

Validación de la escala de *sexting* (ECS) en una muestra de estudiantes universitarios de Perú

JOSÉ MANUEL RÍOS ARIZA^I

ANTONIO MATAS-TERRÓN^{II}

GERARDO CHUNGA CHINGUEL^{III}

ROCIO DEL PILAR RUMICHE CHÁVARRY^{IV}

<http://dx.doi.org/10.22347/2175-2753v13i38.2826>

Resumen

El *sexting* supone un riesgo de ciberseguridad, que puede atentar contra la integridad de la persona, por lo que debería identificarse lo antes posible. Para ello, se necesitan instrumentos que identifiquen esta conducta. Esta investigación tiene como objetivo validar la Escala de Conductas sobre *Sexting*, con una muestra incidental de 404 universitarios de Perú. La fiabilidad se analizó con los coeficientes de Cronbach y McDonald, y validez empírica con un análisis factorial exploratorio y otro confirmatorio. Los resultados indican la bondad de la escala. Finalmente, se comentan las diferencias entre géneros.

Palabras clave: *Sexting*. Análisis factorial confirmatorio. Educación Superior. Género.

Submetido em: 14/04/2020

Aprovado em: 07/01/2021

^I Universidad de Málaga, Málaga, Espanha; <https://orcid.org/0000-0003-1401-4932>; e-mail: amatas@uma.es.

^{II} Universidad de Málaga, Málaga, Espanha; <https://orcid.org/0000-0002-1879-8677>; e-mail: jmrios@uma.es.

^{III} InnovaTic, Chiclayo, Perú; <https://orcid.org/0000-0001-5037-2855>; e-mail: gerardo@recetastic.com.

^{IV} Universidad Católica Santo Toribio de Mogrovejo, Chiclayo, Perú; <https://orcid.org/0000-0001-8457-7330>; e-mail: rumiche@usat.edu.pe.

Validation of the sexting scale (ECS) in a sample of university students from Peru

Abstract

Sexting is a cybersecurity threat against the integrity of people; thus, it should be identified as soon as possible. To do this, we need an efficient assessment instrument. This study analyzes the psychometric properties of Scale of behaviors on sexting, with an intended sample of 404 university students from Peru. Reliability and validity were analyzed using Cronbach and MacDonald approaches, in addition to Exploratory and Confirmatory Factorial techniques. Results show good psychometric properties. Finally, gender differences are commented.

Keywords: Sexting. Confirmatory factorial analysis. High Education. Gender.

Validação da escala de *sexting* (ECS) em uma amostra de estudantes universitários do Peru

Resumo

O *sexting* é uma ameaça à cibersegurança que pode atentar contra a integridade das pessoas, pelo que deve ser identificado o mais rapidamente possível. Para tal, precisamos de um instrumento para identificá-lo adequadamente. Este estudo tem como objetivo analisar as propriedades psicométricas da Escala de Comportamentos em *Sexting*, com uma amostra incidental de 404 estudantes universitários do Peru. A fiabilidade e a validade foram analisadas utilizando os coeficientes de Cronbach e McDonald, para além de uma análise fatorial exploratória e outro confirmatória. Os resultados mostram boas propriedades psicométricas da escada. Finalmente, são comentadas as diferenças entre gênero.

Palavras-chave: *Sexting*. Análise factorial confirmatório. Ensino superior. Gênero.

Introducción

El delito de sextorción es uno de los que más ha aumentado dentro de los delitos cibernéticos. Según la empresa de Seguridad en Internet *Watchguard Techonologies* (2019), la sextorción se incrementó en 2018, siendo el segundo tipo de ataque o delito detectado. La sextorción se produce, generalmente, cuando se pide dinero o bien se acosa a una persona, porque el extorsionador afirma tener o tiene material audiovisual, fotos, textos o información, cuya publicación puede comprometer el prestigio, la imagen social y familiar de la persona que es extorsionada. Aunque la sextorción se puede producir por chantajes o acoso por visitar páginas pornográficas, una de las causas es fruto de materiales (vídeo, textos o audios) obtenidos a través de la conducta que denominamos *sexting*. Igualmente, esa posesión puede dar lugar a un ciberacoso.

El *sexting* consiste en compartir mensajes (enviar y recibir) a través de *smartphones* o redes sociales, fotografías o vídeos donde se muestra el cuerpo en situaciones más o menos sugerentes o explícitas sexuales (CHACÓN-LÓPEZ; ROMERO BARRIGA; ARAGÓN CARRETERO; CAURCEL CARA, 2016). El *sexting* es una de las conductas que ha facilitado que muchos adolescentes y jóvenes sufran ciberacoso. Esta conducta ha sido favorecida por el auge y disposición de dispositivos móviles conectados a Internet y el acceso, a los mismos, de una población muy joven, de niños y niñas y adolescentes. Las investigaciones sobre esta temática adquieren, por ello, gran relevancia.

Entre los estudios más recientes realizados en España, destacamos el de Larrañaga, Navarro y Yubebro (2018) que, con una muestra de 1.062 estudiantes, entre 12 y 18 años, de seis Institutos de Secundaria (12-18 años) de Castilla la Mancha (España), recogen que el 8,2% de los chicos y el 5,1% de las chicas afirman ser ciberagresores. En la otra parte de la realidad, Rey, Quintana-Orts, Mérida-López y Extremera (2018), con una muestra de 1.645 adolescentes españoles, de 12 a 18 años, reflejan que el 16,05% eran víctimas ocasionales o severas de ciberacoso. En su investigación ponen de manifiesto que, en las mujeres, el déficit de regulación emocional se asocia, de forma significativa, con un aumento de ser víctima.

Centrándonos en el *sexting* y en su relación con el ciberbullying en España, nos encontramos con el estudio de Alonso Ruido, Rodríguez Castro, Lameiras Fernández y Martínez Román (2017). En su investigación afirman que la práctica del *sexting* se

debe a múltiples causas, y que hay diferencias entre los adolescentes del entorno urbano con los rurales y por el género. Así, son ellas, el 58,1%, que afirman más que alguien les ha presionado para hacerlo, frente al 50,3% de los chicos. Igualmente, señalan que los chicos y las chicas más populares son los que más practican el *sexting*. Además, establecen una relación bidireccional, en el sentido de que los adolescentes que han sufrido *bullying* o ciberbullying tienen más probabilidades de hacer *sexting*, y este puede llevarles a situaciones de sextorción.

Las investigaciones vinculando el *sexting* con distintas características de la población que lo practica han ido proliferando. Entre los estudios con adolescentes, referimos los de Peris, Maganto y Kortabarría (2013), que afirman que los que tienen mayor autoestima física, social y erótica suelen colocar más publicaciones y fotografías en las redes sociales, tanto estéticas como eróticas. Por su parte, Gámez Guadix, Santisteban y Resett (2017) no encuentran diferencias entre hombres y mujeres, siendo la prevalencia del *sexting* de un 13,5%. La investigación se realizó con 3.223 estudiantes españoles. La edad de los participantes era entre 12 y 17 años, y con una distribución, aproximada del 50% entre hombres y mujeres. La prevalencia del *sexting* oscila según la edad de los participantes, entre el 3,4% a los 12 años, y el 36,1% a los 17 años. Encuentran que los estudiantes que practicaban *sexting* se caracterizaban por una mayor extroversión, neuroticismo, y menos responsabilidad y amabilidad.

