítems con opción Likert de respuesta (1 = *muy en desacuerdo* a 5 = *muy de acuerdo*) que evalúa los cinco grandes rasgos de personalidad (extraversión, agradabilidad, responsabilidad, neuroticismo, apertura a la experiencia). La escala es un derivado de un test de adjetivos de personalidad, convertidos en frases cortas para facilitar la comprensión de los elementos del test. El autor de la técnica demostró su validez y fiabilidad en grupos de población general adulta norteamericana. Esos estudios verificaron la validez concurrente con otros instrumentos reconocidos que evalúan personalidad.

Estudios realizados en Argentina verificaron la validez factorial de los instrumentos para población adolescente, población adulta no consultante y población militar (Castro Solano & Casullo, 2001). En todos los casos se obtuvo un modelo de cinco factores que explicaban alrededor del 50% de la variancia de las puntuaciones. Para esta muestra se obtuvieron valores de consistencia interna adecuados —coeficiente omega—: extraversión $\omega = 0.76$; agradabilidad $\omega = 0.79$; responsabilidad $\omega = 0.82$; neuroticismo $\omega = 0.74$; apertura a la experiencia $\omega = 0.69$.

Inventario para trastornos de la personalidad para el DSM-5. Versión abreviada argentina (PID-5-BF) (Krueger et al., 2013). Se utilizó la versión breve del inventario PID-5 de 220 ítems. El PID-5-BF (Krueger et al., 2013) consta de 25 ítems con opción Likert de respuesta (0 = *muy falso o a menudo falso* a 4 = *muy cierto o a menudo verdadero*) que evalúan los cinco rasgos clave de personalidad disfuncional propuestos en la sección III del *DSM-5* (APA, 2013): afectividad negativa, desapego, antagonismo, desinhibición y psicoticismo. Los estudios hechos en población argentina obtuvieron valores de confiabilidad satisfactoria. En cuanto a los estudios de validez efectuados, se pudo confirmar la estructura de cinco factores propuesta por los autores. En relación con la validez externa, se obtuvo convergencia entre los rasgos psicopatológicos y los rasgos de personalidad normal, excepto para la relación psicoticismo/apertura a la experiencia. Así mismo, se encontró que este inventario podía predecir perfiles de alto riesgo para la salud (según los criterios de la OMS) y de bajo bienestar psicológico, tanto hedónico como eudamónico (Góngora & Castro Solano, 2017). Para esta investigación se consideró una puntuación global de presencia de rasgos psicopatológicos. El valor de fiabilidad —coeficiente omega— para esta escala fue de $\omega = 0.80$.

Inventario de rasgos positivos, short form (IRP-SF) (De la Iglesia et al., 2021). Este instru-

mento es una versión corta del inventario de rasgos positivos para el *DSM-5* (De la Iglesia & Castro Solano, 2018). Mediante sus 25 ítems mide los cinco rasgos positivos de la personalidad del modelo de la personalidad positiva de los autores: serenidad (e. g., “generalmente soy una persona calmada”), humanidad (e. g., “Soy de ayudar a quienes están sufriendo”), integridad (e. g., “La gente puede confiar en mí”), moderación (e. g., “Soy una persona prudente”) y vivacidad y foco (e. g., “Suelo sentir que lo que hago tiene importancia”). Los ítems se responden con una escala de Likert de seis puntos de 1 (*completamente falso*) a 6 (*completamente verdadero*). Cuenta con evidencias de validez y confiabilidad que dan cuenta de su buen funcionamiento psicométrico. Para esta muestra se obtuvieron los siguientes coeficientes —coeficiente omega—: serenidad ($\omega = 0.72$), humanidad ($\omega = 0.71$), integridad ($\omega = 0.70$), moderación ($\omega = 0.71$), vivacidad y foco ($\omega = 0.71$).

Dark Triad Scale (DTS) (Jones & Paulhus, 2014; adaptación argentina de Salessi & Omar, 2018). Es un instrumento de 24 ítems que evalúa rasgos de la tríada oscura de la personalidad (Paulhus & Williams, 2002). Comprende tres dimensiones: maquiavelismo (e. g., “La mayoría de las personas pueden ser manipuladas”), narcisismo (e. g., “Exijo que me traten con el respeto que merezco”) y psicopatía (e. g., “Podría decir cualquier cosa con tal de conseguir lo que quiero”). Cada ítem es valorado sobre una escala tipo Likert de cinco puntos que va de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*). Los estudios de validación realizados en Argentina verificaron, mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio, la estructura de tres factores, que incluso se mantuvo invariante en relación con el género (Salessi & Omar, 2018). Las fiabilidades obtenidas —coeficiente omega— para cada factor, en la presente muestra, fueron adecuadas: maquiavelismo: $\omega = 0.76$, narcisismo: $\omega = 0.71$ y psicopatía: $\omega = 0.76$.

