

## **INVARIANZA FACTORIAL DE UNA ESCALA BREVE PARA EVALUAR ABUSO SEXUAL ONLINE EN ADOLESCENTES DE ESPAÑA Y CHILE**

Cristóbal Guerra<sup>1</sup>, Irene Montiel<sup>2</sup>, Noemí Pereda<sup>3</sup>  
y Cristian Pinto-Cortez<sup>4</sup>

<sup>1</sup>*Universidad Santo Tomás (Chile);* <sup>2</sup>*Universidad Oberta de Cataluña;*  
<sup>3</sup>*Universidad de Barcelona (España);* <sup>4</sup>*Universidad de Tarapacá (Chile)*

### **Resumen**

El auge de Internet ha traído nuevas formas de victimización infantojuvenil, entre las que destaca el abuso sexual *online*. El estudio de esta forma de victimización es cada vez más frecuente a nivel mundial, pero existe escasez de instrumentos breves, en lengua española, que además ofrezcan buenas propiedades psicométricas. El objetivo del estudio fue examinar la estructura e invarianza factorial intercultural de una escala breve de abuso sexual *online*. Participaron 1.502 adolescentes de España y Chile de entre 15 y 17 años. Los resultados de los análisis factoriales exploratorios con una proporción de la muestra española ( $n= 698$ ) sugieren que la escala de 12 ítems posee un único factor y adecuada consistencia interna. Los análisis factoriales confirmatorios con una segunda proporción de la muestra española ( $n= 402$ ) y con la muestra chilena ( $n= 402$ ) corroboran la estructura unifactorial en ambos países. Los análisis apoyan la invarianza factorial configuracional, pero se desecha la existencia de invarianza factorial estricta. Se discuten las implicaciones de los resultados al utilizar la escala y hacer comparaciones entre ambos países.

**PALABRAS CLAVE:** *abuso sexual, adaptación de escala, Internet, validación de escala, victimización online.*

### **Abstract**

The extended use of the Internet has produced new forms of victimization for children and youth, among which online sexual abuse stands out. The study of this form of victimization is frequent worldwide, but there is a lack of brief instruments in Spanish language which also offer good psychometric properties. The objective of the present study was to examine the factorial structure and

---

Este estudio se realizó con el financiamiento de la Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica del Gobierno de Chile (CONICYT), la Institución Catalana de Investigación y Estudios Avanzados (ICREA Academia 2016) y el Proyecto Mayor de Investigación Científica y Tecnológica UTA-MAYOR 2019 n°. 3756-19. Se agradece por el apoyo a Gabriela Aguilera, Felipe Bijit, Maite Fuentes, Constanza Lippians, Monserratt Navarro, Estefanía Ortiz, Bárbara Painehual, Makarena Paz, Diego Rebolledo y Gipsy Silva.

*Correspondencia:* Cristóbal Guerra, Escuela de Psicología, Facultad de Ciencias Sociales y Comunicaciones, Universidad Santo Tomás, 1 norte 3041, Viña del Mar (Chile). E-mail: cristobalguerra@santotomas.cl

intercultural factorial invariance of a brief scale of online sexual abuse. The participants were 1,502 adolescents from Spain and Chile between 15 and 17 years. The results of exploratory factor analyses with a proportion of the Spanish sample ( $n= 698$ ) suggest that the 12-item scale has a single factor structure and adequate internal consistency. Confirmatory factor analyses with a second proportion of the Spanish sample ( $n= 402$ ) and with the Chilean sample ( $n= 402$ ) corroborate the unifactorial structure in both countries. The results support the configurational factorial invariance, but not the strict factorial invariance. We discuss the implications of the results when using the scale in both countries and making comparisons between them.

KEY WORDS: *sexual abuse, scale adaptation, Internet, scale validation, online victimization.*

## Introducción

Durante los últimos 30 años el auge de Internet y de otras tecnologías de la comunicación ha traído nuevos riesgos para la población, entre los que destacan la victimización electrónica, internacionalmente denominada como victimización *online* (Borrajo y Gámez-Guadix, 2016; Gámez-Guadix, 2014). Distintos autores han advertido que la población infanto juvenil es especialmente vulnerable a esta forma de victimización (de Santisteban, Almendros y Gámez-Guadix, 2018; Livingstone y Haddon, 2009; Livingstone, Haddon, Görzig y Ólafsson, 2011). En efecto, la victimización *online* infantil y adolescente y, específicamente, la victimización sexual *online* es un tema cada vez más relevante en nuestra sociedad. Sin embargo, los datos disponibles sobre las experiencias de violencia *online* que experimentan niños y adolescentes se encuentran muy fragmentados. La transversalidad de estas formas de delincuencia, que pueden manifestarse en comportamientos ilícitos de muy diversa naturaleza, dificulta enormemente su calificación jurídica y la cuantificación de la magnitud real del problema (Montiel, 2016).

Entre las múltiples formas de victimización sexual *online* destacan el ciberembaucamiento (*online grooming*), definido como el proceso mediante el cual un adulto, contacta electrónicamente con un niño o adolescente, ganándose su confianza para así involucrarlo en una actividad sexual, como hablar sobre sexo o mantener alguna conducta erótica o sexual ya sea *online* o en persona (de Santisteban y Gámez-Guadix, 2017; Webster *et al.*, 2010), o conseguir imágenes íntimas de este. A menudo, la creación de un vínculo con el menor es el paso previo que ejerce el victimario para hacer una solicitud sexual *online* no deseada (Mitchell, Finkelhor y Wolak, 2001).

El sexteo (*sexting*) entre adolescentes, por otro lado, se refiere a las conductas o prácticas consistentes en la producción por cualquier medio de imágenes digitales en las que aparezcan menores desnudos, semidesnudos y/o realizando actos sexuales, con o sin su consentimiento y en su transmisión a otros menores, ya sea a través de la telefonía móvil o el correo electrónico, o mediante su puesta a disposición de terceros a través de Internet (Mitchell, Finkelhor, Jones y Wolak, 2012). El tema del sexteo es especialmente complejo ya que, si bien hay autores

que reconocen que se trataría de un comportamiento propio de la exploración sexual de los adolescentes, el registro de las fotos y videos podría quedar en Internet, reenviándose indiscriminadamente y quedando en posesión de agresores sexuales que los utilicen para chantajear a los menores o incluso constituir pornografía infantil (Wolak y Finkelhor, 2011). Estrechamente vinculado con el sexteo, destaca la denominada "porno-venganza" o venganza pornográfica, que consiste en difundir de forma *online* imágenes o vídeos de contenido sexual de una pareja o expareja como forma de venganza (Englander, 2015). Por su parte, la sextorsión hace referencia a la amenaza de difundir imágenes o información personal de carácter sexual de un niño o adolescente con el objetivo de obtener nuevas imágenes o dinero a cambio de no difundir dicho material (Patchin y Hinduja, 2018). También se ha asociado el sexteo a dinámicas de ciberbullying, acoso escolar tradicional y violencia *online* en el noviazgo (Quesada, Fernández-González, Calvete, 2018; Van Ouytsel, Ponnet y Walrave, 2016). En definitiva, según Montiel y Agustina (2019), la implicación adolescente en sexteo puede constituir un indicador de un patrón de comportamiento arriesgado y disfuncional *online* y/o *offline* que sitúa a los menores en una situación de vulnerabilidad para experimentar graves victimizaciones tanto dentro como fuera de la red.

