

# Propiedades psicométricas del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual Online en adolescentes argentinos<sup>1</sup>

Psychometric Properties of Online Sexual Solicitation and Interaction Questionnaire in Argentinean Adolescents  
Propriedades psicométricas do Questionário de Aplicação e Interação Sexual Online em adolescentes argentinos

Santiago Resett <sup>a2</sup>

DOI: <https://doi.org/10.11144/Javerianacali.PPSI19.ppcs>

Universidad Argentina de la Empresa, Argentina

santiago\_resett@hotmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7337-0617>

Recibido: 05 Septiembre 2020

Aceptado: 02 Octubre 2020

## Resumen:

**Objetivo.** Analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual Online en una muestra de adolescentes argentinos. **Método.** Se constituyó una muestra intencional de 728 adolescentes (60% mujeres; Edad = 15.02, DE = 1.7) que cursaban de primer a tercer año de dos escuelas de la ciudad de Paraná, Argentina. Los participantes contestaron siete cuestionarios, para obtener información sociodemográfica, de solicitud e interacción sexual en línea, cyberbullying, victimización, y síntomas psicossomáticos, de depresión y sexting. Los datos se analizaron con el programa SPSS 23 y MPLUS 6. **Resultados.** Los hallazgos indicaron una adecuada estructura unifactorial, a diferencia de la estructura bifactorial de los autores, a partir de un análisis paralelo y un análisis factorial confirmatorio (CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.07), adecuada confiabilidad interna (alfa de Cronbach 0.93) y validez de constructo, como lo sugerían las correlaciones del cuestionario con la depresión, la victimización, la cibervictimización y el sexting ( $s = 0.15-0.46$ ). **Discusión.** A pesar de hallar una estructura unifactorial, el cuestionario presentó propiedades adecuadas en Argentina.

**Palabras clave:** Adolescente, sexualidad, adulto, tecnología, cuestionario.

## Abstract:

**Objective.** To analyze the psychometric properties of an Online Sexual Solicitation and Interaction Questionnaire applied to a sample of Argentinean teenagers. **Method.** An intentional sample of 728 adolescents between 12 and 15 years old (60% women; age = 15.02, SD = 1.7) was established. The adolescents were studying from freshman to third year in two private schools in the city of Paraná, Argentina. The participants answered seven questionnaires that explore sociodemographic data, online sexual request an interaction, cyberbullying, victimization, psychosomatic and depression symptoms and sexting. Data were analyzed with the SPSS 23 and MPLUS 6. **Results.** Findings indicated an adequate unifactorial structure - unlike the authors' bifactorial structure - from a parallel analysis and confirmatory factor analysis (CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.07), adequate internal reliability (Cronbach's alpha 0.93) and construct validity, as suggested by the questionnaire's correlations with depression, victimization, cybervictimization, and sexting ( $s = 0.15-0.46$ ). **Discussion.** Despite finding a unifactorial structure, the questionnaire would present adequate properties in Argentina.

**Keywords:** Adolescent, sexuality, adult, technology, questionnaire.

## Resumo:

**Objetivo.** Analisar as propriedades psicométricas do Questionário de Solicitação e Interação Sexual Online em uma amostra de adolescentes argentinos. **Metodologia.** Constituiu-se uma amostra intencional de 728 adolescentes (60% mulheres, Idade = 15.02, DP = [NCR1] 1.7), que estudavam do primeiro ao terceiro ano de duas escolas da cidade do Paraná, Argentina. Os participantes responderam a sete questionários, para obter informações sociodemográficas, solicitação e interação sexual online, cyberbullying, vitimização e sintomas psicossomáticos, depressão e sexting. Os dados foram analisados com o programa SPSS 23 e MPLUS 6. **Resultados.** Os achados indicaram uma estrutura unifatorial adequada - diferente da estrutura bifatorial dos autores - a partir de uma análise paralela e análise fatorial confirmatória (CFI = 0.99, TLI = 0,99, RMSEA = 0.07), confiabilidade interna adequada (alfa de Cronbach 0.93) e validade de construto, conforme sugerido pelas correlações do questionário com depressão, vitimização, vitimização cibernética e sexagem ( $s = 0.15-0.46$ ). **Conclusão.** Apesar de encontrar uma estrutura unifatorial, o questionário apresentaria propriedades adequadas na Argentina.

**Palavras-chave:** Adolescente, sexualidade, adulto, tecnologia, questionário.

## Notas de autor

<sup>2</sup> Doctor en Psicología. Dirección de correspondencia: Laurencena 222 bis, Paraná, Entre Ríos, Argentina, CP: 3100.

<sup>a</sup> Correo de correspondencia: santiago\_resett@hotmail.com

## Introducción

El *grooming online* se define como un proceso a través del cual un adulto con las tecnologías de la información y la comunicación (TIC) trata de ganar la confianza de un menor para crear o mantener un contacto sexual *online*, cara a cara o de ambas formas (Kloess, Beech y Harkins, 2014; Smith, Thompson y Davidson, 2014). Es una problemática de gravedad con importantes implicancias psicosociales; sin embargo, existen pocos instrumentos de sólidas bondades psicométricas a este respecto. El proceso del *grooming online* se compone de dos aspectos: la solicitud y la interacción sexual *online* con menores por parte de los adultos. El primero consiste en pedidos de un adulto hacia un menor para que se involucre en actividades, conversaciones sexuales o el intercambio de información sexual personal (Mitchell, Finkelhor y Wolak, 2007). Mientras que el segundo consiste en interacciones de un adulto para abusar del menor (Gámez-Guadix, De Santisteban y Alcázar, 2017).

La diferencia de poder entre los menores y los adultos puede volver a los adolescentes más vulnerables al contacto sexual con los adultos y a manejar dichos contactos de forma inadecuada, debido a la falta de maduración cognitiva y emocional de los menores (McRae et al., 2012; Wolak, Finkelhor, Mitchell e Ybarra, 2010). De esta manera, los adultos que perpetran el *grooming online* tratan de aprovecharse de las vulnerabilidades de los adolescentes, como su soledad, vulnerabilidad o aislamiento. Incluso, se ha encontrado que la sintomatología depresiva adolescente se asocia con un mayor riesgo de sufrir solicitudes sexuales por parte de adultos (Ybarra, Leaf y Diener-West, 2004). Si bien el *grooming online* puede ser perpetrado por un adolescente hacia otro (Ybarra y Mitchell, 2008), es psicosocialmente más negativo cuando lo perpetra un adulto, debido a la diferencia de maduración y experiencia sexual (Wolak et al., 2010).