Procedimiento

Los datos fueron recolectados por alumnos que se encontraban llevando a cabo una práctica de investigación en una universidad privada de la ciudad de Buenos Aires (Argentina). Los participantes fueron voluntarios y no recibieron retribución alguna por su colaboración. Las encuestas se administraron *online* mediante la aplicación SurveyMonkey. En la página de inicio de la encuesta se solicitaba el consentimiento del participante, se aseguraba el anonimato de los datos y su uso exclusivo para investigación. La recogida de los datos fue supervisada por un docente investigador. La investigación siguió los lineamientos éticos internacionales (APA y NC3R) y del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet) para el comportamiento ético en las ciencias sociales y humanidades (Resolución 2857/2006) y cuenta con la aprobación de los comités de ética correspondientes.

Para el análisis de los datos se utilizó el programa estadístico SPSS v. 24.0, Factor v. 11.05.01, y el programa Jamovi v. 4.0 (2021) a través del entorno R.

Resultados

Diseño y validación de la escala de comportamiento contraproducente *online*

Para el diseño de esta escala se tomó en consideración la desarrollada por Grothe et al. (2016). En virtud de que el instrumento original presenta una cantidad acotada de ítems por dimensión (de 2 a 4), se decidió desarrollar un instrumento más breve que contemplara las dimensiones propuestas por los autores (creatividad, burla, crítica, provocación, molestia, hostilidad, territorialidad, venganza, engaño, explotación, defensa, denuncia, confianza, apoyo, atención), pero que permita estimar solo dos grandes aspectos (uso destructivo y uso constructivo). Para el diseño de los ítems se conservó el

más representativo de las dimensiones originales del instrumento (con ligeras modificaciones para su entendimiento en castellano) y se agregaron otros que fueron sugeridos por usuarios con alto nivel de uso de redes sociales y otros sitios de internet. El instrumento fue sometido a un estudio piloto en el que fue respondido por 30 sujetos que suelen hacer uso de redes sociales. Solo se modificaron algunos aspectos de redacción y claridad en los ítems incluidos.

Análisis factorial exploratorio

Para la validación del instrumento se procedió, en primer lugar, a estimar los valores de asimetría y curtosis para todos los ítems de la escala. Se empleó la muestra de 351 casos para correr estos análisis. Se obtuvieron valores entre -1.96 y 1.96 para casi todos los ítems, lo que indica normalidad univariada de los datos (Gravetter & Wallnau, 2014).

Seguidamente, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio con el propósito de verificar cómo se agrupaban los ítems de la escala diseñada. Se empleó la matriz policórica, ya que los ítems presentaban escala de Likert de respuesta y resulta más adecuado en caso de no cumplimiento de normalidad multivariada (Freiberg Hoffmann et al., 2013), pues el coeficiente de Mardia obtenido fue de 53.21. El análisis paralelo se basó en el análisis factorial de rango mínimo (MRFA) (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Luego, se rotaron las soluciones mediante el método Varimax.

El análisis paralelo sugirió retener dos factores (*eigenvalues* 7.03 y 3.32). Los índices de adecuación muestral fueron aceptables (Bartlett Sphericity Test = 3811, $gl = 153$, $p < 0.001$, Kaiser Meyer Olkin Index = 0.88). Se verificó cualquier sesgo de los datos mediante la prueba de factor único de Harman. Los resultados sugirieron que no hubo un sesgo de método común significativo, dado que la varianza calculada (29.61 %) estaba por debajo del umbral del 50 % (MacKenzie & Podsakoff, 2012).

Al primer factor se lo denominó *uso destructivo de internet* y explicaba el 39.1 % de la varianza total. En este factor se agrupaban los ítems referidos a conductas disruptivas *online* (e. g., burlarse o insultar a otros usuarios por diversión, agredir o criticar a los demás, aprovecharse de otros usuarios, etc.). El segundo factor se nombró *uso constructivo de internet* y explicaba el 18.4 % restante. En este factor se concentraban diferentes ítems referidos a conductas constructivas en

internet (e. g., compartir experiencias positivas, tener conductas de respeto y apoyo hacia los demás, etc.). Los dos factores explicaban en total el 57.5 % de la varianza total. Los datos pueden visualizarse en la tabla 1.

Como resultado de todo el proceso, siete ítems fueron eliminados debido a que la correlación ítem escala-total era inferior a 0.40 y cinco ítems fueron eliminados por la presencia de saturaciones cruzadas. La escala final consta de 18 ítems.

