



Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento
ISSN: 1852-4206
paulaabate@gmail.com
Universidad Nacional de Córdoba
Argentina

Resett, Santiago; González Caino, Pablo Christian
Propiedades psicométricas de un Cuestionario de *Trolling* en una muestra argentina
Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, vol. 11, núm. 1, 2019, -, pp. 48-57
Universidad Nacional de Córdoba
Córdoba, Argentina

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=333463140006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

Propiedades psicométricas de un Cuestionario de *Trolling* en una muestra argentina

Abril 2019, Vol. 11,
Nº1, 48-57

revistas.unc.edu.ar/inde
x.php/racc

Reset, Santiago* ^a y González Caino, Pablo Christian^a

Artículo Metodológico

Resumen

El *Trolling* es una conducta de suma relevancia psicosocial. Sin embargo, no existen en la Argentina estudios que hayan examinado las propiedades de instrumentos para evaluarlo. El objetivo del presente trabajo era examinar las propiedades del *Cuestionario de Trolling* de Buckels, Trapnell, y Paulhus (2014). Se constituyeron dos muestras, una de 437 sujetos y otra de 532 sujetos, ambas de Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Gran Buenos Aires. Un análisis factorial exploratorio –con la primera muestra– y uno confirmatorio –con la segunda– indicaron una estructura unifactorial e invarianza de medición. La consistencia interna era adecuada: α de Cronbach = .74, mientras que la confiabilidad compuesta era .81. Se observó validez concurrente del cuestionario con el uso problemático de nuevas tecnologías y la personalidad oscura: maquiavelismo, narcisismo y psicotismo. En la discusión se analizan las implicancias de estos hallazgos.

Abstract

Psychometric properties of a Trolling Questionnaire in an Argentine sample. Trolling is a behavior of great psychosocial relevance. However, there are no studies in Argentina that have examined the properties of instruments to evaluate it. The objective of the present work was to observe the properties of the Buckels, Trapnell, & Paulhus's Trolling Questionnaire (2014). Two samples were constituted, one of 437 subjects and other of 532 participants, both samples from Autonomous City of Buenos Aires and Greater Buenos Aires. An exploratory factorial analysis –using the first sample– and a confirmatory –using the second one– indicated a unifactorial structure and measurement invariance. Internal consistency was adequate: Cronbach's alpha = .74, and a composite reliability of .81. Concurrent validity of the Trolling Questionnaire was observed with the problematic use of new technologies and dark personality: Machiavellianism, narcissism and psychotism. In the discussion the implications of these findings.

Tabla de Contenido

Introducción	48
Método	50
Participantes	50
Instrumentos	51
Procedimiento y análisis de datos	51
Resultados	52
Discusión	54
Referencias	55

Palabras clave:

propiedades, psicometría, cuestionario, *Trolling*

Keywords:

property, psychometry, questionnaire, *Trolling*.

Recibido el 25 de agosto 2018; Aceptado el 22 de marzo 2019

Editaron este artículo: Raquel Peltzer, Paula Abate, Nadia Juste y María Victoria Ortiz

Introducción

*Hay una sola razón para ser troll: perturbar
Usuario anónimo de Internet*

Las nuevas tecnologías han crecido exponencialmente en los últimos años, dando lugar a un mundo de gran interconexión a través de diversas plataformas, desde redes sociales (como Facebook, Twitter, etc.) hasta foros y juegos online. Por otro lado, también han generado comportamientos negativos en los usuarios de las mismas, como el *Grooming*, el *Cyberstalking* o el *Trolling*. El *Trolling* ha recibido

muchaa atención por la prensa en los últimos años; sin embargo, ha sido poco abordado desde los estudios empíricos-científicos, tanto a nivel nacional como a nivel internacional (Hardaker, 2010; Herring, Job-Sluder, Scheckler, & Barab, 2002; Shachaf & Hara, 2010). Un ejemplo de esto es que –si uno coloca la palabra *Trolling* en un buscador de Internet, como el Google–, las dos primeras páginas que emergen se refieren al

^a Departamento de Psicología, Universidad Argentina de la Empresa/CONICET, Buenos Aires, Argentina.

*Enviar correspondencia a: Reset, S. E-mail: resettsantiago@gmail.com

Trolling como técnica de pesca.

El origen de la palabra aparece en la mitología escandinava, donde los *Trolls* eran seres que vivían bajo los puentes. También se puede encontrar en la jerga de la pesca, refiriéndose a la práctica de arrastrar un señuelo desde un bote (Crystal, 2001). En el contexto del internet, Dynel (2016) ubica el término en la década de los ochenta.

En el contexto de Internet, el fenómeno *Trolling* es definido de múltiples maneras, pero siempre refiriéndose a un comportamiento disruptivo, engañoso y destructivo, sin propósito instrumental aparente, a excepción de molestar a otros (Buckels et al., 2014). Esta definición marca claramente dos ejes en el comportamiento de un *Troll*: el engaño, entendido como causar a otro individuo una creencia que el comunicador piensa que es falsa, y el humor para uno mismo (Mahon, 2007).