Además, las relaciones sexuales de los adolescentes con los adultos se asocian con conductas de riesgo, como sexo sin protección, ser forzado a tener relaciones sexuales, entre otros (Manlove, Terry-Humen e Ikramullah, 2006; Wolak et al., 2010). El *grooming online* también se relaciona con condiciones de salud mental, como la ansiedad, el estrés, la depresión, las fobias, una baja autoestima, los pensamientos suicidas y las autolesiones (Montiel, Carbonell y Pereda, 2016). Por estas razones, la edad de consentimiento sexual en Argentina es a partir de los 16 años. Es decir, que el contacto sexual entre un menor de 16 años y un adulto es un delito penal en dicho país.

Aunque los estudios relativos a este tema no son abundantes, en comparación con otras problemáticas *online* que afectan a menores, como el *cyberbullying*, las investigaciones internacionales arrojan cifras alarmantes. Un ejemplo de esto es la prevalencia de solicitud sexual en el último año, que fue de 5% a 15% en adolescentes de 10 a 17 años en los Estados Unidos y Europa durante el año 2013 (Bergen et al., 2014). Otro estudio en los Estados Unidos arrojó cifras similares, con 9% de adolescentes de la misma edad informando haber sufrido algún tipo de solicitud sexual indeseada (Jones, Mitchell y Finkelhor, 2012). En Holanda se encontró que el 6% de los varones lo padecían, mientras que en las mujeres la cifra ascendía a 19% (Baumgartner, Valkenburg y Peter, 2010). Otras investigaciones señalan que las mujeres son más propensas a sufrirlo (Mitchell, Wolak y Finkelhor, 2008; Wolak et al., 2010).

Otro de los grandes riesgos para los adolescentes es que muchos de los que sufren *grooming online* también pueden experimentar otras problemáticas relacionadas con las nuevas tecnologías, como el *cyberbullying* o el *sexting* (Wachs et al., 2017), aunque las interrelaciones entre dichas conductas prácticamente no han sido investigadas en el mundo (Machimbarrena et al., 2018). Estos últimos investigadores detectaron que prevalecía la combinación de *cyberbullying* y *grooming online*, con un porcentaje no menor de adolescentes que informaron que, además de estas dos conductas, padecían el *sexting*.

Por otra parte, el *sexting* (envío o creación de mensajes, fotos o videos de contenido sexual mediante TIC) es un factor de riesgo para sufrir distintos tipos de abuso *online* o cara a cara (Gámez-Guadix, De Santisteban y Resett, 2017; Mitchell et al., 2007). Esto explicaría la asociación entre el *grooming online*, la cibervictimización y el *sexting*, identificada en algunas investigaciones (Gámez-Guadix y Mateos-Pérez, 2019). En épocas recientes se detectó que la polivictimización, es decir, sufrir de *grooming online*, victimización y cibervictimización, puede incrementar la sintomatología depresiva, ansiosa y el suicidio (Jasso, López y Gámez-Guadix, 2018).

Muchos autores señalan que las solicitudes sexuales por parte de los adultos no son fáciles de estimar (Wurtele y Kenny, 2017). Entre los pocos instrumentos disponibles que se han desarrollado para validar esta información, se encuentra el Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual *Online* hacia menores por parte de adultos, de Gámez-Guadix, De Santisteban y Alcázar (2017), que arrojó buenas propiedades psicométricas en una muestra de adolescentes españoles.

La solicitud e interacción sexual de los adultos hacia los menores se ha vuelto preocupante en los medios de comunicación y la comunidad educativa y académica. Sin embargo, en América Latina no existen estudios que hayan evaluado las propiedades psicométricas de un instrumento para medir la solicitud e interacción sexual hacia los menores. Por consiguiente, la importancia del presente trabajo radica en adaptar a un país latinoamericano, por primera vez, el Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual *Online* a menores por parte de adultos de Gámez-Guadix, De Santisteban y Alcázar (2017), el cual fue desarrollado en España. A diferencia de la investigación de los autores del test, para explorar de forma más completa la validez del instrumento, el presente trabajo empleó una mayor cantidad de variables psicosociales, como la victimización por parte de pares, la cibervictimización, la depresión y la ansiedad. Además de lo anterior, para alcanzar el objetivo de este estudio, se requirió evaluar la estructura factorial y consistencia interna del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual *Online* a menores por parte de adultos en una muestra de adolescentes argentinos, explorar la validez de constructo de dicho cuestionario, así como describir el nivel de *grooming online* y si el sexo introduce diferencias a este respecto.

## Método

### Participantes

Se constituyó una muestra intencional de 728 adolescentes de dos escuelas secundarias privadas de Paraná, Entre Ríos, Argentina, con edades de 12 a 15 años, con media de 15.02 años ( $DE = 1.7$ ), el 60% eran mujeres y el restante, varones. El 37% cursaba primer año, 34% segundo, y el porcentaje restante asistía a tercer año. El 69% señaló residir con ambos progenitores.

### Instrumentos

#### *Cuestionario sociodemográfico ad hoc.*

En este cuestionario se recogieron datos sociodemográficos de los participantes, como sexo, edad y curso al que asistían, entre otros.

### *Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual online a menores por parte de adultos.*

En este cuestionario de 10 ítems se pidió a los adolescentes que indicaran con qué frecuencia experimentaron una solicitud o interacción sexual con un sujeto de 18 años o más durante el último año. Utilizando una escala Likert de cuatro puntos: 0 (*nunca*), 1 (*una o dos veces*), 2 (*3 a 5 veces*) y 3 (*6 o más veces*). Además, se preguntó sobre el año anterior para evitar el sesgo temporal, ya que dicho periodo se ha utilizado en otros cuestionarios con temas semejantes, como la Encuesta de Seguridad en Internet para jóvenes (Jones et al., 2012), lo que favorece las comparaciones con los resultados del presente estudio (Gámez-Guadix et al., 2017a).