Finalmente, la exposición involuntaria a material sexual puede darse cuando un conocido o desconocido muestra material inadecuado al menor sin que éste haya dado su consentimiento, así como cuando el menor, al utilizar Internet para descargar archivos, buscar información o jugar, es expuesto de forma involuntaria a un material con escenas sexuales explícitas (Sabina, Wolak y Finkelhor, 2008).

Respecto a la extensión del problema, son todavía escasos los estudios donde se encuesta directamente a menores sobre sus experiencias de victimización en las redes. Sin embargo, los datos que aportan las investigaciones realizadas con esta metodología muestran que se trata de un problema frecuente entre los más jóvenes.

En España, Montiel, Carbonell y Pereda (2016) estudiaron la victimización electrónica infantojuvenil de 3.897 estudiantes de educación secundaria entre 12 y 17 años. Del total de los encuestados, un 39,5% informó haber sufrido algún tipo de victimización sexual electrónica durante el último año. La victimización sexual más informada fue la exposición a material sexual (24,4%) y el ciberembaucamiento (17,2%).

En el mismo país, Pereda, Abad y Guilera (2015) analizaron la victimización infantojuvenil por solicitudes sexuales de 1.105 estudiantes de educación secundaria o muestra comunitaria, 149 adolescentes atendidos en centros de salud mental infantil y juvenil, 129 adolescentes tutelados por el sistema de protección y 101 adolescentes del sistema de justicia juvenil. Aquellos jóvenes que se encontraban dentro del sistema de justicia juvenil fueron los que informaron en mayor medida haber recibido solicitudes sexuales a través de la red (24,8%). Con el mismo instrumento, en Chile, Pinto-Cortez, Pereda y Álvarez-Lister (2018), llevaron a cabo una investigación con una muestra comunitaria de 706 adolescentes entre 12 y 17 años en la que un 11% de los participantes informó haber recibido alguna solicitud sexual *online* en algún momento de su vida y un 6,4% dijo haberla recibido durante el año anterior.

Finalmente, de Santisteban y Gámez-Guadix (2018) estudiaron las solicitudes e interacciones sexuales de una muestra de 2.731 menores españoles entre 12 y 15 años. De los participantes, el 15,6% de las niñas y el 9,3% de los niños informaron sobre solicitudes sexuales y el 8,2% de las niñas y el 7,4% de los niños informaron sobre interacciones sexualizadas con adultos.

Por lo que respecta al sexteo, Villacampa (2016) llevó a cabo un estudio con una muestra de adolescentes españoles entre 14 y 18 años para determinar su prevalencia. Los resultados mostraron que un 28,6% de los participantes había recibido alguna vez fotografías o vídeos sexuales de menores a través de las TIC y un 8,2% había producido o reenviado fotografías o vídeos sexuales de menores. Un 7,9% había producido alguna vez material sexual, haciéndose fotografías o vídeos a ellos mismos, posando para alguien o tomando las fotografías o vídeos de terceros. Otro estudio (Alfaro *et al.*, 2015), con una muestra similar a la anterior, encontró que el 22,8% de los participantes (un 30,3% de los chicos y un 14,6% de las chicas) había recibido fotos o vídeos sexuales de personas conocidas y un 3,5% lo recibía con frecuencia. Además, un 4,1% había publicado en Internet fotos o vídeos sexuales (el 4,7% de los chicos y el 3,3% de las chicas).

Respecto a las consecuencias de la victimización sexual electrónica, resulta particularmente complejo medir su impacto, pues la mayoría de los datos disponibles sobre el uso de Internet por niños y adolescentes, su exposición a riesgos en línea o experiencias problemáticas *online* y sus consecuencias sólo refieren a una parte del problema. Los estudios suelen centrarse en una única forma de victimización electrónica, obviando la importante asociación observada entre ellas (Montiel *et al.*, 2016) y que es precisamente esta acumulación de experiencias negativas lo que contribuye a un peor ajuste psicológico y emocional del menor (Pereda, Guilera y Abad, 2014).

En esta línea, Pereda *et al.* (2014), confirman que existe una elevada asociación entre las solicitudes sexuales indeseadas *online* y otros tipos de victimización, tanto *online* como *offline*, principalmente de tipo sexual o en relación con padres y cuidadores, lo que convierte a estas víctimas en polívíctimas que afrontan la violencia como una situación crónica más que como un acontecimiento puntual.

Recientes estudios de ámbito nacional e internacional concluyen que este tipo de victimización *online* puede ocasionar graves consecuencias psicológicas y psicosociales no sólo para estos menores, sino también para sus familias y la sociedad en general.

Ligado al mito que defiende que las agresiones físicas son más dañinas que cualquier otro tipo de violencia como el maltrato emocional o las agresiones relacionales, observamos una creencia generalizada sobre la menor gravedad o lesividad de la victimización *online* frente a aquella que conlleva un contacto físico entre víctima y agresor. Sin embargo, se ha constatado que esta forma de violencia contra los menores puede ser tan dañina como aquellas (Whittle, Hamilton-Giachritsis y Beech, 2013).

Así, se observan en estas víctimas síntomas de malestar general (Mitchell, Finkelhor y Wolak, 2007), interiorizados como la depresión, la ansiedad o el trastorno por estrés postraumático (Bates, 2017; Dake, Price, Maziarz y Ward,

2012; Döring, 2014; Mitchell, Ybarra y Finkelhor, 2007; Wells y Mitchell, 2007), exteriorizados como conductas de riesgo, antisociales o el abuso de sustancias (Houck, Barker, Rizzo, Hancock, Norton y Brown, 2014; Mitchell *et al.*, 2007; Wells y Mitchell, 2007) e ideación y conducta suicida (Bates, 2017; Dake *et al.*, 2012; Medrano, Lopez Rosales y Gámez-Guadix, 2018). También aparece un mayor riesgo de presentar problemas de desarrollo como un bajo rendimiento académico (Wells y Mitchell, 2007) y de relación por ejemplo, con sus iguales (Wells y Mitchell, 2007), así como victimización en otras áreas (Quesada *et al.* 2018; Van Ouytsel *et al.*, 2016).

Pero, además, estas víctimas pueden sufrir otras consecuencias derivadas del papel que juegan las tecnologías en la victimización, como sentimiento de indefensión, síntomas paranoides y revictimización, debido a la hiperconexión, a la rapidez de la difusión y la audiencia ilimitada. Las víctimas también pueden autoinculparse y sentir vergüenza por la posible participación activa en la dinámica (envío de imágenes íntimas, por ejemplo) o la imposibilidad de eliminar las imágenes o evidencias del abuso, entre otras (Hamilton-Giachritsis, Hanson, Whittle y Beech, 2017). Además, la dimensión tecnológica del abuso dificulta, en muchas ocasiones, la toma de conciencia sobre la naturaleza abusiva de las interacciones, por lo que tanto las víctimas como el entorno próximo de éstas pueden presentar dificultades para reconocer su experiencia como un abuso y a los menores como víctimas (Leonard, 2010; Whittle, Hamilton-Giachritsis, Beech y Collings, 2013).

La victimización electrónica de niños y adolescentes también tiene consecuencias a nivel social, puesto que puede afectar gravemente el desarrollo infantil y los procesos de socialización. No sólo las víctimas, sino también los agresores menores de edad y los espectadores que son testigos de la violencia infligida en el ciberespacio, aprenden modelos de socialización basados en la desigualdad de poder y la violencia como estrategia válida y normalizada de solución de conflictos (Garaigordobil, 2011; Li, 2007).