El estudio de Agustina y Gómez-Durán (2016) se realiza con 149 estudiantes universitarios de Barcelona (de dos universidades públicas): un tercio de hombres y dos de mujeres. La edad medía era de 20,4 años y en su investigación se vincula el *sexting* con la tendencia a la promiscuidad, bajos estándares de modestia y privacidad, aprobación de la pornografía y ausencia de creencias morales. La prevalencia del *sexting* entre 18-22 años es del 9,6% y del 41,7% de 23-29 años. Igualmente, Rodríguez-Domínguez y Durán Segura (2019) realizaron un estudio con 171 adultos españoles, agrupados en dos intervalos de edad (18 – 26 años y 27 – 38 años). Los encuestados menores de 27 años realizan más *sexting*, tanto recibiendo como enviando, y lo realizan fundamentalmente con sus parejas, no sintiéndose presionados para realizarlo. Por otra parte, destacan el hecho de que no encontraron diferencias entre hombres y mujeres.

En una investigación con adultos jóvenes latinos en EUA, de entre 18 y 29 años, Castañeda (2017) afirma que el 55,26% había practicado *sexting* en los últimos seis meses con su pareja. Relacionó el *sexting* con la satisfacción, el placer y la permisividad sexual y no encontró diferencias vinculadas al género. García, Gesselman, Siliman, Perry, Coe y Fisher (2016) en otro estudio en EUA, con 5.805 solteros, encontraron casi la mitad de hombres y mujeres, con edades comprendidas entre los 21 y 75 años. El 21% han enviado y el 28% han recibido textos sexualmente explícitos, y el 22,9% lo ha compartido con amigos. Los encuestados que practican *sexting* están preocupados por las repercusiones sociales, en lo laboral y el bienestar psico-social que puede tener, si se conociera ese hecho. La preocupación es mayor en las mujeres, que estiman que pueden tener mayores consecuencias sociales negativas, y se sienten más incomodadas si los receptores, de sus textos o imágenes, las comparten con otras personas.

En el estudio de Drouin, Coupe y Temple (2017), el 62%, de la muestra afirma haber recibido mensajes con imágenes sexuales explícitas. El 56% tuvo *sexting* con su pareja y el 44% con una pareja casual. Casi la mitad de los adultos jóvenes manifestaron resultados positivos o neutros en relación al *sexting*. En las relaciones casuales, los jóvenes manifestaron más consecuencias negativas que positivas por el *sexting*; en estas circunstancias, las mujeres tienen una valoración más negativa que los hombres.

Madigan, Ly, Rash, Ouytsel y Temple (2018) realizaron un metaanálisis en el que seleccionaron 39 estudios, con adolescentes y jóvenes con una edad máxima de 18 años. El total de los participantes en las investigaciones fue 110.380, con una edad media de 15,16 años, siendo el porcentaje de mujeres el 52,8% del total. En su análisis, identifican que aumenta el uso de dispositivos móviles, frente a las computadoras, para hacer *sexting*. El *sexting* aumenta con la edad de los participantes y los estudios más recientes recogen una mayor prevalencia del *sexting* que los más antiguos. Así, se concluye que el *sexting* va en aumento. La prevalencia media para enviar imágenes y textos está en 14,8%, incrementándose hasta un 27,4% la de recibir; mientras que el reenvío no consentido está en un 8,4%.

Según Cruz Gómez y Soriano Ayala (2014), las investigaciones, sobre el *sexting* han estado focalizadas a vincularlo con comportamientos sexuales de riesgo, promiscuidad y con el abuso de drogas y alcohol. Sobre los rasgos de personalidad, relacionando el *sexting* con sujetos que tienen un puntaje alto en la búsqueda de

sensaciones, impulsividad, y con inclinaciones a actividades de riesgo. No obstante, consideran que, a pesar de los riesgos, hay que mirar el *sexting* de otra forma, puesto que los jóvenes no dejan de hacerlo, a pesar de los posibles riesgos. Además, afirman que parece que jóvenes deprimidos podrían estar usándolo para vincularse afectivamente con otras personas. Estiman que se deben abrir nuevas vías de investigación, indagando sobre posibles aspectos positivos que esté teniendo el *sexting*, en la relación de parejas, y no estigmatizarlo, porque puede ser una nueva forma de expresión y comunicación dentro de esta era de la información y comunicación.

En Ecuador, un entorno más similar al peruano, Espín Miniguano, Campoverde Quijano, Forero Vargas y Paredes Ruiz (2017) realizaron una investigación con estudiantes de un Centro Educativo. La muestra fue de 110 personas, de ambos géneros, con edades comprendidas entre los 14 y 18 años. Los autores afirman que la práctica del *sexting* está creciendo entre los adolescentes, y especialmente, en la recepción de mensajes e imágenes sexuales (el 60% los han recibido). El 11% ha realizado *sexting* y el 20% han recibido, de sus amigos, invitación a hacer *sexting*. Consideran que hay un *sexting* latente, y resaltan que el 40%, de los adolescentes creen que practicarlo afectaría negativamente a sus relaciones con sus amigos, en caso de que se divulgase que lo realizan.

En el estudio de Ochoa Pineda (2018), realizado con estudiantes adolescentes de bachillerato y universitarios, en Cuenca (Ecuador), se recoge que es una práctica generalizada (más de la mitad de los encuestados). Las mujeres practican dos veces más *sexting* que los hombres. En la investigación se relaciona, en los varones, con un insuficiente autocontrol y autodisciplina, y en ambos sexos se da el narcisismo. Igualmente, recoge que muchas mujeres lo realizan por presión de su pareja, y ellas reciben menos mensajes e imágenes que los hombres. No obstante, también se aprecian elementos positivos vinculados al *sexting*, como romper la monotonía y reavivar la relación de pareja. Los participantes expresan tener miedo a la difusión, por la pérdida de reputación social.

Respecto al *sexting* en Perú, los datos proceden, fundamentalmente, de los medios de comunicación. Por ello, es pertinente realizar un estudio sobre su incidencia en la población joven peruana. Para ello, se debe contar con un instrumento psicométricamente contrastado, que permita recoger datos válidos. Un

instrumento de este tipo permitiría una estandarización de las medidas, lo que facilitaría la comparación entre resultados procedentes de distintas muestras.

Sin embargo, los instrumentos para medir el sexting son escasos en español. Entre ellos, está la *Sexting Behaviors Scale* (DIR, 2012) y su adaptación española (CHACÓN-LÓPEZ; ROMERO BARRIGA; ARAGÓN CARRETERO; CAURCEL CARA, 2016). La escala de Chacón-López, Romero Barriga, Aragón Carretero y Caurcel Cara (2016), llamada Escala de Conductas sobre Sexting presenta las características que se pretenden para realizar un estudio diagnóstico inicial. Se trata de un instrumento fácil y rápidamente utilizable, que fue aplicado y validado en estudiantes universitarios españoles (CHACÓN-LÓPEZ; ROMERO BARRIGA; ARAGÓN CARRETERO; CAURCEL CARA, 2016), permitiendo una valoración del posible riesgo de sexting. No obstante, necesita ser validada con población peruana. En este sentido, el objetivo de esta investigación es la validación de la Escala de Conductas sobre sexting, para su posterior utilización en la detección y medición de esta conducta, en jóvenes peruanos. Igualmente, se han analizado las posibles diferencias de género, con relación a los resultados de esta escala.