Con respecto a sus propiedades psicométricas, los estudios en muestras de adolescentes españolas indicaron una adecuada estructura factorial con dos factores: uno denominado solicitudes sexuales, y el otro, interacciones sexuales. El primero estaba integrado por las primeras cinco opciones que referían pedidos sexuales por parte de un adulto hacia el menor (como el envío de una foto), y el otro estaba compuesto por las opciones que exponían intenciones de parte del adulto para cometer un abuso sexual hacia el menor (por ejemplo, “Me encontré con un adulto que conocí en internet”). Dicha estructura explicó el 60% de la varianza, y un análisis factorial confirmatorio indicó un buen ajuste, con 0.98, CFI = 0.99 y RMSEA = 0.01.

### *Cuestionario de Cyberbullying.*

Se compone de dos subescalas, una para medir la ciberagresión y la otra para medir cibervictimización, cada una con 14 opciones. Un ejemplo fue: “Me enviaron mensajes amenazantes o insultantes con la internet o el celular”. Presentan cinco alternativas de respuesta que van de 0 = *nunca* a 4 = *varias veces por semana*. Sus propiedades están bien establecidas en España y México (Calvete, Orue, Estévez, Villardón y Padilla, 2010; Gámez Guadix, Villa-George y Calvete, 2014). La adaptación a Argentina mostró buenas propiedades (Resett y Gámez-Guadix, 2018). En el presente estudio, el  $\alpha$  de Cronbach fue adecuado, con 0.86 para la subescala de ser cibervictimizado; además, no se usó la subescala de perpetración del *cyberbullying*.

### *Cuestionario Revisado de Agresores/Víctimas.*

En este test, los alumnos fueron interrogados sobre los tipos de acoso experimentado o que llevaron a cabo en la otra parte del cuestionario. A partir de nueve preguntas sobre la frecuencia de estas formas de ser victimizado y otras nueve sobre llevar a cabo el *bullying*: golpear, sacar o romper cosas, poner sobrenombres, burlas sobre el aspecto físico, burlas sexuales, amenazas, excluir, decir mentiras y agredir con mensajes de textos desde el celular o mediante internet (Olweus, 1996). Un ejemplo fue: “Me pusieron sobrenombres feos, me hicieron cargadas pesadas, o se burlaron de mí”. Se responde en un formato de cinco alternativas que van de 0 = *nunca* a 4 = *varias veces por semana*. Este cuestionario fue empleado en numerosos estudios de varios países con buenas propiedades (Olweus, 2013), como en Argentina (Resett, 2018). Para la escala de victimización en el presente estudio, el  $\alpha$  de Cronbach fue 0.86. No se usó la subescala de perpetración del *bullying*.

### *Escala de Síntomas Psicossomáticos de Rosenberg.*

Los 10 ítems del instrumento miden la ansiedad a partir de la activación del sistema nervioso autónomo (Rosenberg, 1965). Un ejemplo de pregunta es: “Me preocupan mis nervios”. Presenta cuatro opciones de respuesta que van de 0 (*nunca*) a 3 (*muchas veces*). En Argentina, el  $\alpha$  de Cronbach fluctúa de 0.74 a 0.78 (Facio, Resett, Mistrorigo y Micocci, 2006). En esta muestra el  $\alpha$  de Cronbach fue 0.84.

### *El Inventario de Depresión de Kovacs para Niños y Adolescentes (CDI).*

Este inventario compuesto por 27 ítems, es uno de los más usados para medir depresión. El participante debía escoger cuál de las tres alternativas reflejaba mejor cómo se sentía. Un ejemplo de opción fue: “Todo el tiempo me siento triste”. El CDI presentó buenas propiedades (Kovacs, 1992). En Argentina, el  $\alpha$  de Cronbach fluctúa de 0.86 a 0.89 (Facio et al., 2006). En esta muestra el  $\alpha$  de Cronbach fue 0.83.

### *Cuestionario de Sexting.*

Este instrumento evalúa la frecuencia con la que los adolescentes enviaron contenidos sexuales en línea (Gámez-Guadix, Almendros, Borrajo y Calvete, 2015). Un ejemplo de opción fue: “Enviar información escrita o mensajes de texto con contenido sexual sobre ti”. Las opciones de respuesta son: 0 = *nunca*; 1 = *de 1 a 3 veces*; 2 = *de 4 a 10 veces*; y 3 = *más de 10 veces*. Esta escala mostró una adecuada validez de constructo y adecuada consistencia en muestras españolas (Gámez-Guadix, De Santisteban y Resett, 2017). En Argentina demostró buenas propiedades (Resett, 2019). En la presente muestra el  $\alpha$  de Cronbach fue 0.84.

## **Procedimiento**

El objetivo de esta investigación fue explicado a los directivos de las escuelas y sus padres, quienes dieron su consentimiento. A los padres se les envió una nota en el cuaderno de comunicaciones. Posteriormente, se les informó a los participantes el propósito, se garantizó anonimato y confidencialidad. Los cuestionarios se aplicaron en las horas que la escuela destinó para este fin y los participantes tardaron alrededor de 40 minutos en completarlos. La investigación fue aprobada por la Universidad Argentina de la Empresa -proyecto con resolución A19S22- y consideró que los procedimientos eran acordes con el cuidado de los participantes, según lineamientos institucionales, nacionales e internacionales.

Para adaptar el Cuestionario de Cyberbullying a Argentina, primero, tres jueces independientes con experiencia en investigación en psicología evaluaron la prueba original con la instrucción de indicar qué términos no eran pertinentes para el español argentino. Se empleó una escala Likert de cinco puntos, desde 1 (*no se entiende*) hasta 5 (*se entiende*). En el caso de que no se entendiera algún término, debían indicar qué palabra sería un buen equivalente para el español argentino. Los tres indicaron que la palabra “móvil” era inadecuada, sugiriendo reemplazarla por “celular”. Mientras que dos sugirieron que la palabra “flirteado” era inadecuada y se debería cambiar por “coqueteado”.

Dichas modificaciones también fueron revisadas por el autor original del cuestionario, quien las consideró pertinentes. Luego, el cuestionario se aplicó a una muestra piloto de 40 adolescentes de dos cursos de educación secundaria que asistían a una escuela privada. Se les pidió a los adolescentes que expresaran cualquier duda que tuvieran antes de la aplicación. No hubo dificultades a la hora de responder y todos los participantes señalaron que las preguntas y el lenguaje eran claros. El  $\alpha$  de Cronbach fue 0.83 y 0.83 para solicitud e interacción, respectivamente.