Tabla 1.
Matriz de componentes rotados

Ítems	Factor 1	Factor 2
	Conductas destructivas	Conductas constructivas
Suelo insultar a otros usuarios de internet solo por diversión (9)	0.89	0.06
Suelo postear comentarios provocando a otros usuarios (21)	0.86	0.02
Soy muy creativo/a cuando quiero burlarme de otros en internet (17)	0.82	0.09
Si fuera necesario, hay que sacar ventaja de otros usuarios (29)	0.81	0.07
Me gusta adoptar diferentes identidades/perfiles en internet (13)	0.81	0.05
Es válido aprovecharse de otros usuarios de internet (14)	0.80	0.03
No me molesta agredir a otros usuarios si considero que debo hacerlo (24)	0.76	0.18
No hay nada mejor que criticar las opiniones de otros usuarios (4)	0.74	0.09
Si quiero burlarme de alguien, invento algo (p. ej., meme) y lo publico en la internet (1)	0.72	0.05
Si algún usuario/a de internet me insulta, seguramente me vengaré de él/ella (12)	0.68	0.16
Hay ciertas redes y sitios de internet en los que me siento más a gusto (25)	0.02	0.76
Debe haber respeto entre los usuarios de una misma red social (27)	0.21	0.73
Los usuarios de redes sociales deberían postear comentarios que permitan apoyarse y contenerse mutuamente (2)	0.04	0.67
Me gusta que la gente mire y se interese en lo que publico en internet (5)	0.24	0.64
Suelo denunciar a los administradores cuando detecto contenido inapropiado en internet (15)	0.12	0.61
Me parece importante censurar publicaciones que puedan ser agresivas para terceros (30)	0.19	0.56
Comparto mi experiencia de vida con otros usuarios (16)	0.29	0.54
Defiendo a otros usuarios de internet cuando son atacados (7)	0.27	0.51

Nota: entre paréntesis figura número de ítem del instrumento original.

Fuente: elaboración de los autores.

Estadísticos descriptivos y diferencias por género y edad

Se calcularon los estadísticos descriptivos para ambos factores, con sus correspondientes coeficientes de fiabilidad. Como era de esperarse, los valores más elevados se observan para el factor de las conductas constructivas y los más bajos, para el factor de conductas destructivas. Los coeficientes de confiabilidad son satisfactorios y se ubican dentro de los parámetros esperados.

En el paso siguiente se llevó a cabo un análisis multivariado de la varianza (Manova) para explorar las diferencias por género y edad. No se incluyeron en este análisis las categorías de género no binarias por tratarse de un bajo porcentaje de participantes. Los dos factores correspondientes a las *conductas destructivas y constructivas* fueron incluidos como variables dependientes, y la edad y el género como factores. Se creó una variable *dummy* para la edad. La variable resultante tenía dos categorías (se dividió por la mediana) menos de 40 años y más de 40 años. El análisis reveló efectos significativos para el género ($\lambda = 0.958$, $F(2, 342) = 7.58$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.04$) y la edad ($\lambda = 0.976$, $F(2, 342) = 4.28$, $p < 0.01$, $\eta^2 = 0.02$). No se encontró una interacción entre género y edad ($\lambda = 0.998$, $F(2, 342) = 0.42$, $p = 0.653$, $\eta^2 = 0.002$). Los tamaños del efecto son pequeños, lo cual limita la significación práctica de las diferencias observadas (Cohen, 1992).

Correlaciones con tiempo en plataformas y tipos de uso de internet

Se calcularon correlaciones de Pearson entre las conductas destructivas y constructivas con las variables de tiempo de conexión y los tipos de uso de internet. Como puede observarse en la tabla 3, ambos tipos de conductas estaban asociados con el tiempo en que los participantes usaban las diferentes plataformas de internet, siendo la relación levemente superior para las conductas

destructivas. Por otro lado, aquellos que presentaban más conductas destructivas hacían un uso recreativo o utilitario de las plataformas de internet, y no tanto con fines laborales, ya que se observó una correlación negativa con esa variable. También aquellos que presentaban un alto nivel de conductas constructivas hacían un uso recreativo y utilitario de internet, siendo la relación un poco más fuerte que para las conductas destructivas (el tamaño del efecto es de moderado a grande).

Correlaciones con rasgos de personalidad normal, patológicos, negativos y positivos

En este paso se calcularon las correlaciones de Pearson entre las variables objeto de estudio, controlando por género y edad. Los rasgos psicopatológicos se consideraron de forma conjunta mediante una puntuación global. Se hipotetizaron asociaciones positivas con los rasgos de personalidad positivos y asociaciones negativas con las variables de personalidad negativas o psicopatológicas, para las conductas constructivas de internet. En sentido inverso, se habían hipotetizado asociaciones negativas con los rasgos de personalidad positivos y asociaciones positivas con las variables de personalidad negativas o psicopatológicas, para las conductas destructivas de internet. En relación con los rasgos de personalidad normal, se habían hipotetizado asociaciones significativas para las conductas destructivas con el neuroticismo (en sentido positivo) y con la responsabilidad (en sentido negativo). Para las conductas constructivas, se habían hipotetizado asociaciones positivas con la agradabilidad y con la responsabilidad.

De las 28 correlaciones posibles, se encontraron 16 (57%) asociaciones positivas y negativas entre las variables estudiadas (ver tabla 4). Cabe señalar que, si bien las asociaciones eran significativas, los tamaños del efecto iban de pequeños a moderados.