La necesidad de cuantificar el fenómeno de la victimización *online*, así como de evaluar sus consecuencias ha llevado a investigadores de diferentes partes del mundo a construir instrumentos estandarizados. Específicamente se aprecia que en algunos instrumentos generales de victimización sexual o de experiencias con Internet se han incluido entre 1 y 5 ítems de victimización sexual *online*, lo que parece no ser suficiente (Mitchell, Jones y Wells, 2013; Mohler-Kuo, Landolt, Maier, Meidert, Schönbucher y Schnyder, 2014; Soler, Forns, Kirchner y Segura, 2015; van den Eijnden, Vermulst, Rooij, Scholte y Mheen 2014).

En otros estudios se han diseñado instrumentos más completos, pero sin mostrar suficiente evidencia de confiabilidad y validez (Quayle, 2016; Tynes, Rose y Williams 2010). Es el caso del instrumento utilizado en distintas partes del mundo por el proyecto Global Kids *Online* (2016). Si bien este instrumento ofrece una amplia descripción de experiencias de los niños y jóvenes en Internet, dentro de las cuales se incluye la victimización sexual *online*, los mismos autores reconocen que no se ha hecho un estudio acabado de sus propiedades psicométricas en los diferentes países donde es utilizado.

Este tipo de limitaciones ha traído como consecuencia la dificultad para hacer generalizaciones sobre la naturaleza y la frecuencia de la victimización *online* así como su impacto en el bienestar de las víctimas (Tynes *et al.*, 2010). Además, la gran mayoría de las escalas para evaluar victimización *online* han sido desarrolladas en países angloparlantes (p. ej., “Encuesta de seguridad en Internet para jóvenes” [*Youth Internet Safety Survey*; Wollak, Mitchell y Finkelhor, 2006], “Encuesta crecer con los medios” [*The Growing Up with Media Survey*; Ybarra, Espelage y Mitchell, 2007], “Escala de victimización online” [*Victimization Online Scale*; Tynes *et al.*, 2010]), existiendo escasez de instrumentos que, además de entregar garantías psicométricas, se encuentren en español.

Conscientes de esta limitación, en España, Montiel y Carbonell (2012) diseñan el “Cuestionario de victimización juvenil online” (*Juvenile Online Victimization Questionnaire*, JOV-Q). Este cuestionario posee 373 ítems para evaluar diversas experiencias en Internet de jóvenes entre 12 y 20 años. Los aspectos evaluados por el instrumento incluyen: 1) Datos generales; 2) Frecuencia de uso y relaciones sociales *online*; 3) Actividades *online*, conductas de riesgo y antisociales; 4) Victimización *online* (sexual y no sexual) y malestar asociado; 5) Mediación parental; 6) Estrategias de afrontamiento ante experiencias *online*. Análisis preliminares apoyan la validez factorial y fiabilidad del JOV-Q. Específicamente, el módulo de victimización *online* diferencia entre dos factores principales (Victimización *online* de tipo sexual y Victimización *online* no sexual), ambos con valores alfa de Cronbach de 0,93 y 0,83 respectivamente (Montiel, 2014).

Teniendo en cuenta la necesidad de contar con instrumentos en español que ofrezcan suficientes garantías psicométricas y que además sean de rápida aplicación, en este estudio se trabajó con una versión breve del JOV-Q, únicamente centrada en la evaluación de la frecuencia de la victimización sexual *online*. Dada la relevancia del tema a nivel mundial, este estudio tuvo el objetivo de evaluar las propiedades psicométricas de la versión breve en dos contextos culturales diferentes como son España y Chile. En particular, se evalúa la validez factorial de la escala breve, su invarianza factorial en el contexto español y chileno, así como su consistencia interna. La relevancia de la investigación tiene que ver con la importancia de contar con medidas integrales, válidas y fiables que permitan promover el estudio de la victimización sexual *online* de forma sistemática, aumentando el campo de conocimiento en esta área, por ejemplo, determinando la prevalencia, su impacto en la salud de niños y jóvenes y facilitar la comparación entre países y continentes.

## Método

### *Participantes*

En total participaron 1.502 adolescentes de entre 15 y 17 años ( $M= 16,09$ ;  $DT= 0,71$ ), 785 mujeres (52,3%) y 717 varones (47,7%). En España participaron 1.100 adolescentes mientras que en Chile se logró reclutar 402 adolescentes.

Con el objeto de cumplir con los objetivos del estudio la muestra total se dividió en tres grupos. La muestra Española fue dividida al azar en dos grupos,

considerando que el segundo grupo debía tener el mismo número de participantes que la muestra chilena. De esta manera, el primer grupo estuvo conformado por 698 adolescentes residentes en España. El segundo grupo estuvo conformado por 402 adolescentes también residentes en España. En tanto que el tercer grupo estuvo conformado por los 402 adolescentes residentes en Chile. Como se aprecia en la tabla 1 no se encontraron diferencias significativas en el género y edad entre los tres grupos. No obstante sí se aprecian diferencias en el tipo de colegio donde los adolescentes estudiaban. Mientras en España hay una distribución similar de adolescentes que asisten a colegios públicos y privados, en la muestra de Chile es mayor la proporción que asiste a colegios públicos.

**Tabla 1**  
Características sociodemográficas de los participantes

Características sociodemográficas	España		Chile	Estadígrafo
	Grupo 1 (n= 698)	Grupo 2 (n= 402)	Grupo 3 (n= 402)	
Sexo				
Mujer	54,6%	51,2%	49,3%	$\chi^2_{(2)} = 3,134;$ $p = 0,21$
Hombre	45,4%	48,8%	50,7%	
Edad				
M	16,06	16,09	16,16	$F_{(2, 1499)} = 2,615;$ $p = 0,07$
DT	(0,80)	(0,67)	(0,54)	
Colegio				
Público/Municipal	51,4%	47,3%	73,6%	$\chi^2_{(4)} = 206,976$ $p < 0,01$
Concertado/Subvencionado	4,6%	2,7%	16,7%	
Privado/Particular	44,0%	50,0%	9,7%	

### Instrumentos

- Cuestionario sociodemográfico *ad hoc*. Se consultó por la edad, sexo y tipo de colegio al que asistían.
- "Cuestionario breve de experiencias de victimización sexual *online*". Este cuestionario consta de 14 ítems correspondientes al factor Victimización *online* de tipo sexual del "Cuestionario de victimización juvenil *online*" (*Juvenile Online Victimization Questionnaire, JOV-Q*; Montiel y Carbonell, 2012), que evalúan la frecuencia en los últimos 12 meses de experiencias de victimización sexual *online*. El formato de respuesta de cada ítem varía entre 0 (*nunca*) y 3 (*siempre/casi siempre*). El contenido de los ítems puede apreciarse en la tabla 2. La puntuación total se obtiene de la sumatoria de las respuestas a los ítems. A mayor puntuación, mayor es la frecuencia de experimentación de abuso sexual *online* durante los últimos 12 meses.

### Procedimiento

En primer lugar, el proyecto fue evaluado y aprobado por comités de ética universitarios de forma independiente tanto en España como en Chile. Para

seleccionar los ítems de la versión reducida se utilizó el enfoque de comité (Brislin, 1980) considerando dos criterios: 1) que evaluaran experiencias de victimización sexual *online* y no otro tipo de experiencias (p. ej., acoso de iguales *online*, conductas de riesgo *online*), y 2) que su contenido fuese pertinente tanto en España como en Chile.

En ambos países se siguió un procedimiento similar. En primer lugar, se solicitó autorización a los directivos de establecimientos educativos para realizar la investigación. Luego, en los establecimientos que aceptaron participar, se solicitó consentimiento informado tanto a los padres o tutores de los adolescentes como a los propios adolescentes.