## **Análisis de datos**

Para calcular estadísticos descriptivos e inferenciales, los datos se analizaron con el programa Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) versión 23. Como el análisis de componentes principales se desaconseja en la actualidad (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014) y, dado

que se deseaba explorar los factores que emergerían de la escala, se llevó a cabo un análisis paralelo con el programa Factor 8.10.

Para determinar la retención de factores, se empleó el método de implementación clásico de Horn (1965). Para la retención, se compararon los autovalores empíricos con los autovalores (medias) aleatorios, luego se seleccionaron los que se encontraban por encima de la media aleatoria (O'Connor, 2000). Se usó un número de replicaciones igual a 100 y percentil de representación de simulaciones igual a 0.95. Una vez obtenidos los factores a retener, el análisis factorial exploratorio (AFE) usó rotación Promin, ya que dicha rotación permite que los factores sean oblicuos, lo que facilita la simplificación de la estructura factorial, en caso de que emerja más de un factor (Lorenzo-Seva, 2013). Se empleó el método Unweighted Least Squares (ULS), debido a la naturaleza ordinal de los datos y a que solo se daban cuatro opciones de respuesta.

Con respecto a la distribución de los datos, para la asimetría, los valores de las preguntas iban de 3.90 a 6.92, y para la curtosis iban de 16.00 a 48.70. Valores de asimetría superiores a 3 y de curtosis de 8 a 20 o más fueron considerados como extremos (Kline, 2015). Como los valores se apartaban de la distribución normal -un valor de curtosis superior a 2 fue considerado alejado de la normalidad (Boomsma y Hoogland, 2001; Byrne, 2012)-, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el método Weighted Least Squares MV (WLSMV), debido a que las respuestas de los ítems eran ordinales con menos de cinco opciones de respuesta (Brown, 2006, Lloret-Segura et al., 2014) y porque los datos se alejaban de la distribución normal (Byrne, 2010, 2012; Kline, 2015; Tabachnick y Fidell, 2013). Por el mismo motivo se empleó el  $\chi^2$  de Satorra-Bentler. Se usó el programa MPLUS 7 para dicho análisis.

La muestra se dividió aleatoriamente en dos submuestras de tamaño casi idéntico. Con el primer grupo (328 participantes) se llevó a cabo el análisis paralelo de factores, mientras que con el segundo (400 participantes) se realizó el AFC. Se optó por este enfoque basados en los datos o *bottom up*, primero uno paralelo y luego uno confirmatorio, porque se sabe que las estructuras factoriales de un instrumento pueden variar de un estudio a otro, o cuando se está en un proceso de adaptación de una prueba a otro contexto cultural (Fehm y Hoyer, 2004).

Para considerar adecuado el ajuste de los modelos a poner a prueba, se tomaron en cuenta los valores  $\chi^2$ , CFI, TLI y RMSEA. Valores de CFI y TLI por encima de 0.90 y RMSEA por debajo de 0.10 son adecuados (Bentler, 1992; Byrne, 2010). Aunque existen criterios más exigentes de CFI y TLI mayores de 0.95 y RMSEA menores de 0.05 (Hu y Bentler, 1999), en la actualidad se postulan criterios de CFI mayores de 0.97 y RSMEA menor de 0.07 (Hair, Black, Babin y Anderson, 2010). No se consideró en el ajuste del modelo, si el  $\chi^2$  era significativo, ya que el mismo es un criterio exigente y afectado por el tamaño de la muestra (Byrne, 2012).

## Resultados

Para evaluar la estructura factorial del cuestionario, se realizó un análisis paralelo con las diez opciones del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual *Online* a menores. En la tabla 1 se muestran los autovalores empíricos y aleatorios. Al compararlos, solamente el primer autovalor empírico se hallaba por encima de la media aleatoria, por lo cual, se decidió retener un solo factor, como lo sugiere O'Connor (2000). Dicho factor explicaba una amplia varianza.

TABLA 1  
*Comparación de autovalores empíricos y aleatorios del  
 Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual Online a menores*

Componentes sugeridos	Autovalores empíricos		Autovalores aleatorios	
	Total	% varianza explicada	M	Percentiles 95%
1	6.42*	81	1.18	1.23
2	1.01	6	1.13	1.16
3	0.54	4	1.08	1.11
4	0.52	3	1.04	1.07
5	0.35	2	1.01	1.03
6	0.29	1	0.98	1.00
7	0.26	1	0.94	0.97
8	0.22	1	0.90	0.93
9	0.19	0.5	0.87	0.89
10	0.16	0.5	0.82	0.86

Fuente: elaboración propia.

Con respecto a la estructura factorial del cuestionario, un análisis paralelo indicó la retención de un solo factor. Tanto el análisis exploratorio como el confirmatorio arrojaron una estructura unifactorial. Para poner a prueba dicha estructura, el cálculo del índice de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Okin (KMO) fue igual a 0.95, y la prueba de esfericidad de Bartlett  $\chi^2(45) = 8321.10$ ;  $p < 0.001$  indicaron que era apropiado realizarlo.

En la tabla 2 se presentan los resultados del análisis a partir del método de ajuste ULS. Como se muestra en la tabla, todas las opciones cargaron por encima de 0.71. Dicha estructura explicó el 81% de la varianza, con todos los ítems con una carga factorial por encima de 0.82 y mostrando un ajuste satisfactorio. El ajuste del modelo indicó una estructura adecuada NNFI = 0.99 CFI = 0.99 RMSEA = 0.04. El AFC también fue satisfactorio, pues los valores de CFI y TLI estuvieron por encima de 0.90, y el RMSEA por debajo de 0.10. Los valores cumplieron criterios más exigentes de CFI y TLI mayores de 0.95 o de 0.97, con un RMSEA menor al 0.07 establecido. Todos los ítems cargaron por encima de 0.86.

El modelo bifactorial (solicitud e interacción) detectado por los autores en muestras de adolescentes españoles, también mostraron un ajuste satisfactorio, aunque no tan adecuado como el unifactorial.