Phillips (2015) distingue ciertas características principales de estos usuarios: como el uso de la anonimidad, la autopercepción y definición como *Troll*; la diversión a costa de los otros y un comportamiento antagonista o disruptivo, utilizado principalmente a través de la molestia activa a otros usuarios. A su vez, el *Troll* utilizaría diferentes técnicas disgrarias para hacer efectiva su conducta, como buscar posiciones alienistas, ser poco empático o agresivo en temas socialmente sensibles o engañar pretendiendo brindar una ayuda o un consejo (Phillips, 2015). Johnson, Cooper, y Chin (2008) hacen una diferencia con otro fenómeno de Internet que generalmente causa solapamiento con el *Trolling*: el *Flaming*, el cual se define como una expresión genuina de hostilidad y agresión, sin tener un elemento de engaño. Generalmente, el *Flaming* es un mensaje enviado con características emocionales negativas, usando lenguaje ofensivo o profano para infiligr daño a una persona o a una organización (Alonzo & Aiken, 2004). Estos mensajes son generalmente recibidos como una ofensa, induciendo -a su vez- emociones negativas en quien los lee o causando ira (Johnson, Cooper, & Chin 2009).

Por otro lado, Sest y March (2017) lo diferencian del concepto de *Cyber-bullying*, el cual es mucho más directo, con un fin determinado -el propósito instrumental de acosar a una víctima más débil y obtener recursos sociales o físicos con el maltrato- y dónde la víctima es conocida

por el agresor.

Las consecuencias de sufrir agresión online - como puede ser el *Trolling*- son notorias para la víctima: ansiedad, depresión, y, en algunos casos, suicidio (Kowalski, Giumetti, Schroeder, & Lattanner, 2014; Mehari, Farrell, & Le, 2014). Si bien se han estudiado en menor medida las consecuencias psicosociales de perpetrar comportamientos agresivos *online*, algunas investigaciones señalan que ésta se asocia con un peor funcionamiento psicosocial (por ejemplo, Wong, Chan, & Cheng, 2014). Fletcher et al., (2014) detectaron que quienes agredían *online* mostraban mayores dificultades psicológicas y una peor calidad de vida. Bauman, Toomey, y Walker (2013) e Hinduja y Patchin (2010) encontraron que perpetrar agresión *online* se asociaba con intentos de suicidio.

Siendo un comportamiento actualmente muy frecuente en el ámbito de Internet, la necesidad de una escala para medir el *Trolling* a nivel nacional es evidente. La *Global Assessment of Internet Trolling* (GAIT, Buckels et al., 2014) es uno de los pocos instrumentos existentes para medir este comportamiento disruptivo a nivel internacional. El mismo consta de cuatro ítems con respuestas de tipo Likert, de los cuales los tres primeros se enfocan en la experiencia y el disfrute que causa el *Trolling* y el restante en la identificación del usuario con la subcultura de Internet y el comportamiento del *Troll*. Si bien existen muchas técnicas de recolección de datos, como las observaciones, entrevistas, las listas de chequeo; las ventajas de los autoinformes radican en que son técnicas de fácil aplicación, interpretación, con bajos costos económicos y pueden aplicarse en múltiples ocasiones para ver cómo evoluciona un constructo (Hartung, Little, Allen, & Page, 2011). Por otra parte, una ventaja del cuestionario GAIT es que se compone sólo de cuatro preguntas. Un primer paso para investigar cualquier conducta, es desarrollar o adaptar un instrumento de buenas bondades psicométricas, como lo es el GAIT.

Con respecto a las variables psicológicas asociadas al *Trolling*, una de las más importantes es la *tríada oscura* de la personalidad. Esta se define como rasgos negativos o aversivos de personalidad (maquiavelismo, narcisismo y psicopatía), pero que son comunes en población normal (Furnham, Richards, & Paulhus, 2013). Buckels et al. (2014) hallaron con el GAIT una correlación importante entre la psicopatía y el

sadismo, o en inglés “*everyday sadism*”, con el comportamiento *Troll*, lo cual puede entenderse como una actividad disfrutada por el perpetrador. Esto también fue confirmado por Craker y March (2016) y March, Grieve, Marrington, y Jonason (2017). El sadismo es considerado, por algunos autores, como un cuarto rasgo de la personalidad oscura (Buckels, Jones, & Paulhus, 2013; Chabrol, Leeuwen, Rodgers, & Séjourné, 2009).

Otro importante constructo asociado a las agresiones *online* es el uso problemático o adicción a las nuevas tecnologías. Este se define como una preocupación constante por las nuevas tecnologías, incapacidad para controlar su uso (necesidad de estar conectado todo el tiempo a Internet) y continuar con su uso compulsivo, a pesar de los problemas para la salud física y mental (Young, 2011). Una de las adicciones más comunes a este respecto es la adicción a Internet (Lam-Figueroa et al., 2011). Algunos estudios detectaron que el uso problemático de nuevas tecnologías se asociaba con mayor perpetración de agresiones *online* (Gámez-Guadix, Borrajo, & Almendros, 2016; Juvonen & Gross, 2008), y en el caso de los hombres, con un comportamiento antisocial *online* más frecuente (Zweig, Dank, Yahner, & Lachman, 2013). Si bien no se detectaron estudios que examinaran la relación entre el *Trolling* y el uso problemático o adicción a las nuevas tecnologías, es probable que ambos estén asociados, como sucede con otros comportamientos agresivos *online* -el *Cyber-bullying*, por ejemplo- ya que ambos son agresiones intencionales mediante las nuevas tecnologías.