La aplicación fue realizada por miembros del equipo de investigación entrenados en el uso de los instrumentos. Cada adolescente respondió los instrumentos de forma anónima, al interior de los colegios. A los instrumentos correctamente respondidos se les asignó un código numérico de identificación que omitía cualquier dato de identificación de los participantes. Los datos fueron ingresados a una base de datos para su posterior análisis.

Dado que en los instrumentos aplicados se preguntó por experiencias de victimización -que pueden generar malestar psicológico y favorecer la revelación de abusos sufridos por los adolescentes- en ambos países se crearon protocolos de acción. De forma previa a la aplicación se explicó el tema del estudio y sus riesgos asociados y al finalizarla se entregó a los adolescentes los números de teléfonos de instituciones que apoyan a víctimas y un correo electrónico del equipo de investigación en caso de necesitar orientación. Además, se instó a los adolescentes a recurrir a los sistemas de apoyo escolar en caso de requerir hablar de temas personales (potencial revelación de abusos) y se coordinó con los psicólogos educacionales de cada establecimiento las acciones pertinentes de acogida, apoyo y derivación (acordes con la legislación de cada país) en caso de que los participantes requirieran ayuda asociada a experiencias traumáticas. Posterior al estudio, se envió a cada establecimiento un informe con los principales resultados de forma que ellos pudiesen tomar acciones adicionales tendientes a la prevención, detección y apoyo a las víctimas. En el caso de España, además se ofreció a cada establecimiento que participó del estudio una charla de sensibilización sobre la temática.

### *Análisis de datos*

El estudio se desarrolló en dos fases. En la primera de ellas se trabajó con los datos proporcionados por el grupo 1, compuesto por 698 adolescentes residentes en España que previamente habían respondido la versión original del instrumento. No obstante, para esta investigación, solo se consideraron los 14 ítems de la versión breve. Se realizó un análisis factorial exploratorio con el programa SPSS (IBM Corporation, 2012). Se utilizó el método de ejes principales con rotación oblicua (Oblimin), dado que se esperaba obtener factores relacionados entre sí. El número de factores a retener fue determinado con base en un análisis paralelo, realizado con el programa Factor (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006), teniendo a la

vista el gráfico de sedimentación. Posteriormente, se evaluó la fiabilidad (alfa de Cronbach) de los factores resultantes.

En la fase 2 se consideraron los datos entregados por los participantes del grupo 2 (402 adolescentes de España) y grupo 3 (402 adolescentes de Chile). Se realizaron análisis factoriales confirmatorios independientes con los datos de ambos grupos utilizando el programa MPlus (Muthen y Muthen, 2012). Considerando el carácter ordinal de los datos (Cheng-Hsien, 2016) se utilizó el estimador de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (*weighted least square mean and variance adjusted*, WLSMV). Siguiendo a Carmines y Mclver (1981) se utilizó la razón  $\chi^2/gf$  como indicador de ajuste de los datos al modelo (índices entre 1 y 3 indican un buen ajuste). Además, se consideró un buen ajuste con un Error cuadrático medio de aproximación (*root mean square error of approximation*, RMSA)  $\leq 0,08$ , un Índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI)  $\geq 0,90$  y un índice de Tucker- Lewis (*Tucker-Lewis Index*, TLI)  $\geq 0,90$  (Schumacker y Lomax, 2004). Posteriormente, se calculó la consistencia interna de la escala en ambos grupos, por medio del coeficiente alfa de Cronbach.

El siguiente paso fue evaluar la invarianza factorial de la escala entre los grupos 2 (España) y 3 (Chile). El nivel más básico de invarianza es el dimensional, que considera que ambos grupos retienen el mismo número de factores (Widaman y Reise, 1997). No obstante, el análisis más riguroso requiere una mayor elaboración, considerando la comparación de modelos anidados, partiendo de un modelo de medición equivalente para los grupos de comparación, sin establecer restricciones (modelo 1). El ajuste del modelo 1 indica invarianza de configuración, es decir que en ambos grupos los ítems se agrupan en los mismos factores. Solo si existe un ajuste adecuado del modelo 1 es posible seguir adelante con el análisis de invarianza, evaluando modelos sucesivos más exigentes que restringen de forma progresiva las Saturaciones factoriales (modelo 2), los interceptos (modelo 3) y los residuales de cada ítem (modelo 4), con el objeto de que sean iguales en ambos grupos. La equivalencia entre el modelo 1 y el modelo 2 da cuenta de una invarianza factorial débil. La equivalencia entre el modelo 2 y el modelo 3 es considerada como evidencia de una invarianza factorial fuerte y la equivalencia entre los modelos 3 y 4 da cuenta de una invarianza factorial estricta.

La evaluación de la equivalencia de los modelos es un tema controvertido en la literatura. Algunos autores sugieren considerar índices alternativos al  $\chi^2$  ( $\Delta CFI \leq 0,01$ ;  $\Delta TLI \leq 0,01$ ;  $\Delta RMSEA \leq 0,015$ ) debido a que dicho estadígrafo tiende a mostrar diferencias significativas influenciadas por el tamaño de la muestra, cuando se trabaja con grupos de más de 400 participantes (Chen, 2007; Meade y Bauer, 2007). No obstante, un reciente estudio (Sass, Schmitt y Marsh, 2014) sugiere no utilizar los índices alternativos cuando se trabaja con los estimados WLSMV, por lo que la única alternativa sería utilizar  $\chi^2$ , pese a su sesgo con muestras grandes. Considerando estos argumentos, en este estudio se optó por afirmar la existencia de invarianza factorial con base en un criterio exigente (Sass et al., 2014), de tal manera que se apoyó la equivalencia de los modelos anidados cuando el  $\chi^2$  indicara que la diferencia no era estadísticamente significativa ( $p > 0,05$ ).

## Resultados

### *Análisis factorial exploratorio con el grupo 1*

Previo al análisis factorial se analizó el coeficiente de significación de Kaiser Mayer (KMO= 0,84) y el índice del test de esfericidad de Barlett ( $\chi^2= 3359,788$ ;  $p < 0,01$ ). Ambos análisis sugieren que los ítems están relacionados entre sí, lo que permite su factorización.

Mientras el análisis paralelo sugirió considerar una solución de un factor, el gráfico de sedimentación sugirió una de dos factores. Por esa razón se exploraron ambas alternativas, pero se desechó la solución de dos factores debido a que agrupó a los ítems en factores difícilmente interpretables, un ítem no cargó en ningún factor (*Mientras navegaba en Internet y sin que yo lo solicitara, se han abierto- o alguien me ha enviado- páginas de contenido sexual para adultos*) y tres ítems presentaron saturaciones factoriales mayores a 0,3 en los dos factores. Se decidió retener la solución de un factor que, aunque deja fuera dos ítems, retiene 12 ítems con saturaciones factoriales superiores a 0,25. En esta solución se desecha el mismo ítem que en la solución de dos factores y otro referido a exposición a pornografía infantil (*Mientras navegaba en Internet y sin que yo lo solicitara, se han abierto- o alguien me ha enviado- páginas de contenido sexual en las que aparecían menores de 18 años*).