Otros cuestionarios en español son la Escala de motivación hacia el Sexting realizado Drouin y Tobin (2014) que mide los motivos por los que realizan sexting no deseado, y que fue adaptado por Alonso Ruido, Rodríguez Castro, Lameiras Fernández y Martínez Román (2017), para medir el sexting de todos los participantes (adolescentes españoles) y no solo de los que han sido presionados a hacer sexting. El cuestionario elaborado por Fajardo Caldera, Gordillo Hernández y Regalado Cuenca (2013) fue construido a partir de dos cuestionarios, uno español y otro en inglés, para medir las opiniones e inquietudes de adolescentes para la recepción y envío de mensajes, fotos o videos de contenido sexual, a través de Internet y de smartphones. Rodríguez-Domínguez y Durán Segura (2019) realizaron un cuestionario para medir el comportamiento del sexting en estudiantes universitarios españoles.

El objetivo de esta investigación es validar la escala Escala de Conductas sobre Sexting (ECS) con una muestra incidental de estudiantes universitarios de Perú.

Método

Diseño y participantes

Se llevó a cabo un diseño de encuesta, a partir del cual se realiza un estudio instrumental de las características psicométricas de la escala utilizada.

Se contó con una muestra incidental de 404 participantes, integrada por estudiantes universitarios del Departamento de Lambayeque (norte del Perú). La mediana de edad es de 19 años. Debe tenerse en cuenta que la variable edad se recogió con una pregunta categorizada en intervalos, que comenzaba en el intervalo "15 a 17 años", y concluía con el intervalo "26 o más años". En función de estas categorías se calculó la media de la edad, utilizando las marcas de clase de los intervalos, obteniéndose un promedio de 17,72 años. Por otro lado, el 51,7% está formado por hombres, siendo el 48,3% mujeres. El promedio de edad de los hombres es 17,1 años, frente a 16,9 para mujeres, considerando siempre que están calculados sobre las marcas de clase.

Instrumento

Se trata de la Escala de Conductas sobre *Sexting* (ECS) de Chacón-López, Romero Barriga, Aragón Carretero y Caurcel Cara (2016). Esta tiene un conjunto de 29 ítems que se pueden ver en la tabla 1 (V14 a V42) con un formato de respuesta de escala de apreciación de cinco puntos: 0 (nunca /nada cierto / no intercambio...) hasta 4 (frecuentemente / totalmente cierto). La escala se completó con preguntas de carácter sociodemográfico: sexo, edad y universidad donde se estudia. Por otro lado, no se pudo recopilar más información debido a las restricciones impuestas por las universidades participantes.

La ECS está diseñada tomando como referencia la *Sexting Behaviors Scale* (SBS) de Dir (2012). La escala ECS mostró una consistencia interna alta, con una muestra española de validación con un α de 0.921. El análisis factorial exploratorio y, posteriormente, el confirmatorio, mostraron una estructura latente de tres factores, que explicaba un 66.040% de la varianza: disposición activa, participación real y expresión emocional. En este sentido, debe tenerse en cuenta que, revisando la literatura sobre ECS, no se encontraron estudios que analizasen sus características psicométricas.

La ECS no cuenta con un criterio externo de comparación, lo que impide analizar su validez convergente. En cualquier caso, sus características psicométricas indican que es un instrumento válido para recoger información sobre el sexting.

Procedimiento

La muestra se recogió durante los meses del primer semestre de 2019 entre el alumnado universitario de la región de Lambayeque (norte de Perú), a través de un muestreo no probabilístico de tipo incidental. Para el muestreo se contó con la ayuda de docentes universitarios, con los que se contactó para poder acceder a su alumnado.

La escala fue administrada por un solo encuestador entrenado, quien permanecía en el aula donde se administraba, de forma que podía solventarse cualquier duda que surgiese. En todos los casos se informó a los participantes de la confidencialidad del estudio, y del derecho voluntario a realizarlo o abandonar el estudio. En cualquier caso, antes de comenzar se solicitó el consentimiento informado. El proceso de administración y recogida de datos duró alrededor de 15 minutos.

Análisis de datos

Se procedió a realizar un análisis descriptivo exploratorio de todos los ítems. Posteriormente, se realizó un análisis factorial exploratorio para examinar las propiedades psicométricas de la escala. Para ello, se tuvo en cuenta que la muestra tuviese un tamaño suficiente (más de 150 casos y al menos 5 casos para cada variable), como propone Pallant (2010). Específicamente, se llevó a cabo una factorización con rotación varimax para examinar posibles subescalas y analizar la coherencia de los ítems, tal como aconsejan Carretero-Dios y Pérez (2007). En la presentación de los resultados se recurrió a un criterio conservador, considerando cargas inferiores a 0.40 como bajas (HAIR; ANDERSEN; TATHAM; BLACK, 1998; STEVENS, 1996).

En una segunda etapa, se realizó un análisis factorial confirmatorio, basado en el resultado del análisis exploratorio previo, así como en la estructura de la ECS original (CHACÓN-LÓPEZ; ROMERO BARRIGA; ARAGÓN CARRETERO; CAURCEL CARA, 2016). Para la retención del número de factores se utilizó el procedimiento de análisis

paralelo optimizado. Este procedimiento se considera más adecuado, puesto que evita la sobre factorización que suele darse por el procedimiento de los valores propios superiores a 1 de Kaiser-Guttman (LORENZO-SEVA; FERRANDO, 2006). Un análisis factorial confirmatorio (AFC) proporciona un método más poderoso que el análisis factorial exploratorio (EFA) para determinar la estructura factorial que mejor se ajusta a la escala. Por otro lado, el AFC predice que los elementos individuales se cargan solo en sus variables latentes, teóricamente controladas, en lugar de estar presentes en todas las variables latentes, como en el análisis factorial exploratorio (KLINE, 2005). En el AFC, se utilizó una estimación por el procedimiento de máxima verosimilitud (MLM) que ha demostrado que funciona bien, incluso en condiciones de no normalidad (BROWN, 2006).

Para analizar la bondad de ajuste del modelo se utilizaron las medidas de ajuste que a continuación se detallan. El índice de ajuste comparativo (CFI), obtenido de una estimación de distribución libre debido a la escala ordinal de las variables observadas, sugiere un buen ajuste del modelo, con valores superiores a 0,95 (LI-TZE; BENTLER, 1999). El índice de Tucker-Lewis (TLI) se basa en la diferencia con respecto al modelo de independencia, examinando la diferencia entre el Chi-cuadrado del modelo aturado y el Chi-cuadrado del modelo teórico. Se considera que los valores superiores a 0.90 indican un buen ajuste. En el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), los valores menores que 0.05 indican un buen ajuste del modelo y los valores hasta 0.08 representan un error razonable, de aproximación a la población (BROWN; KUDECK, 1993). Por su parte, la raíz cuadrática media estandarizada (SRMR) indica un buen ajuste del modelo, con valores menores de 0.08 (BROWN, 2006; SCHERMELLEH-ENGEL; MOOSBRUGGER, 2003). Por último, los índices criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiana (BIC) no tienen criterio de valoración, aunque permiten comparar modelos entre sí, siendo recomendable el modelo con puntuaciones más pequeñas.

Finalmente, se calculó la fiabilidad de la escala y subescalas utilizando el coeficiente alfa de Cronbach y el omega de McDonald.

Para los análisis se utilizaron los programas R versión 3.6.1 (R core Team, 2019) y SPSS versión 24.

Resultados

Análisis descriptivo exploratorio de todos los ítems

En general, los participantes eligen con mayor frecuencia las puntuaciones bajas, tal como se puede observar en la tabla 1. Por tanto, la distribución de frecuencias indica que la mayoría de los componentes de la muestra se consideran no afectados o participantes en este fenómeno.