En lo relativo a los pocos estudios disponibles en la Argentina, González Caino y Resett, (2017) encontraron diferencias significativas en el *Trolling* debido a niveles más altos en los hombres en comparación con las mujeres -utilizando el GAIT como instrumento de medición-. Este estudio demostró, por otra parte, una correcta consistencia interna de dicha escala con α de Cronbach = .86, similar al encontrado por Sest y March (2017) en población australiana. Sin embargo, dicho estudio -al margen de evaluar la consistencia interna del instrumento- no evaluó otras propiedades psicométricas, como la estructura factorial del test o su validez de constructo. Por lo cual, este es el primer estudio en el mundo en evaluar exclusivamente las propiedades psicométricas del GAIT. El examinar

en detalle las propiedades psicométricas de un instrumento para evaluar el *Trolling* -fenómeno reciente y de gran relevancia- es de una notable importancia. No sólo por el valor teórico del mismo y con fines de investigación –un *screening* breve y autoadministrable pero válido y confiable- sino también con fines de una pronta detección y prevención de la problemática -principalmente en la gente joven, como adolescentes y universitarios, quienes más usan las nuevas tecnologías y están mayormente expuestos a sus riesgos-. Para poder desarrollar actividades de prevención en escuelas y universidades, las cuales estén orientadas a adolescentes y universitarios. Una herramienta útil para evaluar el nivel de *Trolling* en dicho contexto, como la efectividad de las actividades de prevención, puede ser mediante el GAIT.

Por todo lo dicho, los objetivos del presente estudio fueron: Explorar la estructura factorial del Cuestionario de *Trolling* GAIT en dos muestras de adultos argentinos y su invarianza de medición, estudiar la validez convergente de dicho cuestionario y, por último, observar la confiabilidad interna del GAIT.

Método

Participantes

La primer muestra utilizada, $N = 437$, fue seleccionada de forma intencional y estuvo constituida por adultos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Gran Buenos Aires y fue empleada para un análisis factorial exploratorio. Para conformar la muestra, se tomaron como criterios de inclusión: adultos de ambos sexos, con edades entre 18 y 56 años, que hubieran completado al menos sus estudios primarios y que estuvieran familiarizados con las nuevas tecnologías –como celulares y computadoras por el tema de estudio-. Con respecto a la edad, la media de la misma era 24.9 años ($DE = 8.5$). En lo referente al sexo, 35% fueron varones y 65% mujeres. El 56% vivía con al menos uno de sus padres, 5% con otros familiares que no eran sus progenitores, el 13% con su pareja, el 4% con amigos, el 12% solo y el resto, en otras situaciones. Una segunda muestra intencional de 532 adultos de Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Gran Buenos Aires de ambos sexos, entre 18 y 58 años y que hubieran completado al menos sus estudios primarios, se constituyó para realizar un análisis factorial confirmatorio. Con respecto a la

edad, la media era 25.4 años ($DE = 7.3$). En lo referente al sexo, 42% fueron varones y 58% mujeres. El 55% vivía con al menos uno de sus padres, 3% con otros familiares que no eran sus progenitores, el 16% con su pareja amorosa, el 5% con amigos, el 14% solo y el resto, en otras situaciones.

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico. Se evalúa sexo, edad, entre otros.

Cuestionario de Evaluación Global de Trolling en Internet (GAIT). Diseñado por Buckels et al. (2014). Se compone de cuatro preguntas que se contestan en una escala Likert de cinco puntos que van de 1 (*fuertemente en desacuerdo*) a 5 (*muy de acuerdo*). Los ítems son: “He enviado a las personas a sitios de internet desagradables sólo por placer”; “Me gusta molestar, burlarme o insultar a las personas en la Internet (como en foros o páginas Web)”, “Me gusta molestar a los otros jugadores en los juegos de video en red o de Internet” y “Mientras más linda es una cosa, más deseo destruirla”. Las primeras tres preguntas miden el llevar a cabo el *Trolling* y disfrutarlo, mientras que la última pregunta inquierte sobre la identificación con la cultura *Trolling*. Las preguntas pueden sumarse o promediarse para derivar un puntaje global. Dicho instrumento demostró buenas propiedades psicométricas, como α de Cronbach = .82, como validez de constructo al mostrar su asociación con la tríada oscura de la personalidad (Buckels et al., 2014), como validez predictiva (Sest & March, 2017). En el presente estudio se tomó la versión argentina de González Caino y Resett (2017) que en trabajos pilotos demostraron buena consistencia interna.

Escala breve de tríada oscura de la personalidad -Short Dark Triad; SD3 (Jones & Paulhus, 2014). El SD3 es un instrumento de 27 ítems dividido en tres subescalas para medir cada rasgo de la tríada oscura de la personalidad: maquiavelismo, narcisismo y psicotismo, con nueve ítems para cada dimensión. Presenta una opción de respuestas de tipo Likert con cinco opciones (*De totalmente en desacuerdo* a *Totalmente de acuerdo*), las cuales se puntúan de 1 a 5 y se promedian. Sus propiedades psicométricas -validez y confiabilidad- están bien determinadas en el primer mundo (Furnham et al., 2013; Jones & Paulhus, 2014) y en la Argentina

(González Caino & Resett, 2018). Las α de Cronbach fueron .75, .66 y .70 en el presente estudio, respectivamente.