TABLA 2  
*Cargas factoriales para las opciones del Cuestionario de  
 Solicitud e Interacción Sexual Online a menores (n = 328)*

Opción	Carga
1. Un adulto me pidió que le mande fotos o videos míos de tipo sexual	0.82
2. Un adulto me hizo preguntas explícitas de contenido sexual desde internet o el celular	0.86
3. Un adulto me pidió tener cibersexo (por ej.: con webcam)	0.86
4. Un adulto por internet o el celular me pidió encontramos en persona para tener sexo	0.97
5. Un adulto me envió fotos o videos de él/ella de tipo sexual	0.85
6. Yo envié a un adulto fotos o videos míos de tipo sexual	0.95
7. Yo he coqueteado o mantenido un contacto romántico <i>online</i> con un adulto	0.89
8. Yo he hablado de cosas sexuales con un adulto en internet o el celular	0.92
9. Yo me encontré en persona con un adulto que conocí <i>online</i>	0.94
10. Yo me encontré con un adulto en persona para tener contacto sexual	0.92

Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio para poner a prueba un modelo de medición unifactorial (Modelo 1) con el método WLSMV, siguiendo los resultados del análisis paralelo y del análisis factorial exploratorio. El modelo puesto a prueba se presenta en la figura 1.

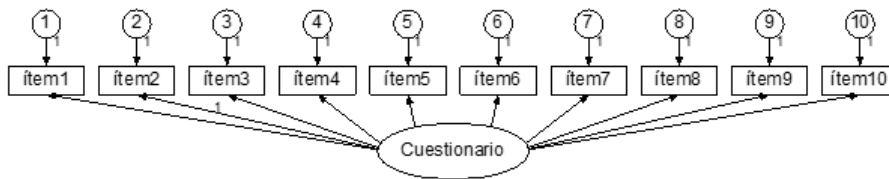


FIGURA 1.

Modelo de medición unifactorial para el Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual Online a menores.

Fuente: elaboración propia.

Los resultados mostraron un ajuste satisfactorio CFI = 0.99 TLI = 0.99 y RMSEA = 0.07, como se observa en la tabla 3. También se puso a prueba un modelo bifactorial, como el obtenido por los autores en España (llamado Modelo 2), es decir, de dos factores (solicitud e interacción) relacionados. El modelo original presentó también un buen ajuste, aunque no tan adecuado como el bifactorial, como lo indicaron el  $\chi^2$ , CFI, TLI y RMSEA. Asimismo, la diferencia de CFI entre los modelos era 0.02, lo cual sugirió un mejor ajuste del Modelo 1 al ser  $p > 0.01$  (Byrne, 2012).

TABLA 3  
Ajuste de los modelos del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual Online a menores

Modelo (M)	$\chi^2$	df	p	CFI	TLI	RMSEA
Modelo 1	224.25	35	0.001	0.99	0.99	0.07
Modelo 2	288.27	34	0.001	0.97	0.96	0.09

Fuente: elaboración propia.

Las cargas factoriales de las opciones del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual *Online* a menores iban de 0.86 a 0.97, con todas siendo significativas a nivel  $p < 0.001$ , como se muestra en la tabla 4.

TABLA 4  
*Cargas factoriales estandarizadas para las opciones del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual Online a menores del análisis factorial confirmatorio (n = 400)*

Opción	Carga	SE	Est. SE	p
1. Un adulto me pidió que le mande fotos o videos míos de tipo sexual	0.86	0.02	34.09	0.001
2. Un adulto me hizo preguntas explícitas de contenido sexual desde internet o el celular	0.91	0.01	54.89	0.001
3. Un adulto me pidió tener cibersexo (por ej.: con webcam)	0.93	0.01	55.48	0.001
4. Un adulto por internet o el celular me pidió encontrarnos en persona para tener sexo	0.94	0.01	83.74	0.001
5. Un adulto me envió fotos o videos de él/ella de tipo sexual	0.91	0.01	56.23	0.001
6. Yo envié a un adulto fotos o videos míos de tipo sexual	0.97	0.01	62.48	0.001
7. Yo he coqueteado o mantenido un contacto romántico <i>online</i> con un adulto	0.88	0.02	31.95	0.001
8. Yo he hablado de cosas sexuales con un adulto en internet o el celular	0.92	0.01	59.86	0.001
9. Yo me encontré en persona con un adulto que conocí <i>online</i>	0.88	0.02	32.08	0.001
10. Yo me encontré con un adulto en persona para tener contacto sexual	0.95	0.02	45.22	0.001

Fuente: elaboración propia.

Al explorar su consistencia interna, el  $\alpha$  de Cronbach fue de 0.93. Al evaluar la correlación de cada ítem con el puntaje total corregido con respecto al impacto del ítem en cuestión, se hallaron correlaciones sumamente aceptables, que fluctuaban de 0.63 a 0.82.



Para explorar la validez de constructo del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual *Online* a menores, se llevaron a cabo correlaciones de Pearson entre los puntajes de dicha escala, los de depresión, ansiedad, *sexting*, cibervictimización y victimización. Los puntajes del cuestionario correlacionaron positiva y significativamente con todos los puntajes de los constructos medidos:  $r_s = 0.15, 0.46, 0.28$  y  $0.25$  para depresión, *sexting*, cibervictimización y victimización, respectivamente ( $p_s < 0.001$ ). La ansiedad no correlacionó significativamente  $r = -0.01, p < 0.759$ .

En cuanto a los niveles de *grooming online*, el 20% de los adolescentes se vieron involucrados en situaciones de este tipo, al menos en una ocasión en el último año. Las diferencias de sexo no fueron significativas, ya que la media de varones fue de 1.35 ( $SD = 3.44$ ), mientras que la de mujeres fue de 0.75 ( $SD = 2.72$ )  $p < 0.11$ . La forma más frecuente de sufrirlo fue: “Un adulto me envió fotos o videos de él/ella de tipo sexual”. El 11% de los participantes dijeron haberlo sufrido al menos en una ocasión. El sexo sí introdujo diferencias en las opciones 8 “Yo he hablado de cosas sexuales con un adulto en internet o el celular”, y 10 “Yo me encontré con un adulto en persona para tener contacto sexual”. Lo anterior, porque más varones que mujeres afirmaron haberlo padecido: 14% versus 5% y 5% versus 2%, respectivamente, aunque en el último caso, la diferencia fue marginal  $p.s = 0.001$  y  $0.06$ ).