Tabla 1 - Descriptivos de los ítems

Có-digo	Ítem	0	1	2	3	4	M d	Media	Diferencia de medias (hombre - mujer)	Cohen's d
V14	¿Con qué frecuencia has recibido mensajes de texto con contenido insinuante o sexual en el móvil?	40.8	40.8	12.6	4.5	1.2	1	0.84	n/s	
V15	¿Con qué frecuencia has respondido a los mensajes de texto provocativos o insinuantes que has recibido en el móvil?	53.0	34.4	7.9	3.7	1.0	0	0.65	4.16e-5	0.44485
V16	¿Con qué frecuencia has recibido imágenes provocativas o insinuantes mediante mensajes en el móvil?	38.4	42.3	13.9	3.2	2.2	1	0.89	5.26e-5*	0.28132
V17	¿Con qué frecuencia has respondido a los mensajes con imágenes provocativas o insinuantes que has recibido en el móvil?	54.7	33.2	6.9	4.2	1.0	0	0.64	5.84e-5	0.48512

Continúa

Continuação

Có-digo	Ítem	0	1	2	3	4	M d	Medi a	Diferencia de medias (hombre - mujer)	Cohen's d
V18	¿Con qué frecuencia has enviado mensajes de texto con contenido insinuante o sexual a través del móvil?	59.9	29.5	6.9	2.7	1.0	1	0.55	1.89e-5	0.38343
V19	¿Con qué frecuencia has enviado imágenes provocativas o insinuantes mediante mensajes a través del móvil?	62.6	26.5	8.2	2.2	0.5	1	0.51	5.08e-5	0.39346
V20	¿Con qué frecuencia has recibido imágenes o mensajes provocativos o insinuantes a través de Internet (por ejemplo, redes sociales o e-mail)?	36.4	44.3	14.9	3.7	0.7	1	0.88	n/s	
V21	¿Con qué frecuencia has enviado imágenes o mensajes provocativos o insinuantes a través de Internet (por ejemplo, redes sociales o e-mail)?	61.9	27.2	8.2	1.7	1.0	0	0.53	3.16e-5	0.31149
V22	¿Con qué frecuencia has publicado imágenes insinuantes o provocativas en Facebook, Instagram, u otras redes sociales?	75.5	17.3	6.2	0.5	0.5	0	0.33	5.59e-5*	0.23683

Continua

Continuação

Código	Ítem	0	1	2	3	4	M d	Media	Diferencia de medias (hombre - mujer)	Cohen's d
V23	¿Con cuántas personas has intercambiado imágenes o mensajes provocativos (a través del móvil o de Internet)?	54.2	26.5	15.3	1.2	2.7	0	0.72	4.84e-6	0.47933
V24	Habitualmente hago sexting con mi novia/novio	65.6	25.2	5.9	2.0	1.2	0	0.48	2.54e-5	0.43988
V25	Habitualmente hago sexting con alguien que me atrae	72.3	19.6	5.9	1.5	0.7	0	0.39	3.67e-5	0.60449
V26	Habitualmente hago sexting con amigas y/o amigos	74.8	19.3	3.5	2.2	0.2	0	0.34	2.95e-5	0.37401
V27	Yo hago sexting cuando estoy bebiendo alcohol	84.2	11.4	2.5	1.5	0.5	0	0.23	2.84e-5*	0.26769
V28	Yo hago sexting cuando estoy fumando marihuana o consumiendo otras drogas	89.4	8.7	0.7	1	0.2	0	0.14	n/s	
V29	Yo hago sexting cuando estoy de salida con amigos y/o amigas	82.4	13.1	3.2	0.7	0.5	0	0.24	6.03e-6	0.34522
V30	Yo hago sexting cuando estoy aburrida/o	77.5	15.6	4.2	1.7	1	0	0.33	3.86e-5	0.36899
V31	Yo hago sexting cuando estoy de buen humor	73.0	18.6	4.2	2.2	2	0	0.42	3.11e-5	0.28799
V32	Yo hago sexting cuando estoy sola/o	73.3	17.8	4.7	2.5	1.7	0	0.42	2.30e-5*	0.22816

Continua

										Conclusão
Có-digo	Ítem	0	1	2	3	4	M d	Media	Diferencia de medias (hombre - mujer)	Cohen' s d
V33	Yo hago sexting cuando estoy aislada/o	83.4	8.7	5	2	1	0	0.28	5.22e-5	0.30634
V34	Yo hago sexting cuando estoy en casa	72.3	16.8	5.7	3	2.2	0	0.46	8.85e-6	0.34358
V35	Yo hago sexting porque quiero tener relaciones sexuales	72.8	163.8	5	3.5	2	0	0.45	4.72e-5	0.38291
V36	Yo hago sexting porque quiero empezar a salir con alguien	83.7	11.1	2.2	2.2	0.7	0	0.25	7.45e-5	0.39142
V37	Yo hago sexting porque quiero hablar con alguien	84.7	10.1	3.5	1	0.7	0	0.23	3.23e-5	0.26809
V38	Yo hago sexting porque quiero bromear con la gente	77.7	14.1	4.2	2.2	1.7	0	0.36	1.25e-5	0.37848
V39	El sexting hace que tenga más probabilidad de tener sexo o de salir con alguien	71.5	16.6	6.2	4	1.7	0	0.48	3.83e-5	0.31140
V40	El sexting hace que te sientas inmoral	57.2	18.6	8.9	8.2	7.2	0	0.90	n/s	
V41	El sexting hace que te sientas avergonzado/a	54.5	20.8	8.2	7.9	8.7	0	0.96	n/s	
V42	El sexting hace que te sientas feliz	72	18.1	6.2	3	0.7	0	0.42	4.89e-5	0.29520

Nota: *Diferencias significativas inferiores a 0.05, el resto inferiores a 0.01; n/s no diferencias estadísticamente significativas.

Fuente: Los autores (2020).

Por otro lado, se realizó un análisis descriptivo de las variables, en función del género de los participantes. Las pruebas de normalidad y homocedasticidad, de las

varianzas fueron estadísticamente significativas. Ante la violación de los supuestos paramétricos, se aplicó la prueba de contraste U de Mann-Whitney. En la tabla 1 se muestran también las variables con diferencias significativas, a un nivel de significación de 0.05 y de 0.01, entre hombres y mujeres.

En este sentido, se puede afirmar que existen diferencias entre género, por lo que la variable sexo deberá tenerse en cuenta a la hora de analizar los perfiles del sexting. No obstante, debe considerarse que los tamaños del efecto son pequeños, en todas las variables (entre 0.2 y 0.5), excepto la variable V25 que puede considerarse medio.

Análisis factorial exploratorio

Se realizó un análisis factorial exploratorio con la intención de indagar sobre la estructura latente de los datos. Anteriormente, se comprobaron los supuestos previos a través de la prueba de media de la adecuación de la muestra KMO y la esfericidad de Bartlett. Los resultados muestran un KMO global de 0.933, así como el rechazo de la hipótesis nula en la prueba de esfericidad de Bartlett (Chi-square=7232; grado de libertad g.l.=406; $p < .001$), lo que indica que se cumplen los supuestos básicos de aplicación del procedimiento.