Escala de adicción a internet (Lam-Figueroa et al., 2011). Se trata de una escala de 11 preguntas las cuales miden la adicción a la Internet y presenta dos dimensiones: sintomatología conductual con ocho preguntas (estar mucho tiempo conectado, dedicarle más tiempo del que debería, sentirse mal cuando no se está conectado, entre otros) y disfuncionalidad con tres preguntas (problemas asociados con la adicción: faltar al trabajo o la facultad por estar mucho tiempo conectado, descuidar el hogar o las tareas domésticas, entre otros). Cada ítem cuenta con respuestas de opción múltiple tipo Likert de cuatro opciones: *Muy rara vez* (1), *Rara vez* (2), *A menudo* (3) y *Siempre* (4). Dicho instrumento mostró adecuada estructura factorial y consistencia interna (Lam-Figueroa et al., 2011). También conserva sus propiedades psicométricas en nuestro país (González Caino & Resett, 2018). Las α de Cronbach en el presente estudio fueron .86 y .67, respectivamente.

Procedimiento y análisis de datos

Se les explicó a los participantes la finalidad del estudio y se les aseguró la confidencialidad y el anonimato de las respuestas. Los datos se analizaron en el programa Estadístico para las Ciencias Sociales SPSS versión 23 y el programa MPLUS 6 para el análisis factorial confirmatorio y para el estudio de la invarianza de medición con el procedimiento multigrupo. Se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio –ya que se hipotetizaba que el constructo subyacente, esto es los factores, eran los responsables de los puntajes en las variables- debido a que los indicadores absolutos de asimetría y curtosis para los ítems del cuestionario de *Trolling* se hallaban dentro de valores esperados y no eran extremos, lo cual atenúa los efectos de distribuciones que se apartan ligeramente de la normalidad con una $N = > 200$ casos (Tabachnick & Fidell, 2013). Para la asimetría los valores iban de 1.75 a 2.99 y de 1.66 a 3.00 para la primera y segunda muestra, respectivamente. Para la curtosis los valores iban de 1.94 a 7.98 y de 1.91 a 8.00, para la primera y segunda muestra, respectivamente. Valores de asimetría mayores a 3 y de curtosis de 8 a 20 o más son considerados como extremos (Kline, 2015). Así se llevó a cabo el análisis factorial

exploratorio con el método de máxima verosimilitud (ML) -el análisis de componentes principales se desaconseja en la actualidad- debido a que los valores de curtosis y asimetría aquí hallados no eran extremos y a que las alternativas de respuesta eran de varias opciones (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). Como los valores se apartaban de la distribución normal -un valor de curtosis mayor a 2 es considerado alejado de la normalidad (Boomsma & Hoogland, 2001)- el análisis factorial confirmatorio se realizó con el método de máxima verosimilitud robusto (MLM), como se sugiere a este respecto (Byrne, 2012). Se comenzó por realizar un análisis factorial exploratorio (un estudio de calibración), para luego

realizar un análisis confirmatorio (un estudio de replicación) debido a que no existen estudios de ninguno de los tipos sobre su estructura factorial ni en la Argentina ni en el primer mundo. El estudio de invariancia de medición para comparar los resultados de la primera muestra con los de la segunda se realizó también con el método de MLM. Para examinar la validez concurrente se realizaron correlaciones de Pearson entre los puntajes de los distintos test.

Resultados

En la [Tabla 1](#) se muestran los estadísticos descriptivos de los cuatro ítems del GAIT para ambas muestras.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los ítems del Cuestionario de Trolling (GAIT)

Ítem	M (DE)	Min.	Max.	M (DE)	Min.	Max.
1. He enviado a las personas a sitios de internet desagradables	1.59 (1.03)	1	5	1.63 (1.08)	1	5
2. Me gusta molestar insultar o burlarme de las personas	1.36 (.76)	1	5	1.38 (.79)	1	5
3. Me gusta molestar a otros jugadores en los juegos de video	1.55 (1.05)	1	5	1.51 (1.12)	1	5
4. Mientras más linda es una cosa, más me gusta destruirla	1.22 (.59)	1	5	1.18 (.63)	1	5
<i>N</i> = 437			<i>N</i> = 532			

Para evaluar la estructura factorial del GAIT, en primer lugar, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con los cuatro ítems con el método de máxima verosimilitud. Se solicitó la extracción de autovalores mayores a 1. El cálculo del índice de adecuación muestral Kaiser–Meyer–Oklin (KMO) = .76 y la prueba de esfericidad de Bartlett, $\chi^2 = 417.83$; $p < .001$ indicaron que era apropiado llevarlo a cabo.

En la [Tabla 2](#) se presentan los resultados, los cuales arrojaban un modelo unifactorial que explicaba un 48% de la variancia, con todas las preguntas cargando por encima de .571, como se muestra en dicha tabla. El ajuste del modelo indicaba una estructura unifactorial $\chi^2 = 4.77$; $p = .11$.

Para continuar examinando su estructura factorial, al llevar a cabo un análisis factorial con-

firmatorio (AFC) con las cuatro preguntas del GAIT mediante el procedimiento de máxima verosimilitud robusto (MLM) para poner a prueba un modelo de medición unifactorial con la primera muestra, como se presenta en la [Figura 1](#). Se halló un buen ajuste del modelo, como se muestra en la [Tabla 2](#) (Modelo 1).