Tabla 2.
Escala de conductas constructivas y destructivas. Estadísticos

	Media (DE)	Fiabilidad (omega)
Conductas destructivas	1.44 (0.52)	0.88
Conductas constructivas	3.29 (0.74)	0.79

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 3.
Correlaciones de Pearson. Conductas destructivas y constructivas, tiempo y tipos de uso de internet

Variabes	Uso destructivo	Uso constructivo
Tiempo en plataformas	0.18**	0.12*
Uso activo redes	0.06	-0.03
Uso laboral internet	-0.11*	-0.08
Uso recreativo y utilitario	0.10*	0.32**

Nota: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; en negrita tamaño del efecto pequeño a moderado. En negrita e itálica, tamaño del efecto moderado a grande. A partir de $r > 0.14$, para este tamaño muestral, la potencia estadística de 0.80 (Cumming, 2013).

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 4.
Correlaciones parciales de Pearson entre tipos de conductas en internet y rasgos de personalidad normal, patológicos, negativos y positivos, controlando por género y edad

Variabes de personalidad	Conductas destructivas	Conductas constructivas
Extraversión	-0.04	0.02
Agradabilidad	-0.25**	0.09
Responsabilidad	-0.26**	-0.05
Neuroticismo	0.06	0.12*
Apertura a experiencia	-0.00	0.10*
Rasgos psicopatológicos	0.35**	-0.16**
Maquiavelismo	0.42**	0.10
Narcisismo	0.17*	0.04
Psicopatía	0.50**	-0.07
Serenidad	0.01	0.01
Humanidad	-0.18**	0.27**
Integridad	-0.26**	0.23**
Moderación	-0.12**	0.15**
Vivacidad y foco	-0.18**	0.03

Nota: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; en negrita tamaño del efecto pequeño a moderado. A partir de $r > 0.14$, para este tamaño muestral, la potencia estadística de 0.80 (Cumming, 2013).

Fuente: elaboración de los autores.

Las conductas destructivas estaban asociadas negativamente con los rasgos de personalidad normales de agradabilidad y responsabilidad; con los rasgos positivos de humanidad, integridad, moderación y vivacidad y foco. Así mismo, estas conductas estaban asociadas positivamente con los rasgos psicopatológicos y los tres rasgos negativos de la tríada oscura (maquiavelismo, narcisismo y psicopatía).

Las conductas constructivas estaban asociadas positivamente con los rasgos positivos de humanidad, integridad y moderación; con los rasgos de personalidad normal neuroticismo y apertura a la experiencia; y negativamente con los rasgos patológicos de la personalidad.

Análisis de regresión jerárquica entre conductas constructivas y destructivas y variables de personalidad

Se llevaron a cabo dos análisis de regresión jerárquica múltiple con el propósito de examinar si las variables de personalidad psicopatológicas,

negativas y positivas, podían agregar varianza adicional más allá de la aportada por las variables de personalidad normal (validez incremental, Haynes & Lench, 2003).

En el primer análisis se incluyeron como variable dependiente las conductas destructivas de internet. En cuanto a las variables independientes, se incluyó, en primer lugar, el género y la edad, dado que en los análisis previos se habían encontrado diferencias significativas. Luego, se incluyeron los rasgos de personalidad normal; seguidamente, los rasgos de personalidad psicopatológicos; y, finalmente, los componentes de la tríada oscura (ver tabla 5).

La totalidad de las variables explicaban un 31 % de la varianza en las conductas destructivas. Las variables de personalidad normal aportaban un 8 % y las variables psicopatológicas, un 6 %. Los componentes de la tríada oscura agregaban casi un 14 %. Es decir que casi la mitad de la varianza en las conductas destructivas estaría explicada por las variables de personalidad de la tríada oscura.

Tabla 5.
Regresión jerárquica múltiple para las conductas destructivas

Conductas destructivas	R ²	F(gl)	p	β estandarizado	p
<i>Bloque 1 (edad y género)</i>	0.041	8.55 (2,348)	<0.001		
Género				0.16	0.003
Edad				-0.13	0.013
<i>Bloque 2 (rasgos de personalidad)</i>	0.114	7.42 (7,343)	<0.001		
Cambio en R ²	0.085		<0.001		
Neuroticismo				-0.09	0.130
Extraversión				0.06	0.250
Apertura				0.00	0.923
Afabilidad				-0.14	0.024
Responsabilidad				-0.19	0.002
<i>Bloque 3 (r. patológicos)</i>	0.174	10.21 (8,342)	<0.001		
Cambio en R ²	0.060		<0.001		

Conductas destructivas	R^2	$F(gl)$	p	β estandarizado	p
Rasgos psicopatológicos				0.31	0.000
<i>Bloque 4 (tríada oscura)</i>	0.309	15.22 (11,339)	<0.001		
Cambio en R^2	0.138		<0.001		
Maquiavelismo				0.18	0.001
Narcisismo				-0.06	0.238
Psicopatía				0.36	0.001

Fuente: elaboración de los autores.