Después de desechar los dos ítem recién señalados, la solución de un factor explica el 39,99% de la varianza de los datos y presenta adecuada consistencia interna (Alfa de Cronbach= 0,77). La tabla 2 muestra las saturaciones factoriales de los ítems en la solución unifactorial, la relación ítem total corregida y el valor alfa en caso de que se elimine el ítem. La tabla 3 muestra estadísticos descriptivos de los ítems y de la puntuación total de la escala de victimización *online* (obtenida de la sumatoria de las respuestas a los 12 ítems).

**Tabla 2**

Saturaciones factoriales, relación ítem test y alfa si se elimina el ítem en grupo 1 ( $n= 698$ )

Ítems	Saturación factorial	Relación ítem/test	$\alpha$ sin ítem
1. Me han enviado mensajes (al celular, red social, MSN, etc.) adultos desconocidos para ligar/pinchar conmigo.	0,29	0,33	0,80
2. Un adulto se ha hecho pasar por menor de edad para ligar/pinchar conmigo.	0,41	0,41	0,76
3. Un adulto ha usado Internet para tratar de seducirme con halagos y palabras bonitas.	0,36	0,40	0,77
4. Un adulto ha usado Internet para tratar de seducirme con regalos materiales (recargas de celular, entradas a conciertos, etc.).	0,61	0,54	0,75
5. Un adulto me ha acosado sexualmente mediante mensajes, llamadas, emails, etc.	0,52	0,46	0,76

Ítems	Saturación factorial	Relación ítem/test	$\alpha$ sin ítem
6. Alguien me ha presionado (insistencia repetida) para que le envíe o le muestre por la cámara web imágenes/videos de mí mismo(a) en actitud sexy o provocativa.	0,65	0,57	0,74
7. Alguien me ha presionado (insistencia repetida) para que le envíe o le muestre por la cámara web imágenes/videos de mí mismo(a) mostrando alguna parte íntima de mi cuerpo.	0,75	0,61	0,74
8. Alguien me ha presionado (insistencia repetida) para que hablásemos sobre sexo por Internet.	0,48	0,45	0,75
9. Alguien me ha amenazado o chantajeado para que le envíe o le muestre por la cámara web imágenes/videos de mí mismo(a) en actitud sexy o provocativa.	0,82	0,62	0,75
10. Alguien me ha amenazado o chantajeado para que le envíe o le muestre por la cámara web imágenes/videos de mí mismo(a) mostrando alguna parte íntima de mi cuerpo.	0,79	0,60	0,75
11. Alguien me ha amenazado o chantajeado para que hablásemos sobre sexo por Internet.	0,65	0,52	0,75
12. Alguien me ha amenazado con difundir imágenes/videos más comprometedoras (en actitud provocativa o mostrando alguna parte íntima de mi cuerpo) para conseguir algo (ej. dinero)	0,53	0,40	0,76

**Tabla 3**

Estadísticos descriptivos de los 12 ítems y de la puntuación total de la escala

Nº del ítem	Grupo 1 (España) (n= 698)	Grupo 2 (España) (n= 402)	Grupo 3 (Chile) (n= 402)
	<i>M (DT)</i> ; Mín-Máx	<i>M (DT)</i> ; Mín-Máx	<i>M (DT)</i> ; Mín-Máx
1	0,47 (0,73); 0-3	0,40 (0,70); 0-3	0,51 (0,75); 0-3
2	0,13 (0,40); 0-3	0,16 (0,49); 0-3	0,21 (0,54); 0-3
3	0,36 (0,65); 0-3	0,35 (0,71); 0-3	0,37 (0,69); 0-3
4	0,06 (0,29); 0-3	0,11 (0,47); 0-3	0,10 (0,37); 0-3
5	0,05 (0,24); 0-3	0,08 (0,36); 0-3	0,14 (0,45); 0-3
6	0,08 (0,31); 0-2	0,14 (0,44); 0-3	0,24 (0,50); 0-2
7	0,06 (0,31); 0-3	0,09 (0,37); 0-3	0,21 (0,51); 0-3
8	0,14 (0,42); 0-3	0,15 (0,47); 0-3	0,19 (0,49); 0-3
9	0,02 (0,19); 0-3	0,06 (0,32); 0-3	0,08 (0,33); 0-3
10	0,03 (0,22); 0-3	0,06 (0,32); 0-3	0,07 (0,31); 0-3
11	0,03 (0,22); 0-3	0,08 (0,37); 0-3	0,05 (0,25); 0-2
12	0,02 (0,17); 0-2	0,07 (0,35); 0-3	0,03 (0,25); 0-3
Escala total	1,44 (2,46); 0-26	1,75 (3,60); 0-30	2,22 (3,70); 0-26

Nota: Los ítems 1 a 12 deben ser interpretados considerando una escala de 0 a 3. En la escala total, dado que se retienen 12 ítems se debe considerar que el rango varía entre 0 y 36.

### Análisis factorial confirmatorio en grupos 2 (España) y 3 (Chile)

Los resultados que arroja el análisis con el estimador WLSMV muestran un buen ajuste de los datos al modelo unifactorial tanto para la segunda muestra española como para la muestra chilena. Aunque el índice de  $\chi^2$  es significativo en ambos casos, el índice  $\chi^2/gl$  está próximo al rango recomendado ( $\chi^2= 175.177$ ;  $gl= 54$ ;  $p < 0,01$ ;  $\chi^2/gl = 3,24$  en la muestra 2 de España y  $\chi^2= 166,962$ ;  $gl= 54$ ;  $p < 0,01$ ;  $\chi^2/gl = 3,09$  en la muestra chilena). Los otros índices apoyan el ajuste del modelo tanto en la segunda muestra española (RMSEA= 0,08; IC90% RMSEA= 0,06- 0,09; CFI= 0,98; TLI= 0,97) como en la muestra chilena (RMSEA= 0,07; IC90% RMSEA= 0,06-0,09; CFI= 0,99; TLI= 0,97). La escala presenta adecuada consistencia interna en ambas muestras (alfa de Cronbach= 0,87 tanto en España como en Chile).

Los estadísticos descriptivos para las puntuaciones de la escala de victimización *online* en la segunda muestra española y en la muestra chilena se incluyen en la tabla 3. La tabla 4 contiene las saturaciones factoriales de los ítems en la solución unifactorial, la relación ítem total corregida y el valor alfa en caso de que se elimine el ítem en ambas muestras.

**Tabla 4**

Saturaciones factoriales, relación ítem test y alfa si se elimina el ítem en grupos 2 y 3

Ítems	Grupo 2 (España) (n= 402)			Grupo 3 (Chile) (n= 402)		
	Saturación factorial	Relación ítem-total	$\alpha$ sin ítem	Saturación factorial	Relación ítem-total	$\alpha$ sin ítem
1	0,60	0,34	0,89	0,76	0,59	0,87
2	0,66	0,43	0,87	0,65	0,47	0,87
3	0,81	0,59	0,87	0,76	0,60	0,86
4	0,91	0,72	0,85	0,67	0,45	0,87
5	0,89	0,66	0,86	0,82	0,63	0,86
6	0,91	0,71	0,85	0,89	0,65	0,86
7	0,91	0,68	0,86	0,93	0,71	0,85
8	0,78	0,54	0,86	0,82	0,63	0,86
9	0,98	0,72	0,86	0,91	0,64	0,86
10	0,96	0,65	0,86	0,94	0,68	0,86
11	0,91	0,68	0,86	0,96	0,61	0,86
12	0,87	0,55	0,87	0,81	0,44	0,87

Nota: Todas las saturaciones son estadísticamente significativas:  $p < 0,01$ .