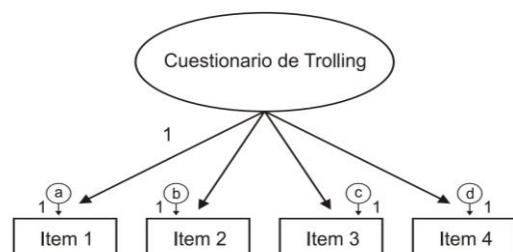


Figura 1. Modelo de medición unifactorial para el Cuestionario de Trolling (GAIT)

Tabla 2

Cargas factoriales para las preguntas del Cuestionario de Trolling (GAIT)

Ítem	Factor 1
He enviado a las personas a sitios de internet desagradables	.687
Me gusta molestar insultar o burlarme de las personas	.786
Me gusta molestar a otros jugadores en los juegos de video	.621
Mientras más linda es una cosa, más me gusta destruirla	.571

Nota. $N = 437$

Las cargas factoriales de cada ítem eran significativas ($ps < .001$) y fluctuaban de .571 a

.786. Con respecto a la varianza media extractada, la misma era 1.51.

Para evaluar la invarianza de medición del GAIT, se llevó a cabo un AFC con el mismo procedimiento para la segunda muestra. Como se ve en la Tabla 3, también se detectó un buen ajuste del modelo (Modelo 2). Las cargas factoriales de cada ítem eran significativas ($ps < .001$) y fluctuaban de .559 a .776. A continuación, se procedió a realizar un análisis factorial confirmatorio multigrupo con el método MLM para obtener un modelo configuracional (modelo de base) en el cual los parámetros pueden variar libremente para ambas muestras. El ajuste era adecuado, como se muestra en la Tabla 3 (Modelo 3).

Tabla 3

Ajuste de los modelos del GAIT

Modelo (M)	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2$	Δdf	ΔCFI
M1	1.967	2	.374	.999	.998	.001	.02			
M2	1.005	2	.605	.998	.997	.001	.01			
M3	6.616	4	.158	.997	.991	.032	.01			
M4	6.932	8	.554	.999	.999	.001	.014	.314	4	.002

Nota. df = grados de libertad. CFI = Comparative Fix Index. TLI = Tucker-Lewis Index. RMSEA = raíz del residuo cuadrático promedio. SRMR = residuales estandarizados al cuadrado. $\Delta\chi^2$ = diferencia de χ^2 entre los modelos. Δdf = diferencia entre los grados de libertad de los modelos. ΔCFI = diferencia de CFI entre los modelos. M1. Modelo 1 varones. M2. Modelo 2 varones. M3. Modelo configuracional. M4. Modelo restringido.

Para evaluar el modelo restringido, se restringieron las cargas factoriales de los ítems del GAIT -los residuales de los errores de medición no se restringieron debido a que como indican numerosos autores no es un procedimiento habitual (por ejemplo, [Byrne, 2010](#))- y se detectó un ajuste satisfactorio, como se ve en la Tabla 3 (Modelo 4). Si bien el ajuste de ambos modelo era adecuado, esto no es criterio suficiente para determinar la invarianza de medición de un instrumento ([Byrne, 2010, 2012](#)). Por lo cual, al comparar el $\Delta\chi^2$ entre ambos modelos –el cual se muestra en la Tabla 1-, este no era significativo. El valor de χ^2 para MLM no puede computarse usando el método regular, como cuando uno emplea máxima verosimilitud (por ejemplo, [Byrne, 2012](#)). En el presente trabajo se realizó dicho cómputo siguiendo los lineamientos por dicha

autora. El factor de corrección para el primer modelo fue 1.950 y para el segundo, 2.302, lo cual arrojaba un valor de .956278, el cual con $df = 4$ no era significativo. Una clara exposición de cómo calcular el $\Delta\chi^2$ para MLM y por qué usar dicho método se halla en [Byrne \(2012\)](#). La diferencia de ΔCFI con .002 también indicaba invarianza de medición ya que era menor a $< .01$ ([Cheung & Rensvold, 2002](#)).

Para explorar la validez concurrente del GAIT, se llevaron a cabo correlaciones de Pearson entre los puntajes de dicho cuestionario y adicción a Internet y la tríada oscura de personalidad. En la Tabla 4 se presentan las correlaciones entre adicción a Internet, tríada oscura de personalidad y *Trolling*. Como se muestra en dicha tabla, los puntajes de *Trolling* correlacionaban positiva y significativamente con la sintomatología

Tabla 4

Correlaciones de Pearson entre adicción a Internet, tríada oscura de personalidad y Trolling

	Trolling	Sintomatología	Disfuncionalidad	Maquiavelismo	Narcisismo	Psicopatía
Trolling	1	-	-	-	-	-
Sintomatología	.186***	1	-	-	-	-
Disfuncionalidad	.306***	.548***	1	-	-	-
Maquiavelismo	.377**	.218**	.184**	1	-	-
Narcisismo	.242***	.284***	.244***	.351***	1	-
Psicopatía	.503***	.195***	.273***	.490***	.410***	1

Nota. *** La correlación es significativa al nivel $p < .001$. $N = 437$.

conductual, la disfuncionalidad, el maquiavelismo, el narcisismo y la psicopatía.

Al explorar la confiabilidad del GAIT, el α de Cronbach era .74 y .72 para la primera y segunda muestra respectivamente. Al evaluar la correlación de cada ítem con el puntaje total corregido con respecto al impacto del ítem en cuestión, se hallaron correlaciones sumamente aceptables. Las mismas fluctuaban de .497 a .638 y de .483 a .622, respectivamente. La confiabilidad compuesta arrojaba un valor de .81. y .80, respectivamente.