En el segundo análisis se incluyeron como variable dependiente las conductas constructivas de internet. En cuanto a las variables dependientes, se

incluyó, en primer lugar, el género y la edad. Luego, se incluyeron los rasgos de personalidad normal; seguidamente, los rasgos de personalidad positivos.

Tabla 6.
 Regresión jerárquica múltiple para las conductas constructivas

Conductas constructivas	R^2	$F(gl)$	p	β estandarizado	p
<i>Bloque 1 (edad y género)</i>	0.032	6.73 (2.348)	<0.001		
Género				-0.13	0.013
Edad				-0.15	0.004
<i>Bloque 2 (rasgos de personalidad)</i>					
Cambio en R^2	0.036		<0.02		
Neuroticismo				0.13	0.032
Extraversión				-0.01	0.779
Apertura				0.10	0.067
Afabilidad				0.16	0.009
Responsabilidad				-0.03	0.598
<i>Bloque 3 (rasgos positivos)</i>	0.131		<0.001		
Cambio en R^2	0.088				
Serenidad				-0.08	0.261
Integridad				0.13	0.034
Humanidad				0.25	0.000
Moderación				0.13	0.039
Vivacidad y foco				-0.01	0.851

Fuente: elaboración de los autores.

La totalidad de las variables explicaban un 13% de la varianza en las conductas constructivas. Las variables de personalidad normal aportaban un 4% y las variables de rasgos positivos, un 8% adicional. Es decir que las variables positivas agregaban varianza adicional a los rasgos de personalidad (ver datos en tabla 6).

Discusión

En primer lugar, este trabajo se proponía la validación de una escala para identificar comportamiento contraproducente *online*. Los análisis efectuados dieron lugar a una escala válida y fiable para uso en investigación. La ventaja de este instrumento es que permite analizar tanto los comportamientos disruptivos y antisociales que los usuarios pueden presentar en redes sociales y sitios de internet (*e. g.*, insultar, provocar, burlarse de otros), al igual que conductas proactivas y positivas, como apoyar, respetar y defender a otros usuarios. Si bien los autores que han sido consultados para el diseño de este instrumento (*e. g.*, Bishop, 2014; Grothe et al., 2016; Hopkinson, 2013) engloban dentro de la denominación comportamiento contraproducente ambos tipos de conductas, ya que argumentan que los efectos positivos o negativos dependen de los efectos y del entorno en que se produzcan, creemos que explorar usos saludables de internet y redes resulta importante a fin de fomentar este tipo de comportamientos en línea.

En cuanto a la relación de estas conductas con variables asociadas al uso y sociodemográficas, los resultados obtenidos están en sintonía con las investigaciones previas (*e. g.*, Buckels et al., 2014; Craker & March, 2016; Lupano Perugini & Castro Solano, 2019). En general, suele ser más frecuente la presencia de conductas destructivas en usuarios jóvenes y varones. Además, se halló que los comportamientos nocivos se asocian a un mayor tiempo de conexión y que, en general, es con

finde de entretenimiento más que laborales. Este dato es coincidente con otra investigación realizada en el contexto latinoamericano que mostró que usar las redes sociales de forma intensiva y con fines de entretenimiento se asociaba a menor nivel de bienestar que si se usa internet para fines más de tipo utilitario (Lupano Perugini & Castro Solano, 2022).

Luego, en lo que respecta a las asociaciones hipotetizadas con los diferentes rasgos de personalidad, se cumplieron en su mayor parte. Los rasgos psicopatológicos y de la tríada oscura se correlacionaron positivamente con las conductas destructivas. A su vez, se observó que responsabilidad—tal como fuera hipotetizado— y agradabilidad del FFM se correlacionaron negativamente. Por último, todos los rasgos positivos (a excepción de serenidad) también se correlacionaron de modo negativo. Estos hallazgos se encuentran en sintonía con los antecedentes consultados (*e. g.*, Buckels et al., 2014; Craker & March, 2016; March et al., 2017; Grothe et al., 2016; Lupano Perugini & Castro Solano, 2019). Por lo tanto, los usuarios con características impulsivas, manipuladoras y enfocados en su gratificación personal serían los que tienden a presentar conductas relacionadas con agredir y provocar a otros usuarios en línea. Por otro lado, los comportamientos constructivos se asociaron positivamente con tres de los rasgos positivos (humanidad, integridad y moderación) y con neuroticismo y apertura a la experiencia del FFM. Solo se correlacionó negativamente de modo significativo con los rasgos psicopatológicos. En este caso, las asociaciones hipotetizadas se cumplieron parcialmente. Los resultados evidencian que los usuarios que tienden a mostrar conductas colaborativas y de apoyo con otros suelen percibirse como personas cautelosas, confiables, sensibles y empáticas con el entorno. Llamó la atención la correlación positiva, aunque baja, con neuroticismo, que se relaciona con la tendencia a experimentar emociones negativas y a focalizarse en experiencias

displacenteras. Este rasgo comúnmente se lo suele vincular con un uso problemático de internet (Kayaş et al., 2016).