## Discusión

El objetivo de este trabajo era analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual *Online* (Gámez-Guadix, De Santisteban y Alcázar, 2017) en una muestra de adolescentes argentinos, el cual demostró bondad psicométrica. Dicho cuestionario presentó adecuada estructura factorial y consistencia interna, y validez de constructo con respecto a los problemas emocionales (depresión y ansiedad), victimización de pares, cibervictimización y *sexting*. Sin embargo, la estructura detectada aquí difiere del modelo bifactorial hallado por los autores en adolescentes españoles. Tal vez las diferencias culturales, sociales y económicas entre ambos países puedan explicar en parte la diferente estructura factorial aquí detectada. Por ejemplo, si bien España pertenece a la tradición latina y católica, es una nación con un mayor desarrollo social y financiero. Por otra parte, el sexo introdujo diferencia en los puntajes de solicitud e interacción sexual *online*, puesto que los puntajes fueron más altos en las mujeres que en los varones.

Por otra parte, la muestra evaluada fue seleccionada de forma intencional en dos centros educativos y era de un tamaño menor a los más de 2700 adolescentes seleccionados al azar en Madrid, España. Por lo cual, es necesario llevar a cabo futuros estudios con muestras seleccionadas al azar para poder generalizar los resultados. Está comprobado que muestras intencionales y heterogéneas en su composición (edad, clase social, entre otros) pueden afectar la estructura factorial (Tabachnick y Fidell, 2013).

En lo relativo a la consistencia interna, el  $\alpha$  de Cronbach fue de 0.93, es decir, altamente satisfactoria (DeVellis, 2012; Kaplan y Saccuzzo, 2006). Este resultado fue incluso más satisfactorio que el encontrado por los autores en España (Gámez-Guadix, De Santisteban y Resett, 2017), que fue de 0.87 y 0.69 para solicitud e interacción sexual, respectivamente.

Con respecto a la validez de constructo, se hallaron correlaciones significativas y positivas entre los puntajes de *grooming online* y depresión, *sexting*, cibervictimización y victimización. Para el *sexting*, el tamaño de la correlación fue mediano, mientras que para las restantes asociaciones fue pequeño, teniendo en cuenta que Cohen (1992) señala que correlaciones de 0.10, 0.30 y 0.50 son pequeñas, medianas y grandes, respectivamente. El estudio de Gámez-Guadix, De Santisteban y Resett (2017) también halló correlaciones elevadas para dicha conducta y el *sexting*. Como dicho estudio español no evaluó las restantes conductas, no es posible realizar comparaciones.

La asociación entre el *grooming* y el *sexting* no es llamativa, pues el compartir contenidos sexuales personales podría ser un factor de riesgo para que los adultos contacten a los menores con fines sexuales. Estudios

recientes detectaron esta asociación, como también la que hay entre el *grooming online* y la cibervictimización (Machimbarrena et al., 2018; Reyns, Burek, Henson y Fisher, 2013). Está establecido que antes de iniciar el abuso, los adultos que llevan a cabo el *grooming* buscan información en las redes sociales sobre la vulnerabilidad de las posibles víctimas (Gámez-Guadix, Almendros, Calvete y De Santisteban, 2018).

De este modo, el compartir contenidos íntimos, como fotos, o la sintomatología depresiva, estar triste, puede ser un antecedente del *sexting*. Aunque también es posible que dichas conductas sean también una consecuencia del *grooming* o del *cyberbullying*. De hecho, el inadecuado contacto sexual con un adulto los podría volver más desinhibidos en lo sexual e incrementar sus conductas de *sexting* (Paolucci, Genuis y Violato, 2001). Esto es, la victimización y la cibervictimización podrían ser tanto un antecedente como una consecuencia del *grooming online*, ya que los adolescentes que son maltratados o rechazados por sus pares, se vuelven un blanco más fácil del *grooming*, aunque también la conducta abusiva sexual de los adultos los podría llevar a ser maltratados por los pares (Machimbarrena et al., 2018). Futuros estudios deberían examinar las relaciones temporales entre dichas conductas, puesto que estudios longitudinales recientes en España demostraron relaciones bidireccionales entre el *grooming online* y el *sexting* (Gámez-Guadix y Mateos-Pérez, 2019).

No se hallaron asociaciones entre estas conductas y la ansiedad, pero sí para la depresión, lo cual indicaría que adolescentes con una sintomatología depresiva serían sujetos más vulnerables al *grooming online*, como lo han detectado algunas investigaciones (Montiel et al., 2016; Ybarra et al., 2004). Se recomienda que en el futuro se evalúe si la ansiedad es un factor de riesgo o no para sufrir abuso. Aunque estos datos son preliminares, las correlaciones de la escala con la depresión, el *sexting*, la cibervictimización y la victimización indicarían validez concurrente del test.

Se detectaron niveles no menores de adolescentes involucrados en el *grooming*, con el 20%, los cuales eran muchos más elevados al 13% y 8% de solicitud e interacción sexual hallados con el mismo instrumento en muestras españolas (Gámez-Guadix, De Santisteban y Resett, 2017). También eran elevados a las prevalencias de 5% a 15% halladas en adolescentes de 10 a 17 años en Estados Unidos y Europa (Bergen et al., 2014). Los niveles podrían ser más altos, pues muchos adolescentes por miedo o vergüenza pueden no haber confesado el abuso sexual recibido.

No existían diferencias de sexo en el nivel total de *grooming*, pero sí en las opciones: “Yo he hablado de cosas sexuales con un adulto en internet o el celular” y “yo me encontré con un adulto en persona para tener contacto sexual”. En estas, más varones indicaron haberlo experimentado. Si bien las diferencias de sexo en algunos estudios señalan que las mujeres lo sufren en mayor medida (Mitchell et al., 2008; Wolak et al., 2010), las investigaciones con el presente instrumento en España también detectaron que los varones lo sufrían en mayor medida. Una posible explicación puede ser que los varones son más desinhibidos y tienen menor temor de ser agredidos sexualmente, en comparación con las mujeres.

El presente trabajo tiene una serie de limitaciones que deben ser destacadas, como la selección de la muestra intencional, lo cual no permite generalizar los resultados; y el uso del autoinforme para medir el *grooming online*, el cual tiene limitaciones conocidas, principalmente en una variable cuya falta de honestidad o deseabilidad social tiene una gran repercusión, y con una muestra de un tamaño menor a la empleada en España por los autores del test. También el haber evaluado todas las variables con el autoinforme aumenta artificialmente las correlaciones entre las variables, por la varianza compartida por el método de recolección de datos.