Discusión

El propósito del presente trabajo era evaluar las propiedades psicométricas del *Cuestionario Global de Trolling* (GAIT) de [Buckels et al. \(2014\)](#), el cual es uno de los más usados para medir dicha conducta en el mundo, aunque casi no hay estudios psicométricos de sus propiedades, tanto a nivel internacional como nacional. Por lo cual, la fortaleza de este trabajo consiste en ser el primero en el mundo en evaluar sistemáticamente las propiedades psicométricas del GAIT. Para este fin se constituyó una muestra de 437 adultos de Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Gran Buenos Aires de ambos sexos entre 18 y 56 años (edad media = 24.9) y una muestra de 532 adultos de Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Gran Buenos Aires de ambos sexos entre 18 y 58 años (edad media = 25.4).

En lo referente a la estructura factorial, tanto en el análisis exploratorio como en el confirmatorio, se halló un modelo de medición unifactorial. En el análisis factorial exploratorio dicha estructura explicaba un 48% de la varianza y todos los ítems cargaban por encima de .571, lo cual era satisfactorio según diversos autores (por ejemplo, [Kline, 2013](#)). En lo relativo al análisis factorial confirmatorio, este arrojaba un ajuste muy

adecuado para las dos muestras: el χ^2 no era significativo y los índices de ajustes (CFI, TLI, RMSEA y SRMR) eran satisfactorios, valores de CFI y TLI por encima de .90 y RMSEA y SRMR por debajo de .10, son adecuados ([Bentler, 1992](#); [Byrne, 2010](#)). También los valores estaban dentro de criterios más exigentes de CFI y TLI mayores de .95 y RMSEA y SRMR menores de .05 ([Hu & Bentler, 1999](#)). Incluso se hallaban muy cercanos a criterios de CFI mayor de .97 y RSMEA y SRMR menor de .07, los cuales toman el número de variables observadas y sugieren, además, que el χ^2 debe ser no significativo ([Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010](#)), como aquí se detectó. La varianza media extractada era correcta ya que se encontraba por encima de .50. Por otra parte, también se detectaba invarianza de medición del GAIT entre ambas muestras sugiriendo una estructura unifactorial.

Con respecto a su validez concurrente, se observaron asociaciones significativas y positivas del GAIT con las tres dimensiones de la personalidad oscura: una correlación mediana con maquiavelismo, correlación alta con psicopatía y una correlación pequeña con narcisismo, los cuales coinciden con los resultados de [Lopes y Yu \(2017\)](#). También coinciden -aunque parcialmente- con los de [Buckels et al. \(2014\)](#) quienes hallaron asociaciones con maquiavelismo y psicopatía, pero no detectaron correlaciones entre narcisismo y *Trolling*. Asimismo, [Craker y March \(2016\)](#) detectaron correlaciones significativas con psicopatía. Cabe aclarar que las asociaciones detectadas por [Buckels et al. \(2014\)](#) con el mismo instrumento para evaluar *Trolling* eran de un tamaño mediano para maquiavelismo y psicopatía, mientras que aquí eran medianas o grandes. En lo relativo a la relación con adicción a Internet, la sintomatología conductual mostró tener

una correlación pequeña con el *Trolling*, mientras que la dimensión de disfuncionalidad presentó una correlación mediana. Otros estudios, aunque no enfocados en el *Trolling*, sino en otros comportamientos agresivos *online*, también detectaron la asociación entre uso problemático de nuevas tecnologías y la agresión *online* (Gámez-Guadix et al., 2016; Juvonen & Gross, 2008).

Con respecto a su consistencia interna, la misma se hallaba por encima de .70 para la primera y segunda muestra, por lo cual los resultados eran satisfactorios, ya que un índice entre .70 y .80 se considera una adecuada estimación de consistencia interna (DeVellis, 2012; Kaplan & Saccuzzo, 2006). Por otra parte, también es aceptable un criterio menor (alrededor de .60) en escalas que tienen escaso número de ítems, según Loewenthal (2001), como es el caso del presente cuestionario que sólo contaba con cuatro preguntas. Buckels et al. (2014) detectaron un valor casi semejante con .82. Otros estudios extranjeros (por ejemplo, Sest & March, 2017) hallaron .84, pero agregaron más ítems a los cuatro originales. También la confiabilidad compuesta era adecuada, ya que se hallaba por encima de .70.

Todos estos resultados indicarían validez concurrente para el cuestionario de *Trolling*. El que algunas asociaciones fuesen pequeñas o medianas puede explicarse por el hecho de que los constructos en psicología se hallan multideterminados. Además de la personalidad oscura y la adicción a Internet, otros factores pueden explicar el *Trolling*: por ejemplo, impulsividad, temperamento, influencias sociales, familiares, nivel socioeconómico, entre otros.

A pesar de ser la Argentina un país menos desarrollado y de otra tradición cultural diferente a las del primer mundo, como lo son los países del norte de Europa, Estados Unidos o Canadá, estos hallazgos sugerirían que en la presente muestra de la Argentina este instrumento presentaría evidencia de bondad psicométrica.