Tabla 2 - Cargas factoriales de variables por factores

	Factor 1 Frecuencia de recepción	Factor 2 actos sociales	Factor 3 Estado de aislamiento	Factor 4 Envío de contenido	Factor 5 Sentimiento de inmoralidad
V16	0.753				
V14	0.724				
V15	0.680				
V20	0.630				
V17	0.629				
V24	0.538				
V25	0.459				
V23					
V36		0.761			
V37		0.700			
V38		0.633			
V29		0.633			
V39		0.509			
V26		0.461			
V35	0.444	0.449			
V27		0.425			
V28					
V32			0.801		
V31		0.464	0.597		

Continúa

	Conclusão				
	Factor 1 Frecuencia de recepción	Factor 2 actos sociales	Factor 3 Estado de aislamiento	Factor 4 Envío de contenido	Factor 5 Sentimiento de inmoralidad
V34	0.408		0.590		
V30		0.476	0.589		
V33		0.409	0.530		
V42			0.513		
V19				0.764	
V21	0.453			0.588	
V18	0.475			0.587	
V22		0.403		0.422	
V40					0.911
V41					0.780
Varianza factores	15.75%	15.60%	11.71%	8.34%	5.39%

Nota: Método de máxima verosimilitud junto rotación Varimax.

Fuente: Los autores (2020).

La tabla 2 presenta la matriz de cargas factoriales de las variables. Según este análisis, la estructura básica de los datos se organizaría sobre 5 factores o dimensiones, explicando una varianza del 56.8%. El número de factores retenidos se basó en los autovalores superiores a 1, tal como se explicó anteriormente en el apartado de análisis, y el análisis visual del scree-plot.

El primer factor (frecuencia de recepción) incluye 7 variables, con una varianza explicada del 15.75%. Las variables incluidas se corresponden con preguntas sobre la frecuencia con que reciben contenido de este tipo. Igualmente, aparecen dos ítems que indican que se tiene este tipo de prácticas, con personas que resultan atractivas o con las que mantienen una relación afectiva.

El segundo factor (actos sociales) agrupa 8 ítems, cuyo contenido se relaciona con el momento y el contexto en que suelen hacer *sexting*: al salir con amigos, al consumir alcohol y drogas, para mantener una conversación, etc. Todas las respuestas están vinculadas con las relaciones sociales de los encuestados. Respecto al tercer factor (estado de aislamiento), este explica el 11.71% de la variabilidad, e incluye ítems vinculados con momentos de aislamiento y aburrimiento.

Por su parte, el cuarto factor (envío de contenido) hace relación con el envío de publicaciones *sexting*, con una varianza explicativa del 8.34%. Por último, el quinto factor (sentimiento de inmoralidad) se vincula con el sentimiento de vergüenza y sensación de inmoralidad. La varianza explicada por este factor solo alcanza el 5.39%.

Análisis factorial confirmatorio

Para comprobar con más detalles los resultados anteriores, se aplicó un análisis factorial confirmatorio, siguiendo la estructura resultante del análisis factorial exploratorio. La prueba de ajuste exacta obtuvo un Chi-cuadrado de 1163 (g.l.=314; $p<.001$). Las medidas de ajuste muestran un ajuste medio. Así, el CFI fue de 0.873, el TLI 0.858, con un SRMR de 0.061, un RMSEA de 0.081, junto con un índice AIC de 20551 y un BIC de 20915. Estos indicadores, tomados globalmente, sugieren un ajuste medio y por tanto mejorable.

Se procedió a desarrollar el análisis factorial confirmatorio con el modelo Chacón-López, Romero Barriga, Aragón Carretero y Caurcel Cara (2016), utilizando los datos del presente estudio. El Chi-cuadrado obtenido en la prueba de ajuste fue de 2167 (g.l.= 374; $p<.001$). Las medidas de bondad de ajuste calculadas obtuvieron como resultado un CFI de 0.745, siendo la prueba TLI de 0.723. La puntuación SRMR fue 0.155, junto con un RMSEA de 0.109. La puntuación AIC fue 22813 y el BIC de 23173.

Tabla 3 - Medidas de bondad de ajuste del modelo AFC

Indicador	Modelo de cinco dimensiones	Modelo original de tres dimensiones	Valores de referencia
Ratio Chi-cuadrado, grados de libertad (g.l.)	3.70	7.93	Buen ajuste < 3
CFI	0.873	0.745	Buen ajuste > 0.95
TLI	0.858	0.723	Buen ajuste > 0.90
SRMR	0.061	0.155	Buen ajuste < 0.08
RMSEA	0.081,	0.109	Buen ajuste < 0.05
AIC	20551	22813	Mejor ajuste el de menor AIC
BIC	20915	23173	Mejor ajuste el de menor BIC

Nota: Los valores de referencia se han comentado en el apartado previo de "análisis".

Fuente: Los autores 2020.

Teniendo en cuenta los índices de ajustes de ambos modelos (ver resumen en tabla 3), se puede afirmar que el modelo de cinco factores presenta un mejor ajuste que el modelo de tres dimensiones original. Los estimadores del modelo factorial se pueden consultar en el apéndice.

Confiabilidad de la escala

La confiabilidad se analizó a través de los índices de consistencia interna. La consistencia interna de la escala fue de 0.935, según el *alpha* de Cronbach, siendo

de 0.946 para el *omega* de McDonald. En ambos casos, los resultados mejoran levemente si se eliminan los ítems V40 y V41. Así, se obtiene un *alpha* de 0.941 y 0.942, al eliminar el ítem V40 y V41 respectivamente, y hasta un *omega* de 0.948, en ambos casos.

Se calculó la consistencia interna con Cronbach y el indicador McDonald para cada subescala, según el modelo de cinco factores. Los valores se muestran en la tabla 4, incluyendo la media y desviación típica de cada subescala.

Tabla 4 - Consistencia y descriptivos de las subescalas

Factor	Media (E.T.)	Desviación típica	Media hombre	Desv. Típica hombre	Media mujer	Desv. Típica mujer	Alpha de Cronbach	Omega de McDonald
Factor 1. Frecuencia de recepción	0.681 (0.031)	0.640	0.820	0.699	0.533	0.533	0.876	0.876
Factor 2. Actos sociales	0.322 (0.026)	0.525	0.440	0.579	0.196	0.428	0.864	0.871
Factor 3. Estado de aislamiento	0.389 (0.033)	0.672	0.506	0.723	0.263	0.589	0.911	0.913
Factor 4. Envío de contenido	0.482 (0.032)	0.644	0.604	0.684	0.351	0.573	0.862	0.864
Factor 5. Sentimiento de inmoralidad	0.926 (0.059)	1.20	0.909	1.16	0.944	1.24	0.835	0.835

Fuente: Los autores (2020).

Diferencias por género

Por último, se han contrastado las hipótesis de igualdad de medias de los factores latentes con relación al factor género. Para ello, se han comprobado los supuestos de normalidad y homogeneidad entre varianzas, a través de la prueba de Kolmogorov-Smirnoff y la prueba de igualdad de las varianzas de Levene. En ningún caso se pudo confirmar la normalidad de las distribuciones, a un nivel de significación de 0.01. Por otro lado, todos los grupos presentaban diferencias en sus varianzas, excepto para el factor 5 ($F=1.29$; g.l.1=1; g.l.2=402; $p=.257$).

En función de estos resultados, se aplicó la prueba U de Mann-Whitney. Los resultados muestran diferencias significativas en los cuatro primeros factores, con tamaños de efectos entre 0.39 y 0.46, como se puede ver en la tabla 5.