En relación con el poder predictor de las variables de estudio, se observó que los rasgos positivos incrementaban la varianza explicada por sobre los rasgos normales de personalidad, siendo el rasgo humanidad uno de los que mejor predice las conductas constructivas. Este rasgo se caracteriza por una alta sensibilidad y orientación hacia los vínculos, con lo cual resulta esperable que prediga comportamientos prosociales en línea. Por otro lado, los rasgos de la tríada oscura lograron explicar un mayor porcentaje de varianza explicada de las conductas destructivas (en comparación con lo descrito acerca de los rasgos positivos en cuanto a las conductas constructivas). En este caso, los mejores predictores fueron maquiavelismo y psicopatía, rasgos caracterizados por la manipulación, impulsividad y falta de empatía interpersonal. Tanto en este estudio como en las investigaciones previas estas características parecen ser las que mejor definen al perfil de un *troll* o *hater* (e. g., Buckels et al., 2014; Craker & March, 2016; March et al., 2017; Grothe et al., 2016; Lupano Perugini & Castro Solano, 2019).

Fortalezas, limitaciones y futuras líneas de trabajo

Como fortaleza del estudio realizado se destaca el diseño de un instrumento que permite la evaluación tanto de conductas destructivas como constructivas en cuanto al uso de redes sociales y sitios de internet. El abordaje de este tipo de fenómenos permite, tanto a los propios usuarios como a agentes de salud y educación, tener mayor conocimiento acerca de las consecuencias que trae el uso de redes y las nuevas tecnologías a fin de promover un uso adecuado de estas.

En cuanto a limitaciones del trabajo efectuado, puede considerarse el empleo de medidas de

autoinforme que pueden afectar la validez de los datos. Además, un porcentaje muy bajo de participantes residía en el interior del país (11.5%), por lo cual en la utilización del instrumento se deben tener en cuenta las características principales de la muestra de tipificación. Por otro lado, debe tomarse en consideración que en este estudio se analizaron usos globales de internet y redes sociales sin especificar el tipo de plataformas, sitios web o redes sociales usadas. Los últimos estudios apuntan a hacer un análisis cada vez más específico, ya que existen preferencias por parte de ciertos perfiles negativos de usuarios que consideran más fértiles algunos entornos *online* para llevar adelante sus acciones disruptivas (Marshall et al., 2020).

Como futuras líneas de abordaje se propone ampliar el panorama de análisis incluyendo el estudio de conductas *troll* colectivas y no solo de nivel individual. Tal como sostienen algunos autores, la repetición masiva de comportamientos destructivos (e. g., comentarios, posteos) contra un individuo o grupo incrementa la intensidad del perjuicio provocado (Flores-Saviaga et al., 2018; Sun & Fichman, 2019). Para esto es interesante valerse de métodos de análisis derivados de la inteligencia artificial o que permitan estudiar directamente los contenidos subidos por las personas mediante la revisión de las palabras usadas en posteos (e. g., LIWC Method; Tausczik & Pennebaker, 2010).

Por último, creemos importante empezar a hacer énfasis sobre cuáles pueden ser usos positivos o saludables de internet y redes. De acuerdo con algunos autores (Lin, Su & Potenza, 2018), aquellos usuarios que logran una mejor integración entre la imagen que muestran *online* y *offline* son los que reportan mayores niveles de satisfacción, bajas conductas adictivas y mejor percepción de internet en general. Por lo antedicho, el abordaje de esta integración *online/offline* y la relación con perfiles de usuarios y uso de internet puede resultar un campo interesante de estudio.