Este estudio tiene una serie de limitaciones que hay que mencionar: haber sido llevado a cabo con una muestra intencional de adultos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y Gran Buenos Aires, Argentina, y con dos muestras de tamaño mediano. Por otra parte, los datos han sido recogidos mediante el autoinforme, lo cual infla artificialmente las relaciones entre las

variables por la varianza compartida por el método de recolección de datos. Asimismo, el autoinforme tiene conocidas limitaciones: sesgo en las respuestas, falta de honestidad en las mismas o marcar alternativas socialmente deseables, principalmente en una conducta negativa como el *Trolling* y en donde muchos participantes -por su misma antisocialidad o cultura *Troll*- pueden haber respondido con mucha deshonestidad, ironía u ocultando información crítica. También el que el estudio haya sido transversal no permite evaluar su confiabilidad test/re-test y no permite inferir la direccionalidad de la causalidad entre las variables. Así es posible que ser *Troll* lleve a ser más adicto a la Internet, pero también puede ser que pasar largas horas en Internet conlleve lentamente a ser más agresivo e insensible con los demás; o que los rasgos de la personalidad oscura hagan covariar conjuntamente al *Trolling* y al uso problemático de Internet -por lo cual esta última asociación sea espuria-. Finalmente, el haber evaluado el *Trolling* con sólo cuatro ítems es una limitación. Por otra parte, la validez concurrente se evaluó con correlaciones de Pearson y no con otros métodos más sofisticados, como los modelos estructurales, lo cual es una limitación.

Futuros estudios deberían examinar esta problemática en muestras de mayor tamaño y seleccionadas al azar de diversas provincias de la Argentina, para poder generalizar los resultados y determinar si mantiene su invariancia de medición a través de las distintas provincias. Una cuestión relevante es que futuras investigaciones deberían ser longitudinales, tanto para examinar su consistencia test/re test como para determinar qué tan estable temporalmente es el *Trolling* -considerando los rápidos cambios que se dan con las nuevas tecnologías-. Subsiguentes investigaciones deberían incluir el sadismo como un cuarto rasgo de la personalidad oscura. Finalmente, sería deseable evaluar la validez concurrente con otras conductas agresivas *online* relacionadas con el *Trolling*, como el Cyberbullying, en los cuales ya existen instrumentos con sólidas propiedades psicométricas comprobadas.

Referencias

- Alonso, M., & Aiken, M. (2004). Flaming in electronic communication. *Decision Support Systems*, 36(3), 205-213. doi: 10.1016/S0167-9236(02)00190-2
Bauman, S., Toomey, R. B., & Walker, J. L. (2013).

- Associations among bullying, cyberbullying, and suicide in high school students. *Journal of Adolescence*, 36(2), 341–350. doi: 10.1016/j.adolescence.2012.12.001
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404. doi: 10.1037/0033-295X.112.3.400
- Boomsma, A., & Hoogland, J. J. (2001). The robustness of LISREL modeling revisited. En R. Cudeck, S. Du Toit, & D. Sörbom (Eds.) *Structural equation models: Present and future. A Festschrift in honor of Karl Jöreskog* (139-168). Chicago: Scientific Software International.
- Buckels, E. E., Jones, D. N., & Paulhus, D. L. (2013). Behavioral confirmation of everyday sadism. *Psychological Science*, 24(11), 2201–2209. doi: 10.1177/0956797613490749
- Buckels, E. E., Trapnell, P., & Paulhus, D. L. (2014). Trolls just want to have fun. *Personality and Individual Differences*, 67, 97-102. doi: 10.1016/j.paid.2014.01.016
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Nueva York: Routledge.
- Byrne, B. (2012). *Structural equation modeling with MPLUS: Basic concepts, applications, and programming*. Nueva York: Routledge.
- Chabrol, H., Leeuwen, N. V., Rodgers, R., & Séjourné, N. (2009). Contributions of psychopathic, narcissistic, Machiavellian, and sadistic personality traits to juvenile delinquency. *Personality and Individual Differences*, 47(7), 734–739. doi: 10.1016/j.paid.2009.06.020
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- 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. doi: 10.1016/j.paid.2016.06.043
- Crystal, D. (2001). *Language and the Internet*. Nueva York: Cambridge University Press.
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale Development: Theory and Applications*. Thousand Oak: Sage.
- Dynel, M. (2016). "Trolling is not stupid": Internet trolling as the art of deception serving entertainment'. *Intercultural Pragmatics*, 13(3), 353-381. doi: 10.1515/tp-2016-0015
- Fletcher, A., Fitzgerald-Yau, N., Jones, R., Allen, E., Viner, R. M., & Bonell, C. (2014). Brief report: cyberbullying perpetration and its associations with socio-demographics, aggressive behaviour at school, and mental health outcomes. *Journal of Adolescence*, 37(8), 1393–1398. doi: 10.1016/j.adolescence.2014.10.005
- Furnham, A., Richards, S. C., & Paulhus, D. L. (2013). The Dark Triad of personality: A 10 year review. *Social and Personality Psychology Compass*, 7(3), 199-216. doi: 10.1111/spc3.12018
- Gámez-Guadix, M., Borrajo, E., & Almendros, C. (2016). Risky online behaviors among adolescents: Longitudinal relations among problematic Internet use, cyberbullying perpetration, and meeting strangers online. *Journal of Behavioral Addictions*, 5(1), 100-107. doi: 10.1556/2006.5.2016.013
- González Caino, P., & Resett, S. (agosto, 2017). *Aplicación de un cuestionario de Trolling en una muestra argentina y diferencias de sexo y edad*. Trabajo presentado en la XVI Reunión de la Asociación Argentina de Ciencias del Comportamiento, San Luis, Argentina.
- González Caino, P., & Resett, S. (mayo, 2018). *Predicting trolling behavior from dark personality, problematic use of new technologies, and sex*. Trabajo presentado en la Conferencia Anual de las Ciencias Psicológicas, San Francisco, Estados Unidos.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis*. Nueva York: Pearson.
- Hardaker, C. (2010). Trolling in asynchronous computer mediated communication: From user discussions to academic definitions. *Journal of Political Research*, 6(2), 215-242. doi: 10.1515/JPLR.2010.011
- Hartung, C., Little, C. S., Allen, E. K., & Page, M. (2011). A psychometric comparison of two self-report measures of bullying and victimization: Differences by sex and grade. *School Mental Health*, 3(1), 44-57. doi: 10.1007/s12310-010-9046-1
- Herring, S. C., Job-Sluder, K., Scheckler, R., & Barab, S. (2002). Searching for Safety Online: Managing "Trolling" in a Feminist Forum. *The Information Society*, 18(5), 371-384. doi: 10.1080/01972240290108186
- Hinduja, S., & Patchin, J. W. (2010). Bullying, cyberbullying, and suicide. *Archives of Suicide Research*, 14(3), 206–221. doi: 10.1080/13811118.2010.494133
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Johnson, N., Cooper, R., & Chin, W. (2008). The effect of flaming on computer-mediated negotiations. *European Journal of Information Systems* 17(4), 417-434. doi: 10.1057/ejis.2008.22.
- Johnson, N., Cooper, R., & Chin, W. (2009). Anger and