### Invarianza factorial en grupos 2 (España) y 3 (Chile)

El análisis comenzó examinando el ajuste de la solución de 1 factor en los grupos 2 y 3 simultáneamente (modelo 1, sin restricciones). En la tabla 5 se observa que los índices de bondad de ajuste del modelo 1 resultaron satisfactorios. Esto ratifica que la estructura de un factor se mantiene estable en ambos países (invarianza configuracional), por lo tanto, se consideró este modelo como referencia para la siguiente anidación de restricciones.

**Tabla 5**

Índices de ajuste de los modelos anidados para evaluar invarianza factorial en España (grupo 2) y Chile (grupo 3)

	$\chi^2_{(gl)}$	$\chi^2/df$	$\Delta\chi^2$ entre modelos	RMSEA (IC 90%)	CFI	TLI
Modelo 1	319,781 <sub>(108)**</sub>	2,96	--	0,070 (0,061- 0,079)	0,977	0,972
Modelo 2	371,969 <sub>(119)**</sub>	3,13	65.917 <sub>(11)**</sub>	0,073 (0,064- 0,081)	0,972	0,969

Nota: \*\* $p < 0,01$ .

En el siguiente paso se restringieron las saturaciones factoriales de cada ítem de modo que fuesen iguales en ambos grupos (modelo 2). Como se aprecia en la tabla 5, los índices de ajuste para el modelo 2 fueron satisfactorios. No obstante, la diferencia entre ambos modelos en el  $\chi^2$  es significativa, lo que indica que los modelos 1 y 2 no son equivalentes. Pese a que la diferencia entre los otros indicadores (RMSEA, CFI y TLI) apoya la equivalencia de los modelos, al estar trabajando con el estimador WLSMV, lo más recomendable es privilegiar el resultado de la diferencia de  $\chi^2$ . En coherencia con ello no se continúa con el análisis del siguiente modelo anidado (modelo 3) y solo se acepta la invarianza configuracional entre la muestra española y chilena.

#### *Baremos provisionales en percentiles*

Con el objeto de proporcionar algunos parámetros de referencia para interpretar los resultados en ambos países, se elaboraron baremos provisionales en percentiles para la muestra española y chilena (tabla 6).

**Tabla 6**

Baremos provisorios en percentiles para España y Chile

País	P40	P50	P60	P70	P80	P90	P99
España (Grupos 1 y 2; $n= 1100$ )	0	1	1	2	2	4	11
Chile (Grupo 3, $n= 402$ )	0	0	1	2	3	6	17

## **Discusión**

El presente estudio analizó las propiedades psicométricas de una escala breve para evaluar experiencias de victimización sexual *online* en lengua española. Los resultados dan cuenta que la escala breve posee una estructura unifactorial que agrupa 12 ítems de victimización sexual *online*. Esta solución es coherente con la estructura factorial del JOV-Q- que es la escala original de la cual se extrajeron los ítems para la versión reducida- donde todos los ítems de victimización sexual se agruparon en el mismo factor (Montiel, 2014). Además, la estructura factorial también es coherente con la conceptualización de la victimización sexual *online* como el conjunto de situaciones interrelacionadas entre si donde un menor es

objeto de agresiones sexuales por medio de las tecnologías de la comunicación y la información (Montiel *et al.*, 2016), por lo que puede ser considerada como una prueba de la validez de constructo de la escala breve (Pérez-Gil, Chacón y Moreno, 2000).

Adicionalmente, la configuración unifactorial de la escala se mantuvo estable tanto en análisis factoriales exploratorios como confirmatorios realizados tanto con participantes residentes en España como en Chile. Del mismo modo, la consistencia interna de la escala fue satisfactoria en todas las aplicaciones realizadas en este estudio, dando cuenta de que se está midiendo el constructo de forma estable a través de los diferentes ítems (Oviedo y Campo-Arias, 2005). Lo anterior permite avalar las propiedades psicométricas (validez de constructo y fiabilidad) de la escala en ambos países y por lo tanto su utilización para evaluar la frecuencia de la victimización sexual *online* en población adolescente. Esto es especialmente relevante ya que existe escasez de instrumentos que además de ser breves y estar en español, muestren evidencia de poseer propiedades psicométricas adecuadas (Quayle, 2016; Tynes *et al.*, 2010).

Pese a lo anterior, los resultados del análisis de invarianza llaman a ser cautos al momento de comparar las puntuaciones de sujetos de ambos países. Si bien los indicadores RMSEA, CFI y TLI son alentadores e invitan a testear la invarianza factorial fuerte, lo prudente al estar trabajando con datos categoriales (y con el estimador WLSMV) es privilegiar el resultado de la diferencia de  $\chi^2$  (Sass *et al.*, 2014), que en este caso solo permiten apoyar la invarianza configuracional. Esto implica que la escala posee el mismo número de factores (en este caso 1) y retiene a los mismos ítems en cada factor (en este caso 12) en ambos contextos culturales (Widaman y Reise, 1997). Considerando las diferencias en  $\chi^2$  (criterio más exigente para evaluar invarianza factorial) no se encontró evidencia de que las saturaciones factoriales, interceptos y residuales fuesen equivalentes en las aplicaciones de la escala en ambos países, lo que indica que cada ítem aporta diferente nivel de información en cada país. Si bien esto no resta validez a la escala en el contexto español ni en el chileno, sí impone restricciones a la hora de comparar los resultados entre ambos contextos. Desde este punto de vista, la escala puede ser utilizada en ambos países, pero sus puntuaciones totales no serían del todo comparables (Vandenberg y Lance, 2000).

Galvez-Nieto, Salvo, Pérez-Luco, Hederich y Trizano-Hermosilla (2017) sostienen que la diferencia en la capacidad de discriminación de cada ítem puede deberse a la existencia de diferencias idiomáticas y culturales, aunque en este estudio los participantes hablaban el mismo idioma y se hicieron esfuerzos por retener ítems que fueran atingentes a la realidad de cada país. Se hace necesario por lo tanto continuar perfeccionando el instrumento en orden a conseguir una invarianza factorial más fuerte que permita comparar los resultados obtenidos en los diferentes países en que se aplique. Una alternativa sería realizar un análisis más riguroso de los ítems y retener exclusivamente a los que poseen invarianza entre ambos países, pero se debe ser cautos con esta alternativa ya que podría atentar contra la validez de contenido del instrumento (Cheung y Rensvold, 1999).

Cheung y Rensvold (1999) hablan de niveles de invarianza y destacan la utilidad de instrumentos que, aunque no lleguen a una invarianza estricta, pueden

aportar a la medición del constructo en diferentes contextos culturales. En este estudio se logró un nivel de invarianza factorial configuracional que aporta al estudio de la victimización sexual *online* en ambos países, aunque con ciertas variaciones en la información entregada por cada ítem. Por esta razón se ofrecen normas provisionarias en percentiles diferenciadas por país que permitan tener un punto de referencia a la hora de interpretar los resultados en España y en Chile.

Pese a lo positivos de los resultados, es necesario destacar algunas limitaciones del estudio. En primer lugar, las muestras, si bien extensas, no son representativas de sus respectivos países y no fueron obtenidas aleatoriamente, lo que puede haber influido en los resultados obtenidos. Además, se observan diferencias en el tipo de centro al que asisten los participantes de las muestras españolas y chilena lo que puede implicar cierto sesgo en los resultados. En tercer lugar y pese a que hay variación de rango, los adolescentes tendían a informar bajos niveles de victimización, lo que pudo influir en la capacidad de discriminación de los ítems y, por tanto, en la estimación de la invarianza factorial. Es necesario en el futuro hacer esfuerzos por trabajar con muestras más representativas y que presenten mayor variabilidad en la frecuencia de las diferentes formas de victimización sexual *online* evaluadas.