Referencias

- American Psychiatric Association (APA). (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed). American Psychiatric Publishing. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Bishop, J. (2014). Representations of ‘trolls’ in mass media communication: a review of media-texts and moral panics relating to internet trolling. *International Journal of Web Based Communities*, 10(10), 7-24. <https://doi.org/10.1504/ijwbc.2014.058384>
- Buckels, E. E., Trapnell, P. D., Andjelovic, T., & Paulhus D. L. (2018). Internet trolling and everyday sadism: parallel effects on pain perception and moral judgment. *Journal of Personality*, 87(2), 328-340. <https://doi.org/10.1111/jopy.12393>
- Buckels, E. E., Trapnell, P., & Paulhus, D. L. (2014). Trolls just want to have fun. *Personality and Individual Differences*, 67, 97-102. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2014.01.016>
- Caplan, S. E. (2018). *The changing face of problematic internet use: an interpersonal approach*. Peter Lang.
- Castro Solano, A. & Casullo, M. M. (2001). Rasgos de personalidad, bienestar psicológico y rendimiento académico en adolescentes argentinos. *Interdisciplinaria*, 18(1), 65-85. <https://www.redalyc.org/pdf/180/18011326003.pdf>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1985). *The NEO personality inventory manual*. Psychological Assessment Resources.
- Craker, N., & March, E. (2016). The dark side of Facebook®: the Dark Tetrad, negative social potency, and trolling behaviours. *Personality and Individual Differences*, 102, 79-84. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2016.06.043>
- Cumming, G. (2013). *Understanding the new statistics: effect sizes, confidence intervals, and meta-analysis*. Routledge.
- De la Iglesia, G. & Castro Solano, A. (2018). The Positive Personality Model (PPM): exploring a new conceptual framework for personality assessment. *Frontiers in Psychology*, 9, 2027. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02027>
- De la Iglesia, G., Castro Solano, A., & Gallagher, S. (2021, in press). Positive traits inventory: psychometric analyses of a short form. *Análise Psicológica*.
- Flores-Saviaga, C., Keegan, B., & Savage, S. (2018). Mobilizing the trump train: understanding collective action in a political trolling community. *Proceedings of the International AAAI Conference on Web and Social Media*, 12(1). <http://saviaga.com/wp-content/uploads/2019/07/trumptrain-saviaga.pdf>
- Freiberg Hoffmann, A., Stover, J. B., De la Iglesia, G., & Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorias y confirmatorias. *Ciencias Psicológicas*, VII(2), 151-164.
- Gervasi, A. M., La Marca, L., Lombardo, E. M. C., Mannino, G., Iacolino, C., & Schimmenti, A. (2017). Maladaptive personality traits and internet addiction symptoms among young adults: a study based on the alternative DSM-5 model for personality disorders. *Clinical Neuropsychiatry*, 14(1), 20-28. <https://www.clinicalneuropsychiatry.org/download/maladaptive-personality-traits-and-internet-addiction-symptoms-among-young-adults-a-study-based-on-the-alternative-dsm-5-model-for-personality-disorders/>
- Góngora, V. C., & Castro Solano, A. (2017). Assessment of the mental health continuum in a sample of Argentinean adults. *Psychology*, 8, 303-318. <https://doi.org/10.4236/psych.2017.83018>
- Gravetter, F., & Wallnau, L. (2014). *Essentials of statistics for the behavioral sciences* (8th ed.). Wadsworth.
- Grothe, M., Staar, H., & Janneck, M. (2016). How to treat the troll? An empirical analysis of counterproductive online behavior, personality traits and

- organizational behavior. In *Workshop Gemeinschaften in Neuen Medien (GeNeMe)*. TUDpress. <https://dl.gi.de/handle/20.500.12116/34999>
- Hardaker, C. (2010). Trolling in asynchronous computer mediated communication: from user discussions to academic definitions. *Journal of Politeness Research*, 6(2), 215-242. <http://dx.doi.org/10.1515/JPLR.2010.011>
- Haynes, S. N., & Lench, H. C. (2003). Incremental validity of new clinical assessment measures. *Psychological Assessment*, 15(4), 456-466.
- Hopkinson, C. (2013). Trolling in online discussions: from provocation to community-building. *Brno Studies in English*, 39(1), 5-25. <https://doi.org/10.5817/bse2013-1-1>
- Howard, K., Haskard Zolnierok, K., Critz, K., Dailey, S., & Ceballos, N. (2019). An examination of psychosocial factors associated with malicious online trolling behaviors. *Personality and Individual Differences*, 149, 309-314. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.06.020>
- John, O. P., Donahue, E. M., & Kentle, R. L. (1991). *The Big Five Inventory-versions 4th and 5.4*. University of California-Institute of Personality and Social Research.
- Jones, D. N., & Paulhus, D. L. (2014). Introducing the Short Dark Triad (SD3): a brief measure of dark personality traits. *Assessment*, 21(1), 28-41. <http://dx.doi.org/10.1177/1073191113514105>
- Kayış, A. R., Satici, S. A., Yilmaz, M. F., Şimşek, D., Ceyhan, E., & Bakioğlu, F. (2016). Big five-personality trait and internet addiction: a meta-analytic review. *Computers in Human Behavior*, 63, 35-40. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.05.012>
- Kircaburun, K., Alhabash, S., Tosuntaş, Ş. B., & Griffiths, M. D. (2020). Uses and gratifications of problematic social media use among university students: a simultaneous examination of the big five of personality traits, social media platforms, and social media use motives. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 18, 525-547. <https://doi.org/10.1007/s11469-018-9940-6>
- Komaç, G., & Çağiltay, K. (2019). An overview of trolling behavior in online spaces and gaming context. In *2019 1st International Informatics and Software Engineering Conference (UBMYK)* (pp. 1-4). IEEE. <https://10.1109/UBMYK48245.2019.8965625>
- Krueger, R. F., Derringer, J., Markon, K. E., Watson, D., & Skodol, A. E. (2013). *The Personality Inventory for DSM-5-Brief Form (PID-5-BF)-Adult*. American Psychiatric Association.
- Lin, X., Su, W., & Potenza, M. N. (2018). Development of an online and offline integration hypothesis for healthy internet use: theory and preliminary evidence. *Frontiers in Psychology*, 9, 492. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00492>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lupano Perugini, M. L., & Castro Solano, A. (2019). Características psicológicas diferenciales entre usuarios de redes sociales de alta exposición vs. no usuarios. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, 65(1), 5-16. <http://www.acta.org.ar/04-WebForms/frmIndice.aspx?IdEdicion=122&IdAbonado=>
- Lupano Perugini, M. L., & Castro Solano, A. (2021). Perfil psicológico de usuarios de redes sociales que presentan conductas disruptivas *on-line*. *Interdisciplinaria*, 38(2), 7-23. <https://doi.org/10.16888/interd.2021.38.2.1>
- Lupano Perugini, M. L., & Castro Solano, A. (2022). Preferencia en la utilización de plataformas y diferentes usos de internet. El rol moderador de los rasgos psicopatológicos de personalidad en la relación con el bienestar percibido. *RIDEP*, 64(3), 141-155. <https://doi.org/10.21865/RIDEP64.3.11>