Se recomienda que a futuro se examine esta problemática en muestras de mayor tamaño y seleccionadas al azar de distintas regiones de Argentina, con el fin de poder generalizar los resultados y determinar si se replica la estructura unifactorial hallada. Por otra parte, futuras investigaciones podrían ser longitudinales, para examinar su consistencia test/re-test, y así determinar la estabilidad temporal del *grooming online* y evaluar las interrelaciones entre los distintos tipos de victimización. Sería interesante analizar la estructura del test con la respuesta de la teoría al ítem. Asimismo, se considera apropiado examinar dicha conducta con otras

técnicas de recolección de datos, como las nominaciones de pares, para evitar las limitaciones del autoinforme. Finalmente, sería deseable evaluar la validez concurrente con otras variables de relevancia, como la sexualidad precoz, sexo sin protección, impulsividad, entre otras.

## Referencias

- Baumgartner, S., E., Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2010). Unwanted Online Solicitation and Risky Sexual Online Behavior across the Lifespan. *Journal of Applied Developmental Psychology, 31*, 439-447. doi: 10.1016/j.appdev.2010.07.005
- Bentler, P. M. (1992). On the Fit of Models to Covariances and Methodology to the *Bulletin. Psychological Bulletin, 112*(3), 400-404. doi: 10.1037/0033-2909.112.3.400
- Bergen, E., Davidson, J., Schulz, A., Schuhmann, P., Johansson, A., Santtila, P., . . . Jern, P. (2014). The Effects of Using Identity Deception and Suggesting Secrecy on the Outcomes of Adult-Adult and Adult-Child or Adolescent Online Sexual Interactions. *Victims & Offenders, 9*(3), 276-298. doi: 10.1080/15564886.2013.87375
- Boomsma, A., & Hoogland, J. J. (2001). The Robustness of LISREL Modeling Revisited. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural Equation Models: Present and Future. A Festschrift in Honor of Karl Jöreskog* (pp. 139-168). Lincolnwood, United States: Scientific Software International.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, United States: Guilford.
- Byrne, B. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, United States: Routledge.
- Byrne, B. (2012). *Structural Equation Modeling with MPLUS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, United States: Routledge.
- Calvete, E., Orue, I., Estévez, A., Villardón, L., & Padilla, P. (2010). Cyberbullying in Adolescents: Modalities and Aggressors' Profile. *Computers in Human Behavior, 26*, 1128-1135. doi: 10.1016/j.chb.2010.03.017
- Cohen, J. (1992). Quantitative Methods in Psychology: A Power Primer. *Psychological Bulletin, 112*, 155-159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale Development: Theory and Applications*. Thousand Oak: Sage.
- Facio, A., Resett, S., Mistrorigo, C. y Micocci, F. (2006). *Los adolescentes argentinos. Cómo piensan y sienten*. Buenos Aires, Argentina: Lugar.
- Fehm, L., & Hoyer, J. (2004). Measuring Thought Control Strategies: The Thought Control Questionnaire and a Look Beyond. *Cognitive Therapy and Research, 28*, 105-117. doi: 10.1023/B:COTR.0000016933.41653.dc
- Gámez-Guadix, M., Almendros, C., Borrajo, E., & Calvete, E. (2015). Prevalence and Association of Sexting and Online Sexual Victimization Among Spanish Adults. *Sexuality Research and Social Policy, 12*(2), 145-154. doi: 10.1007/s13178-015-0186-9
- Gámez-Guadix, M., Almendros, C., Calvete, E., & De Santisteban, P. (2018). Persuasion Strategies and Sexual Solicitations and Interactions in Online Sexual Grooming of Adolescents: Modeling Direct and Indirect Pathways. *Journal of Adolescence, 63*, 11-18. doi: 10./j.adolescence.2017.12.002
- Gámez-Guadix, M., De Santisteban, P., & Alcázar, M. (2017a). The Construction and Psychometric Properties of the Questionnaire for Online Sexual Solicitation and Interaction of Minors with Adults. *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment, 30*(8), 1-17. doi: 10.1177/1079063217724766
- Gámez-Guadix, M., De Santisteban, P., & Resett, S. (2017b). Sexting among Spanish Adolescents: Prevalence and personality profiles. *Psicothema, 29*(1), 29-34. doi: 10.7334/psicothema2016.222
- Gámez-Guadix, M., & Mateos-Pérez, E. (2019). Longitudinal and Reciprocal Relationships between Sexting, Online Sexual Solicitations, and Cyberbullying among Minors. *Computers in Human Behavior, 94*, 70-76. doi: 10.1016/j.chb.2019.01.004