- flaming in computer-mediated negotiation among strangers. *Decision Support Systems*, 46(3), 660-672. doi: 10.1016/j.dss.2008.10.008
- Jones, D., & Paulhus, D. (2014). Introducing the short Dark Triad (SD3): A brief measure of dark personality traits. *Assessment*, 21(1), 28-41. doi: 10.1177/1073191113514105
- Juvonen, J., & Gross, E. F. (2008). Extending the school grounds? — Bullying experiences in cyberspace. *Journal of School Health*, 78(9), 496-505. doi: 10.1111/j.1746-1561.2008.00335.x
- Kaplan, R. M., & Saccuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas: principios, aplicaciones y temas* (6ta ed.). Madrid: International Thomson.
- Kline, R. (2013). Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. En Y. M. Petscher, C. Schatschneider, & D. L. Compton (Eds.), *Applied Quantitative Analysis in Education and the Social Sciences*. Nueva York: Routledge.
- Kline, R. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4ta ed.). Nueva York: Guilford.
- Kowalski, R. M., Giumetti, G. W., Schroeder, A. N., & Lattanner, M. R. (2014). Bullying in the digital age: A critical review and meta-analysis of cyberbullying research among youth. *Psychological Bulletin*, 140(4), 1073-1137. doi: 10.1037/a0035618
- Lam-Figueroa, N., Contreras-Pulache, H., Mori-Quispe, E., Nizama-Valladolid, M., Gutiérrez, C., Hinostroza-Camposano, W., ... Hinostroza-Camposano, W. (2011). Adicción a internet: Desarrollo y validación de un instrumento en escolares adolescentes de Lima, Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 28(3), 462-469. doi: 10.17843/rpmesp.2011.283.524
- 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. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Loewenthal, K. M. (2001). *An introduction to psychological tests and scales* (2da ed.). Londres: Psychology Press.
- Lopes, B., & Yu, H. (2017). Who do you troll and Why: An investigation into the relationship between the Dark Triad Personalities and online trolling behaviours towards popular and less popular Facebook profiles. *Computers in Human Behavior*, 77, 69-76. doi: 10.1016/j.chb.2017.08.036.
- Mahon, J. (2007). A definition of deceiving. *International Journal of Applied Philosophy*, 21(2), 181-194. doi: 10.5840/ijap20072124
- 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. doi: 10.1016/j.paid.2017.01.025
- Mehari, K. R., Farrell, A. D., & Le, A. H. (2014). Cyberbullying among adolescents: Measures in search of a construct. *Psychology of Violence*, 4(4), 399-415. doi: 10.1037/a0037521
- Phillips, W. (2015). *This is why we can't have nice things: Mapping the relationship between online trolling and mainstream culture*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Shachaf, P., & Hara, N. (2010). Beyond vandalism: Wikipedia trolls. *Journal of Information Science*, 36(3), 357-370. doi: 10.1177/0165551510365390
- Sest, N., & March, E. (2017). Constructing the cyber-troll: Psychopathy, sadism, and empathy. *Personality and Individual Differences*, 119, 69-72. doi: 10.1016/j.paid.2017.06.038
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics*. Massachusetts: Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Wong, D. S., Chan, H. C. O., & Cheng, C. H. (2014). Cyberbullying perpetration and victimization among adolescents in Hong Kong. *Children and Youth Services Review*, 36, 133-140. doi: 10.1016/j.childyouth.2013.11.006
- Young, K. S. (2011). CBT-IA: The first treatment model for internet addiction. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 25(4), 304-312. doi: 10.1891/0889-8391.25.4.304
- Zweig, J., Dank, M., Yahner, J., & Lachman, P. (2013). The rate of cyber dating abuse among teens and how it relates to other forms of teen dating violence. *Journal of Youth and Adolescence*, 42(7), 1063-1077. doi: 10.1007/s10964-013-9922-8.