Tabla 5 - Prueba de diferencias de medias entre géneros

	U de Mann-Whitney	p	Diferencia de la media	Desviación típica de la diferencia	d de Cohen
Factor 1	15425	< .001	0.286	0.062	0.4608
Factor 2	14389	< .001	0.125	0.050	0.4783
Factor 3	16171	< .001	3.86e-5	0.065	0.3663
Factor 4	15846	< .001	1.35e-5	0.063	0.3996
Factor 5	20137	0.828	3.93e-5	0.119	-0.0287

Fuente: Los autores (2020).

Los resultados muestran que los hombres puntúan más en todos los factores, excepto el factor 5 (sentimiento de inmoralidad). En esta dimensión, aunque las mujeres tienen una mayor dispersión (tabla 3), no se encuentran diferencias estadísticamente significativas.

Discusión

Los resultados muestran que la escala ECS presenta una estructura psicométrica fiable y válida para medir el fenómeno del *sexting* en jóvenes universitarios de Perú. La confiabilidad presenta valores altos en todas las pruebas realizadas. El mismo resultado se obtiene al analizar las subescalas que surgen del análisis factorial. En este sentido, el análisis factorial pone de manifiesto que el *sexting* está vinculado, o se estructura sobre distintos fenómenos psicosociales: aspectos vinculados con la recepción de contenidos *sexting*, con la producción de este contenido, con los factores personales y sociales (buscar entretenimiento, mantener contacto con otros, etc.), así como aspectos vinculados a la moralidad personal. En cualquier caso, la escala no incluye aspectos vinculados, como la disponibilidad de recursos tecnológicos. Es decir, si bien el *sexting* se hace sobre todo con *smartphones* (CRUZ GÓMEZ; SORIANO AYALA, 2014; MADIGAN; LY; RASH; OUYTSEL; TEMPLE, 2018; OCHOA PINEDA, 2018), la escala no hace ninguna pregunta sobre los hábitos de uso de estos dispositivos.

Por otro lado, la estructura surgida con la muestra, peruana contrasta fuertemente con la del artículo de Chacón-López, Romero Barriga, Aragón Carretero y Caurcel Cara (2016), que solo incluyen tres factores. No obstante, ambas estructuras, tanto la surgida del modelo original de tres dimensiones, como la nueva propuesta de cinco dimensiones, son compatibles entre sí. Es decir, no se excluyen, sino que la estructura pentadimensional es una aproximación más fina, más

especificada a la estructura de los datos, incluyendo las siguientes realidades: disposición activa, participación real y expresión emocional. Destaca el componente emocional, lo que es coherente con el hecho de que el *sexting* se haya vinculado con un déficit en la gestión emocional (AGUSTINA; GÓMEZ-DURÁN, 2016; CRUZ GÓMEZ; SORIANO AYALA, 2014; GÁMEZ GUADIX; SANTISTEBAN; RESETT, 2017; HOUCK; BARKER; RIZZO; HANCOCK; NORTON; BROWN, 2014; OCHOA PINEDA, 2018). En los ítems relacionados con la experiencia emocional, llama la atención que las personas encuestadas también puntúen bajo. Esto se puede deber a que los participantes no se sienten, emocionalmente, afectados por este fenómeno social. Así, cuando se afirma que el "*sexting* hace que te sientas avergonzado", la puntuación baja puede indicar o que la muestra se siente distanciado de lo que está ocurriendo, al respecto, o bien que no le avergüenza esta realidad. En este sentido, deberían llevarse a cabo otros estudios que analizasen esta aparente contradicción.

El *sexting* está creciendo según diversas investigaciones (CRESSATO, 2017; CRUZ GÓMEZ; SORIANO AYALA, 2014; ESPÍN MINIGUANO; CAMPOVERDE QUIJANO; FORERO VARGAS; PAREDES RUIZ, 2017; MADIGAN; LY; RASH; OUYTSEL; TEMPLE, 2018; OCHOA PINEDA, 2018). En nuestra investigación no podemos verificar si está creciendo, por falta de datos anteriores con los que comparar los resultados. No obstante, este estudio evidencia que la prevalencia entre los jóvenes de la muestra es relativamente baja, al compararlos con los datos de las investigaciones referenciadas.

Por otro lado, la validación de la escala con una muestra de Perú presenta una varianza explicada menor a la muestra española. Esto indica que la escala debe ser estudiada con más detalle en la población peruana. Principalmente, debe tenerse en el posible sesgo de la muestra peruana, al tener pocos casos de *sexting* manifiesto. Respecto a los pocos casos de *sexting*, cobran importancia las investigaciones realizadas en Ecuador, por su cercanía física a la zona estudiada (norte de Perú), como por muchos aspectos culturales comunes. En los dos estudios de Ecuador (ESPÍN MINIGUANO; CAMPOVERDE QUIJANO; FORERO VARGAS; PAREDES RUIZ, 2017; OCHOA PINEDA, 2018), se recoge una presencia de *sexting*, pero con unas diferencias muy importantes entre ambos. En el estudio de Espín Miniguano, Campoverde Quijano, Forero Vargas y Paredes Ruiz (2017), la prevalencia es del 11%, y en el de Ochoa Pineda (2018), de más del 50%. En los dos estudios, los participantes expresan que tienen miedo al efecto social que tendría, para ellos, si se descubriera que hacen

sexting. La ocultación del *sexting*, por las consecuencias sociales, puede ser causa del bajo porcentaje de uno de los estudios, con respecto al otro, y también podría ser el motivo de los pocos casos de *sexting* aparecidos en la muestra peruana.

Por último, cabe destacar las diferencias entre género, para todas las dimensiones, excepto para el factor quinto, vinculado con la moralidad. Con respecto a las diferencias de género, no hay unos datos concluyentes; en algunas investigaciones no se han encontrado diferencias significativas, y en otras sí se encuentran diferencias, como en nuestro estudio y en otras investigaciones (DROUIN; COUPE; TEMPLE, 2017; GARCÍA; GESSELMAN; SILIMAN; PERRY; COE; FISHER, 2016; OCHOA PINEDA, 2018; ALONSO RUIDO; RODRÍGUEZ CASTRO; LAMEIRAS FERNÁNDEZ; MARTINEZ ROMÁN, 2017).

Conclusiones

Como conclusiones, la ECS es un instrumento fácil de administrar que realiza un diagnóstico general del riesgo de la persona ante el *sexting*. No obstante, hay algunas limitaciones, puesto que la muestra presenta pocos casos evidentes de *sexting* y procede de un segmento de la población con alto nivel educativo. No sabemos si la escasez de reconocimiento del *sexting* esté condicionada, por el temor a las consecuencias sociales negativas de su reconocimiento, como en el caso de los estudiantes ecuatorianos. Todo ello pone de manifiesto la necesidad de aumentar la heterogeneidad de la muestra.

También, se propone realizar un estudio con expertos para mejorar la escala, incluyendo aspectos vinculados con la accesibilidad a los recursos tecnológicos. En el estudio de Agustina y Gómez-Durán (2016) realizado en Barcelona (España), no se encontró correlación entre el *sexting* y el acceso a la tecnología, pero el acceso en el norte del Perú no es el mismo. Igualmente, habría que contemplar la posible eliminación de los ítems que presentan poca carga factorial en la estructura latente.

Sería aconsejable realizar un estudio de los perfiles de la muestra, no solamente en función del género, como en este estudio, por lo que en estudios de replicación debería tenerse en cuenta recoger información sociodemográfica de los participantes.

Por último, el *sexting* es realizado por numerosas personas, a pesar de los posibles peligros (abusos y sextorción) y de los miedos a las consecuencias sociales que podría

tener si esa conducta se hiciera pública. Es evidente que quienes lo hacen (de forma voluntaria) encuentran un beneficio o satisfacción al hacerlo. Muchos estudiantes universitarios practican el *sexting* y, por ende, pueden sufrir algunas consecuencias sociales y delictivas que les afecte a su vida personal y académica.