- MacKenzie, S., & Podsakoff, P. (2012). Common method bias in marketing: causes, mechanisms, and procedural remedies. *Journal of Retailing*, 88, 542-555. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jretai.2012.08.001>
- March, E., Grieve, R., Marrington, J., & Jonason, P. K. (2017). Trolling on Tinder® (and other dating apps): examining the role of the Dark Tetrad and impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 110, 139-143. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2017.01.025>
- Marshall, T. C., Ferenczi, N., Lefringhausen, K., Hill, S., & Deng, J. (2020). Intellectual, narcissistic, or Machiavellian? How Twitter users differ from Facebook-only users, why they use Twitter, and what they tweet about. *Psychology of Popular Media*, 9(1), 14-30. <http://dx.doi.org/10.1037/ppm0000209>
- Nicol, S. (2012). Cyber-bullying and trolling. *Youth Studies Australia*, 31(4), 3-4. <http://link.gale.com/apps/doc/A326851689/AONE?u=anon~e-b72aba3&sid=googleScholar&xid=3502329a>
- Ortiz, S. M. (2020). Trolling as a collective form of harassment: an inductive study of how online users understand trolling. *Social Media + Society*, 6(2), 1-9. <https://doi.org/10.1177/2056305120928512>
- Paulhus, D. L., & Williams, K. M. (2002). The Dark Triad of personality: Narcissism, Machiavellianism, and psychopathy. *Journal of Research in Personality*, 36, 556-563. [http://dx.doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00505-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00505-6)
- Phillips, W. (2015). *This is why we can't have nice things: mapping the relationship between online trolling and mainstream culture*. MIT Press.
- Resett, S., & González Caino, P. C. (2019). Propiedades psicométricas de un cuestionario de *trolling* en una muestra argentina. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(1), 48-57. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v11.n1.20870>
- Salessi, S., & Omar, A. (2018). Psychometric properties of a scale to measure the dark side of personality. *Estudios de Psicología (Campinas)*, 35(2), 159-170. <http://dx.doi.org/10.1590/1982-02752018000200005>
- Sanfilippo, M. R., Fichman, P., & Yang, S. (2018). Multidimensionality of online trolling behaviors. *The Information Society*, 34(1), 27-39. <https://doi.org/10.1080/01972243.2017.1391911>
- Schimmenti, A., Musetti, A., Costanzo, A., Terrone, G., Maganuco, N. R., Aglieri Rinella, C., & Gervasi, A. M. (2021). The unfabulous four: maladaptive personality functioning, insecure attachment, dissociative experiences, and problematic internet use among young adults. *International Journal of Mental Health Addiction*, 19, 447-461. <https://doi.org/10.1007/s11469-019-00079-0>
- Sun, L. H., & Fichman, P. (2019). The collective trolling lifecycle. *Journal of the Association for Information Science and Technology*, 71(7), 770-783. <https://doi.org/10.1002/asi.24296>
- Tausczik, Y. R., & Pennebaker, J. W. (2010). The psychological meaning of words: LIWC and computerized text analysis methods. *Journal of Language and Social Psychology*, 29, 24-54. <https://doi.org/10.1177/0261927x09351676>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Wong, A., Ho, S., Olusanya, O., Antonini, M. V., & Lyness, D. (2021). The use of social media and online communications in times of pandemic Covid-19. *Journal of the Intensive Care Society*, 22(3), 255-260. <https://doi.org/10.1177/1751143720966280>

Recibido: abril 28, 2022

Aprobado: julio 4, 2023