Por otro lado, en este estudio se eliminaron dos ítems referidos a exposición indeseada a pornografía ya que presentaban bajas saturaciones factoriales en la solución seleccionada. Como ya se ha dicho, esto implica una pérdida importante de información que atenta contra el contenido del instrumento (Cheung y Rensvold, 1999). La exclusión de estos ítems no debe llevar a descuidar la exposición indeseada a pornografía ya que esto es una grave forma de victimización sexual *online* que tiene alto potencial de generar consecuencias emocionales adversas en las víctimas (Sabina *et al.* 2008). Por esta razón, pese a no formar parte del instrumento, los investigadores y clínicos vinculados al estudio de la victimización sexual *online* debieran de todas maneras estar atentos a esta forma de victimización.

Finalmente, es importante tener en cuenta que algunos autores han recomendado que las escalas de victimización sigan unos análisis psicométricos alternativos a la evaluación psicométrica tradicional, basados en indicadores causales y no en indicadores efectivos (para un análisis más detallado ver Pereda, Gallardo-Pujol y Guilera, 2018). Sin embargo, este tema no está del todo zanjado pues otros autores, a pesar de tener en cuenta esta crítica siguen presentando análisis psicométricos tradicionales, como los aplicados en este trabajo (Finkelhor, Hamby, Ormrod y Turner, 2005). Por esta razón y atendiendo a la necesidad de agotar los esfuerzos por contar con instrumentos de victimización infantojuvenil que permitan la medición rigurosa del constructo se sugiere que futuros estudios con la escala breve de victimización sexual *online* incluyan también los análisis psicométricos propuestos por Pereda *et al.* (2018).

Mientras tanto, con base en los resultados de este estudio se puede concluir que la escala breve de victimización sexual *online* ofrece suficientes garantías psicométricas para su uso en España y en Chile. Esto aporta al estudio de la victimización sexual *online* ya que se ofrece un instrumento en lengua española que es breve y de rápida aplicación. El uso de este instrumento hace posible la

cuantificación de este tipo de victimización infantojuvenil y también puede resultar de utilidad en estudios que quieran evaluar sus consecuencias o bien en estudios que analicen la efectividad de medidas preventivas de la victimización sexual *online*. No obstante, se debe ser cuidadoso en las comparaciones de los resultados obtenidos con este instrumento entre España y Chile ya que, pese a compartir un mismo lenguaje, pudiese haber aspectos culturales que afecten la forma en que se mida el constructo.

### Referencias

- Alfaro González, M., Vázquez Fernández, M. E., Fierro Urturi, A., Herrero Bregón, B., Muñoz Moreno, M. F., Rodríguez Molinero, L. y la Salud, G. D. E. P. (2015). Uso y riesgos de las tecnologías de la información y comunicación en adolescentes de 13-18 años. *Acta Pediátrica Española*, 73, e126-e135.
- Bates, S. (2017). Revenge porn and mental health: a qualitative analysis of the mental health effects of revenge porn on female survivors. *Feminist Criminology*, 12, 22-42.
- Borrajo, E. y Gámez-Guadix, M. (2016). Abuso "online" en el noviazgo: relación con depresión, ansiedad y ajuste diádico. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 24, 221-235.
- Brislin, R. (1980). Translation and content analysis of oral and written material. En H. C. Triandis y J. Berry (dirs.), *Handbook of cross-cultural psychology* (pp. 389-444). Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Carmines, E. y McIver, J. (1981). Social measurement: current issues. En G. Bohrnstedt y E. Borgatta (dirs.), *Analyzing models with unobserved variables: analysis of covariance structures* (pp. 65-115). Beverly Hills, CA: Sage.
- Chen, F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464-504.
- Cheng-Hsien, L. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48, 936-949.
- Cheung, G. y Rensvold, R. (1999). Testing factorial invariance across groups: a reconceptualization and proposed new method. *Journal of Management*, 1, 1-27.
- Dake, J. A., Price, J. H., Maziarz, L. y Ward, B. (2012). Prevalence and correlates of sexting behavior in adolescents. *American Journal of Sexuality Education*, 7, 1-15.
- de Santisteban, P., Almendros, C. y Gámez-Guadix, M. (2018). Estrategias de persuasión percibidas por adolescentes en situaciones de engaño pederasta por Internet (online grooming). *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 26, 243-262.
- de Santisteban, P. y Gámez-Guadix, M. (2017). Estrategias de persuasión en grooming online de menores: un análisis cualitativo con agresores en prisión. *Psychosocial Intervention*, 26, 139-146.
- de Santisteban, P. y Gámez-Guadix, M. (2018). Prevalence and risk factors among minors for online sexual solicitations and interactions with adults. *The Journal of Sex Research*, 55, 939-950.
- Döring, N. (2014). Consensual sexting among adolescents: risk prevention through abstinence education or safer sexting? *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 8, 1-18.
- Englander, E. K. (2015). Coerced sexting and revenge porn among teens. *Bullying, Teen Aggression & Social Media*, 1, 19-21.

- Finkelhor, D., Hamby, S. L., Ormrod, R. y Turner, H. (2005). The Juvenile Victimization Questionnaire: reliability, validity, and national norms. *Child Abuse & Neglect*, 29, 383-412.
- Galvez-Nieto, J., Salvo, S., Pérez-Luco, R. Hederich, C. y Trizano-Hermosilla, I. (2017). Invarianza factorial del Cuestionario para evaluar clima social del centro escolar en estudiantes chilenos y colombianos. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49, 119-127.
- Gámez-Guadix, M. (2014). E-impacto del uso de las tecnologías de la información y la comunicación en la salud mental. *Formación Médica Continuada en Atención Primaria*, 21, 454-463.
- Garaigordobil, M. (2011). Prevalencia y consecuencias del cyberbullying: una revisión. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 11, 233-254.
- Global Kids Online (2016). *Global kids online research toolkit: quantitative guide*. Recuperado de <http://globalkidsonline.net/wp-content/uploads/2016/04/Survey-toolkit-guide-final-21-Oct-2016.pdf>
- Hamilton-Giachritsis, C., Hanson, E., Whittle, H.C. y Beech, A. R. (2017). *Everyone deserves to be happy and safe: a mixed methods study exploring how online and offline child sexual abuse impact young people and how professionals respond to it*. Londres: National Society for the Prevention of Cruelty to Children.
- Houck, C. D., Barker, D., Rizzo, C., Hancock, E., Norton, A. y Brown, L. K. (2014). Sexting and sexual behavior in at-risk adolescents. *Pediatrics*, 133, e276-282.
- IBM Corporation (2012). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 21.0 [programa de ordenador]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Leonard, M. M. (2010). "I did what I was directed to do but he didn't touch me": the impact of being a victim of Internet offending. *Journal of Sexual Aggression*, 16, 249-256.
- Li, Q. (2007). New bottle but old wine: a research of cyberbullying in schools. *Computers in Human Behavior*, 23, 1777-1791.
- Livingstone, S. y Haddon, L. (2009). Introduction. En S. Livingstone y L. Haddon (dirs.), *Kids online: opportunities and risks for children* (pp. 1-6). Bristol: The Policy Press.
- Livingstone, S., Haddon, L., Görzig, K. y Ólafsson, E. (2011). *Risks and safety on the Internet: the perspective of European children. Full findings*. Londres: EU Kids Online.
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. (2006). FACTOR: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Research Methods*, 38, 88-91.
- Meade, A. W. y Bauer, D. J. (2007). Power and precision in confirmatory factor analytic tests of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 611-635.
- Medrano, J. L. J., Lopez Rosales, F. y Gámez-Guadix, M. (2018). Assessing the links of sexting, cybervictimization, depression, and suicidal ideation among university students. *Archives of Suicide Research*, 22, 153-164.
- Mitchell, K. J., Finkelhor, D., Jones, L. M. y Wolak, J. (2012). Prevalence and characteristics of youth sexting: a national study. *Pediatrics*, 129, 13-20.
- Mitchell, K. J., Finkelhor, D. y Wolak, J. (2001). Risk factors for and impact of online sexual solicitation of youth. *JAMA*, 285, 3011-3014.
- Mitchell, K. J., Finkelhor, D. y Wolak, J. (2007). Youth Internet users at risk for the most serious online sexual solicitations. *American Journal of Preventive Medicine*, 32, 532-537.
- Mitchell, K. J., Jones, L. M. y Wells, M. (2013). Testing the index of problematic online experiences (I-POE) with a national sample of adolescents. *Journal of Adolescence*, 36, 1153-1163.