Ante conductas sociales emergentes como el *sexting*, que pueden ser compartidas por parte importante de la población universitaria, es clave tener instrumentos validados para conocer la prevalencia, los momentos y situaciones en los que la realizan, así como las motivaciones, es decir, contar con herramientas para hacer un buen diagnóstico. Por otro lado, entre las competencias que debe adquirir el alumnado, es de gran relevancia la competencia digital y la dimensión de seguridad en el uso de las TIC. Enfrentar los nuevos desafíos debe ser un compromiso de las Instituciones de Educación Superior; optar simplemente por la estigmatización solo contribuirá a sumergir, es decir, invisibilizar la práctica del *sexting*.

Referencias

- AGUSTINA, J. R.; GÓMEZ-DURÁN, E. L. Factores de riesgo asociados al sexting como umbral de diversas formas de victimización: estudio de factores correlacionados con el sexting en una muestra universitaria. *Revista de Internet, Derecho y Política*, [S. l.], n. 22, p. 32-58, 2016. DOI: <http://dx.doi.org/10.7238/idp.v0i22.2970>. Disponible en: <https://idp.uoc.edu/articles/abstract/10.7238/idp.v0i22.2970/>. Acceso en: 31 mar. 2020.
- ALONSO RUIDO, P.; RODRÍGUEZ CASTRO, Y.; LAMEIRAS FERNÁNDEZ, M.; MARTINEZ ROMÁN, R. Las motivaciones hacia el sexting de los y las adolescentes gallegos/as. *Revista de Estudios e Investigación en Psicología y Educación*, [S. l.], v. 13, p. 47-51, 2017. DOI: <https://doi.org/10.17979/reipe.2017.0.13.2280>. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6348948>. Acceso en: 31 mar. 2020.
- BROWN, T. *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford, 2006.
- BROWNE, M. W.; KUDECK, R. Alternative ways of assessing model fit. In: BOLLEN, K. A; LONG, J. S. (org.): *Testing structural equation models*. Beverly Hills, CA: Sage, 1993. p. 136-162.
- CARRETERO-DIOS, H.; PÉREZ, C. Standards for the development and review of instrumental studies: considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, [S. l.], v. 7, n. 3, p. 863-882, 2017. Disponible en: <https://www.redalyc.org/pdf/337/33770319.pdf>. Acceso en: 31 mar. 2020.
- CASTAÑEDA, D. M. Sexting and sexuality in romantic relationship among latina/o emerging adults. *American Journal of Sexuality Education*, [S. l.], v. 12, n. 2, p. 120-135, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1080/15546128.2017.1298069>. Disponible en: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/15546128.2017.1298069>. Acceso en: 31 mar. 2020.
- CHACÓN-LÓPEZ, H.; ROMERO BARRIGA, J. F.; ARAGÓN CARRETERO, Y.; CAURCEL CARA, M. J. Construcción y validación de la escala de conductas sobre sexting (ECS). *Revista Española de Orientación y Psicopedagogía*, [S. l.], v. 27, n. 2, p. 99-115, 2016. DOI: <https://doi.org/10.5944/reop.vol.27.num.2.2016.17116>. Disponible en: <http://revistas.uned.es/index.php/reop/article/view/17116>. Acceso en: 31 mar. 2020.
- CRESSATO, G. *Cyberbullying y sexting: actualidad*. 2017. 291 h. Tesis (Doctorado en Ciencias Educación) – Facultad de Educación, Universidad de Extremadura, [Badajoz], 2017. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/tesis?codigo=148842>. Acceso en: 31 mar. 2020.
- CRUZ GÓMEZ, L.; SORIANO AYALA, E. Psychological aspects, attitudes and behaviour related to the practice of sexting: a systematic review of the existent literature. *Procedia: Social and Behavioral Sciences*, [S. l.], v. 132, p. 114-120, 2014. DOI: 10.1016/j.sbspro.2014.04.286. Disponible en:

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1877042814031966>. Acceso en: 31 mar. 2020.

DIR, A. L. *Understanding sexting behaviors, sexting expectancies, and the role of impulsivity in sexting behaviors*. 2012. 96 h. Tesis (Máster de Ciencias) - Purdue University, Indiana, 2012. Disponible en: <http://goo.gl/xl6dLt>. Acceso en: 31 mar. 2020.

DROUIN, M.; COUPE, M.; TEMPLE, J. R. Is sexting good for your relationship? It depends. *Computers in Human Behavior*, [S. l.], v. 75, p. 749-756, 2017. DOI: 10.1016/j.chb.2017.06.018. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0747563217303898>. Acceso en: 31 mar. 2020.

DROUIN, M.; TOBIN, E. Unwanted but consensual sexting among young adults: relations with attachment and sexual motivations. *Computers in Human Behavior*, [S. l.], n. 31, p. 412-418, 2014. DOI: 10.1016/j.chb.2013.11.001. Disponible en: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0747563213004123>. Acceso en: 10 ene. 2020.

ESPÍN MINIGUANO, A. D.; CAMPOVERDE QUIJANO, E. M.; FORERO VARGAS, M. D.; PAREDES RUIZ, T. J. *Sexting en adolescentes, ¿influye en su relacionamiento social?*. *Revista Publicando*, [S. l.], v. 4, n. 13, p. 158-179, 2017. Disponible en: <https://revistapublicando.org/revista/index.php/crv/article/view/818>. Acceso en: 31 mar. 2020.

FAJARDO CALDERA, M. I.; GORDILLO HERNÁNDEZ, M.; REGALADO CUENCA, A. B. *Sexting: nuevos usos de la tecnología y la sexualidad en adolescentes*. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, [S. l.], v. 1, n. 1, p. 521-533, 2013. Disponible en: <https://www.redalyc.org/pdf/3498/349852058045.pdf>. Acceso en: 9 ene. 2020.

GÁMEZ GUADIX, M., SANTISTEBAN, P. de; RESETT, S. *Sexting entre adolescentes españoles: prevalencia y asociación con variables de personalidad*. *Psicothema*, Oviedo, v. 29, n. 1, p. 29-34, 2017. DOI: 10.7334/psicothema2016.222. Disponible en: <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=4359>. Acceso en: 31 mar. 2020.

GARCÍA, J. R.; GESSELMAN, A. N.; SILIMAN, S. A.; PERRY, B. L.; COE, K.; FISHER, H. E. *Sexting among singles in the USA: prevalence of sending, receiving, and sharing sexual messages and images*. *Sexual Health, Journal Compilación*, [S. l.], v. 13, n. 5, p. 1-8, 2016. DOI: <http://dx.doi.org/10.1071/SH15240>. Disponible en: <https://www.publish.csiro.au/sh/SH15240>. Acceso en: 31 mar. 2020.

HAIR, J. F.; ANDERSEN, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W.C. *Multivariate data analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 1998.

HOUCK C. D.; BARKER, D.; RIZZO, C.; HANCOCK, E.; NORTON, A.; BROWN, L. K. *Sexting and sexual behavior in at-risk adolescents*. *Pediatrics*, [S. l.], v. 133, n. 2, p. 276-282, 2014. DOI: 10.1542/peds.2013-1157. Disponible en: <https://pediatrics.aappublications.org/content/133/2/e276>. Acceso en: 31 mar. 2020.