- Gámez-Guadix, M., Villa-George, F., & Calvete, E. (2014). Psychometric properties of the Cyberbullying Questionnaire (CBQ) among Mexican Adolescents. *Violence and Victims, 29*(2), 232-247. doi: 10.1891/0886-6708.VV-D-12-00163R1
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis*. New York, United States: Pearson.
- Horn, J. L. (1965). A Rationale and Test for the Number of Factors in Factor Analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185. doi: 10.1007/bf02289447
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Jasso, J. L., López, F., & Gámez-Guadix, M. (2018). Assessing the Links of Sexting, Cybervictimization, Depression, and Suicidal Ideation among University Students. *Archives of Suicide Research, 22*(1), 153-164. doi: 10.1080/13811118.2017.1304304
- Jones, L. M., Mitchell, K. J., & Finkelhor, D. (2012). Trends in Youth Internet Victimization: Findings from Three Youth Internet Safety Surveys 2000-2010. *Journal of Adolescent Health, 50*(2), 179-186. doi: 10.1016/j.jadohealth.2011.09.015
- Kaplan, R. M. y Saccuzzo D. P. (2006). *Pruebas psicológicas: principios, aplicaciones y temas*. Madrid, España: International Thomson.
- Kline, R. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, United States: Guilford.
- Kloess, J. A., Beech, A. R., & Harkins, L. (2014). Online Child Sexual Exploitation Prevalence, Process, and Offender Characteristics. *Trauma, Violence, & Abuse, 15*(2), 126-139. doi: 10.1177/1524838013511543
- Kovacs, M. (1992). *Children's Depression Inventory Manual*. North Tonawanda, United States: Multi-Health Systems.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología, 30*(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo-Seva, U. (2013). *Why Rotate my Data Using Promin?* Technical Report. Tarragona: Department of Psychology, Universitat Rovira i Virgili.
- Machimbarrena, J. M., Calvete, E., Fernández-González, L., Álvarez-Bardón, A., Álvarez-Fernández, L., & González-Cabrera, J. (2018). Internet Risks: An Overview of Victimization in Cyberbullying, Cyber Dating Abuse, Sexting, Online Grooming and Problematic Internet Use. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 15*(11), 1-15. doi: 10.3390/ijerph15112471
- Manlove, J., Terry-Humen, E., & Ikramullah, E. (2006). Young Teenagers and Older Sexual Partners: Correlates and Consequences for Males and Females. *Perspectives on Sexual and Reproductive Health, 38*(4), 197-207. doi: 10.1363/psrh.38.197.06
- McRae, K., Gross, J. J., Weber, J., Robertson, E. R., Sokol-Hessner, P., Ray, R. D., ... Ochsner, K. N. (2012). The Development of Emotion Regulation: An fMRI Study of Cognitive Reappraisal in Children, Adolescents and Young Adults. *Social Cognitive and Affective Neuroscience, 7*(1), 11-22. doi: 10.1093/scan/nsr093
- Mitchell, K. J., Finkelhor, D., & Wolak, J. (2007). Youth Internet Users at Risk for the Most Serious Online Sexual Solicitations. *American Journal of Preventive Medicine, 32*(6), 532-537. doi: 10.1016/j.amepre.2007.02.001
- Mitchell, K. J., Wolak, J., & Finkelhor, D. (2008). Are Blogs Putting Youth at Risk for Online Sexual Solicitation or Harassment? *Child Abuse & Neglect, 32*(2), 277-294. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2007.04.015>
- Montiel, I., Carbonell, E., & Pereda, N. (2016). Multiple Online Victimization of Spanish Adolescents: Results from a Community Sample. *Child Abuse & Neglect, 52*, 123-134. doi: 10.1016/j.chiabu.2015.12.005
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS Programs for Determining the Number of Components Using Parallel Analysis and Velicer's MAP Test. *Behavior Research Methods, Instrumentation, and Computers, 32*, 396-402. doi: 10.3758/bf03200807
- Olweus, D. (1996). *The Revised Olweus Bully/Victim Questionnaire*. Bergen, Norway: Hemil, University of Bergen.

- Olweus, D. (2013). School Bullying: Development and Some Important Challenges. *Annual Review of Clinical Psychology*, 9, 751-780. doi: 10.1146/annurev-clinpsy-050212-185516
- Paolucci, E. O., Genuis, M. L., & Violato, C. (2001). A Meta-Analysis of the Published Research on the Effects of Child Sexual Abuse. *Journal of Psychology*, 135(1), 17-36. doi: 10.1080/00223980109603677
- Resett, S. (2018). Análisis psicométrico del Cuestionario de Agresores/Víctimas de Olweus en español. *Revista de Psicología*, 36(2), 575-602. doi: 10.18800/psico.201802.007
- Resett, S. (2019). *Sexting en adolescentes: su predicción a partir de los problemas emocionales y la personalidad oscura. Escritos de Psicología*, 12(2), 93-102. <http://dx.doi.org/10.24310/epsiescpsi.v12i2.10060>.
- Resett, S. y Gámez-Guadix, M. (2018). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Cyberbullying en una muestra de adolescentes argentinos. *Universitas Psychologica*, 17(5), 1-12. doi: 10.11144/Javeriana.upsy17-5.ppsc
- Reyns, B. W., Burek, M. W., Henson, B., & Fisher, B. S. (2013). The Unintended Consequences of Digital Technology: Exploring the Relationship between Sexting and Cybervictimization. *Journal of Crime and Justice*, 36(1), 1-17. doi: 10.1080/0735648X.2011.641816
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton, United States: Princeton University Press.
- Smith, P. K., Thompson, F., & Davidson, J. (2014). Cyber Safety for Adolescent Girls: Bullying, Harassment, Sexting, Pornography, and Solicitation. *Current Opinion in Obstetrics and Gynecology*, 26(5), 360-365. doi: 10.1097/GCO.000000000000106
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics*. Massachusetts, United States: Pearson Education.
- Wachs, S., Whittle, H. C., Hamilton-Giachritsis, C., Wolf, K. D., Vazsonyi, A. T., & Junger, M. (2017). Correlates of Mono and Dual-Victims of Cybergrooming and Cyberbullying: Evidence from Four Countries. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 21(2), 91-98. doi: 10.1089/cyber.2016.0733
- Wolak, J., Finkelhor, D., Mitchell, K. J., & Ybarra, M. L. (2010). Online "Predators" and their Victims: Myths, Realities, and Implications for Prevention and Treatment. *Psychology of Violence*, 1(S), 13-35. doi: 10.1037/2152-0828.1.S.13
- Wurtele, S., & Kenny, M. (2017). Technology-Related Sexual Solicitation of Adolescents: A Review of Prevention Efforts. *Child Abuse Review*, 25(5), 332-344. doi: 10.1002/car.2445
- Ybarra, M. L., Leaf, P. J., & Diener-West, M. (2004). Sex Differences in Youth-Reported Depressive Symptomatology and Unwanted Internet Sexual Solicitation. *Journal of Medical Internet Research*, 6(1), e5. doi: 10.2196/jmir.6.1.e5
- Ybarra, M. L., & Mitchell, K. J. (2008). How Risky are Social Networking Sites? A Comparison of Places Online where Youth Sexual Solicitation and Harassment Occur us. *Pediatrics*, 121(2), e350-e357. <https://doi.org/10.1542/peds.2007-0693>

## Notas

- 1 El estudio fue parte de un proyecto de investigación de la Universidad Argentina de la Empresa.

Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0

*Para citar este artículo / To cite this article / Para citar este artigo:* Resett, S. (2021). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Solicitud e Interacción Sexual Online en adolescentes argentinos. *Pensamiento Psicológico*, 19, 1-29. doi:10.11144/Javerianacali.PPSI19.ppsc