- Mitchell, K. J., Ybarra, M. y Finkelhor, D. (2007). The relative importance of online victimization in understanding depression, delinquency, and substance use. *Child Maltreatment*, 12, 314-324.
- Mohler-Kuo, M., Landolt, M. A., Maier, T., Meidert, U., Schönbucher, V. y Schnyder, U. (2014). Child sexual abuse revisited: a population-based cross-sectional study among Swiss adolescents. *Journal of Adolescent Health*, 54, 304-311.
- Montiel, I. (2014). *Victimización juvenil sexual online: incidencia, características, gravedad y co-ocurrencia con otras formas de victimización electrónica* (Tesis Doctoral no publicada). Universidad de Valencia, España.
- Montiel, I. (2016). Cibercriminalidad social juvenil: la cifra negra. *Revista de Internet, Derecho y Política*, 22, 119-131.
- Montiel, I. y Agustina, J. R. (2019). Retos educativos ante los riesgos emergentes en el ciberespacio: claves para una adecuada prevención de la cibervictimización en menores. *Revista Española de Pedagogía*, 77, 277-294.
- Montiel, I. y Carbonell, E. (2012). *Cuestionario de victimización juvenil mediante Internet y/o teléfono móvil*. Patente número 09/2011/1982. Valencia: Registro Propiedad Intelectual Comunidad Valenciana.
- Montiel, I., Carbonell, E. y Pereda, N. (2016). Multiple online victimization of Spanish adolescents: results from a community sample. *Child Abuse & Neglect*, 52, 124-127.
- Muthen, L. K. y Muthen, B. O. (2012). *Mplus user's guide* (7ª ed.). Los Ángeles, CA: Muthen & Muthen.
- Oviedo, H. C. y Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34, 572-580.
- Patchin, J. W. y Hinduja, S. (2018). Sextortion among adolescents: results from a national survey of US youth. *Sex Abuse*, 32, 30-54.
- Pereda, N., Abad, J., Guilera, G. y Arch, M. (2015). Victimización sexual autorreportada en adolescentes españoles comunitarios y en colectivos de riesgo. *Gaceta Sanitaria*, 29, 328-334.
- Pereda, N., Gallardo-Pujol, D. y Guilera, G. (2018). Good practices in the assessment of victimization: the Spanish adaptation of the Juvenile Victimization Questionnaire. *Psychology of Violence*, 8, 76.
- Pereda, N., Guilera, G. y Abad, J. (2014). Victimization and polyvictimization of Spanish children and youth: results from a community sample. *Child Abuse & Neglect*, 38, 640-649.
- Pérez-Gil, J., Chacón, S. y Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12, 442-446.
- Pinto-Cortez, C., Pereda, N. y Álvarez-Lister, M. S. (2018). Child victimization and polyvictimization in a community sample of adolescents in Northern Chile. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 27, 983-1002.
- Quayle, E. (2016). *Method guide 7: researching online child sexual exploitation and abuse: are there links between online and offline vulnerabilities?* Londres: Global Kids Online.
- Quesada, S., Fernández-González, L. y Calvete, E. (2018). El sexteo (sexting) en la adolescencia: frecuencia y asociación con la victimización de ciberacoso y violencia en el noviazgo. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 26, 225-242.
- Sabina, C., Wolak, J. y Finkelhor, D. (2008). The nature and dynamics of Internet pornography exposure for youth. *Cyber Psychology & Behavior*, 11, 691-693.
- Sass, D., Schmitt, T. y Marsh, H. (2014). Evaluating model fit with ordered categorical data within a measurement invariance framework: a comparison of estimators. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21, 167-180.

- Schumacker, R. E. y Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (2ª ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Soler, L., Forns, M., Kirchner, T. y Segura, A. (2015). Relationship between particular areas of victimization and mental health in the context of multiple victimizations in Spanish adolescents. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 24, 417-425.
- Tynes, B. M., Rose, C. A. y Williams, D. R. (2010). The development and validation of the Online victimization scale for adolescents. *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 4, article 2. Disponible en <https://cyberpsychology.eu/article/view/4237>
- van den Eijnden, R., Vermulst, A., Rooij, A., Scholte, J. y Mheen, R. (2014). The bidirectional relationships between online victimization and psychosocial problems in adolescents: a comparison with real-life victimization. *Journal of Youth and Adolescence*, 43, 790-802.
- Van Ouytsel, J., Ponnet, K. y Walrave, M. (2016). Cyber dating abuse victimization among secondary school students from a lifestyle-routine activities theory perspective. *Journal of Interpersonal Violence*, 33, 2767-2776.
- Vandenberg, R. J. y Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-70.
- Villacampa, C. (2017). Teen sexting: prevalence, characteristics and legal treatment. *International Journal of Law, Crime and Justice*, 49, 10-21.
- Webster, S., Davidson, J., Bifulco, A., Gottschalk, P., Caretti, V., Pham, T. y Grove-Hills, J. (2010). *Scoping report*. European Commission Safer Internet Plus Programme.
- Wells, M. y Mitchell, K. (2007). Youth sexual exploitation on the Internet: DSM-IV diagnosis and gender differences in co-occurring mental health issues. *Child and Adolescent Social Work Journal*, 24, 235-259.
- Whittle, H. C., Hamilton-Giachritsis, C. y Beech, A. R. (2013). Victims' voices: the impact of online grooming and sexual abuse. *Universal Journal of Psychology*, 1, 59-71.
- Widaman, K. F. y Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: applications in the substance use domain. En K. J. Bryant, M. Windle y S. G. West (dirs.), *The science of prevention: methodological advances from alcohol and substance abuse research* (pp. 281-324). Washington, DC: American Psychological Association.
- Wolak, J. y Finkelhor, D. (2011). *Sexting: a typology*. Durham, NH: Crimes against Children Research Center.
- Wolak, J., Mitchell, K. J. y Finkelhor, D. (2006). *Online victimization: 5 years later* (No. 07-05-025). Alexandria, VA: National Center for Missing & Exploited Children.
- Ybarra, M.L., Espelage, D. L. y Mitchell, K. J. (2007). The co-occurrence of Internet harassment and unwanted sexual solicitation victimization and perpetration: associations with psychosocial indicators. *Journal of Adolescent Health*, 41, 531-541.

RECIBIDO: 14 de abril de 2019

ACEPTADO: 2 de septiembre de 2019