KLINE, R. B. Principles and practice of structural equation modeling. New York: Guilford Press, 2005.

LARRAÑAGA, E.; NAVARRO, R.; YUBERO, S. Factores psicocognitivos y emocionales en la agresión del ciberacoso. *Comunicar, Revista Científica de Educomunicación*, Huelva, v. 26, n. 56, p. 19-28, 2018. DOI: <https://doi.org/10.3916/C56-2018-02>.

Disponible en:

<https://www.revistacomunicar.com/index.php?contenido=detalles&numero=56&articulo=56-2018-02>. Acceso en: 31 mar. 2020.

LI-TZE, H.; BENTLER, P. M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, [S. l.], v. 6, n. 1, p. 1-55, 1999. Disponible en:

<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/10705519909540118>. Acceso en: 31 mar. 2020.

LORENZO-SEVA, U.; FERRANDO, P. J. Factor: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, [S. l.], n. 38, p. 88-91, 2006. DOI: 10.3758/BF03192753. Disponible en:

<https://link.springer.com/article/10.3758/BF03192753>. Acceso en: 31 mar. 2020.

MADIGAN, S.; LY, A.; RASH, C. L.; OUYTSEL, J. V.; TEMPLE, J. R. Prevalence multiple forms of sexting behavior among youth: a systematic review and meta-analysis. *JAMA Pediatrics*, Chicago, v. 172, n. 4, p. 327-335, 2018. DOI:

10.1001/jamapediatrics.2017.5314. Disponible en:

<https://media.jamanetwork.com/news-item/estimates-sexting-frequency-young-people-18/>. Acceso en: 31 mar. 2020.

OCHOA PINEDA, A. C. *Sexting en adolescentes y universitarios de Cuenca (Ecuador)*. 2018. 296 h. Tesis (Doctorado de Filosofía) – Facultad de Filosofía y Ciencias de la Educación, Universidad de Almería, Almería, 2018. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/tesis?codigo=222059>. Acceso en: 31 mar. 2020.

PALLANT, J. *SPSS survival manual: a step by step guide to data analysis using SPSS*. Maidenhead, UK: Open University Press: McGraw-Hill, 2010.

PERIS, M.; MAGANTO, C.; KORTABARRIA, L. Autoestima corporal, publicaciones virtuales en las redes sociales y sexualidad en adolescentes. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, [S. l.], v. 3, n. 2, p. 171-180, 2013. DOI: 10.1989/ejihpe.v3i2.34. Disponible en:

<https://formacionasunivep.com/ejihpe/index.php/journal/article/view/39/26>. Acceso en: 31 mar. 2020.

R Core Team. R: a language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2019. Disponible en: <https://www.R-project.org/>. Acceso en: 31 mar. 2020.

REY, L.; QUINTANA-ORTS, C; MÉRIDA LÓPEZ, S.; EXTREMERA, N. Inteligencia emocional y cibervictimización en adolescentes: el género como moderador. *Comunicar, Revista Científica de Educomunicación*, Huelva, v. 26, n. 56, p. 9-18, 2018. DOI:

<https://doi.org/10.3916/C56-2018-01>. Disponible en:
<https://www.revistacomunicar.com/index.php?contenido=detalles&numero=56&articulo=56-2018-01>. Acceso en: 31 de mar. 2020.

RODRÍGUEZ-DOMÍNGUEZ, C.; DURÁN SEGURA, M. Conductas sexuales de riesgo en la era digital: análisis del fenómeno *sexting* en la población adulta joven española. *Revista Fuentes*, Sevilla, v. 1, n. 21, p. 39-49, 2019. DOI: 10.12795/revistafuentes.2019.v21.i1.03. Disponible en: https://institucional.us.es/revistas/fuente/21/10.12795_revistafuentes.%202019.v21.i1.03.pdf. Acceso en: 31 mar. 2020.

SCHERMELLEH-ENGEL, K.; MOOSBRUGGER, H. Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, [S. l.], v. 8, n. 2, p. 23-74. 2003. Disponible en: <https://scinapse.io/papers/1627191216>. Acceso en: 31 mar. 2020.

STEVENS, J. *Applied multivariate statistics for the social sciences*. 3th ed. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, 1996.

WATCHGUARD TECHNOLOGIES. Watchguard descubre que los ataques dirigidos a la principal solución de conferencias web aumentaron en el cuarto trimestre. *Watchguard Technologies*, [S. l.], 2019. Disponible en: <https://www.watchguard.com/es/wgrd-about/press-releases/watchguard-descubre-que-los-ataques-dirigidos-la-principal-solucion-de>. Acceso en: 31 mar. 2020.

Apéndice

Valores estimados de las cargas factoriales (tabla 1) y las covarianzas (tabla 2) del modelo del Análisis Factorial Confirmatorio de 5 factores.

Tabla 1 - Cargas estimadas del modelo de cinco factores

Factor	Indicador	Estimación	D.T.	Z	p
Factor 1	V23	0.5390	0.0447	12.046	< .001
	V30	0.5941	0.0302	19.702	< .001
	V31	0.6773	0.0348	19.479	< .001
	V32	0.7160	0.0335	21.354	< .001
	V33	0.5259	0.0323	16.287	< .001
	V34	0.7174	0.0377	19.014	< .001
	V35	0.6421	0.0390	16.445	< .001
	V39	0.5867	0.0411	14.291	< .001
	V42	0.6056	0.0342	17.728	< .001
	V24	0.5072	0.0367	13.804	< .001
Factor 2	V14	0.5800	0.0412	14.080	< .001
	V18	0.6217	0.0355	17.497	< .001
	V17	0.6550	0.0374	17.523	< .001
	V16	0.6375	0.0413	15.437	< .001
	V15	0.6488	0.0370	17.522	< .001
	V20	0.5680	0.0384	14.789	< .001
	V21	0.5973	0.0349	17.119	< .001
	V25	0.5004	0.0330	15.153	< .001
	V19	0.5514	0.0362	15.237	< .001
	V22	0.4005	0.0313	12.802	< .001
Factor 3	V26	0.4636	0.0310	14.969	< .001
	V29	0.0478	0.0726	0.658	0.511
	V36	0.4254	0.0324	13.114	< .001
	V38	0.5051	0.0388	13.024	< .001
	V28	0.2114	0.0247	8.559	< .001
	V29	0.4157	0.0723	5.752	< .001
Factor 4	V37	0.4694	0.0289	16.220	< .001
	V40	1.4582	0.5187	2.811	0.005
	V41	0.8218	0.2974	2.763	0.006

Tabla 2 - Covarianzas entre factores

Factor i	Factor j	Estimación	D.T.	z	p
Factor 1	Factor 1	1.0000a			
	Factor 2	0.7495	0.0269	27.845	< .001
	Factor 3	0.8510	0.0240	35.440	< .001
	Factor 4	0.8428	0.0296	28.522	< .001
	Factor 5	0.0871	0.0595	1.463	0.143
Factor 2	Factor 2	1.0000aa			
	Factor 3	0.8115	0.0315	25.739	< .001
	Factor 4	0.5358	0.0542	9.892	< .001
	Factor 5	0.0703	0.0588	1.195	0.232
Factor 3	Factor 3	1.0000			
	Factor 4	0.8911	0.0394	22.626	< .001
	Factor 5	0.0313	0.0653	0.479	0.632
Factor 4	Factor 4	1.0000a			
	Factor 5	0.1055	0.0996	1.058	0.290
Factor 5	Factor 5	1.0000a			

^a Parámetros fijos