

## **ADAPTACIÓN TRANSCULTURAL DEL “CUESTIONARIO DE ABUSO CIBERNÉTICO EN LA PAREJA” (CDAQ) PARA ADOLESCENTES MEXICANOS**

Carlos Alejandro Hidalgo-Rasmussen<sup>1</sup>, Paola Javier-Juárez<sup>1</sup>, Kathia Zurita-Aguilar<sup>1</sup>,  
Libia Yanez-Peñuñuri<sup>2</sup>, Karina Franco-Paredes<sup>1</sup> y Viridiana Chávez-Flores<sup>3</sup>  
<sup>1</sup>Universidad de Guadalajara; <sup>2</sup>Universidad de Sonora; <sup>3</sup>Universidad de Baja California  
(México)

### **Resumen**

Los instrumentos para evaluar el abuso cibernético en el noviazgo se concentran en la victimización o en la perpetración, mientras que el “Cuestionario de abuso cibernético en la pareja” (CDAQ) mide ambos aspectos. Este estudio tuvo como objetivo adaptar el CDAQ a población adolescente mexicana y proporcionar pruebas sobre su validez y fiabilidad. La muestra consistió en 534 estudiantes (51,7% mujeres) con una media de edad de 14,6 años ( $DT= 1,7$ ). La versión adaptada mantuvo su estructura general y cambiaron cuatro palabras para ajustarlas al contexto. El análisis factorial confirmatorio con el modelo de unicidad correlacionado mostró un ajuste adecuado,  $\chi^2(714)= 1.080,24$ ; CFI= 0,970; TLI= 0,968; RMSEA= 0,031 [0,027, 0,035] y teóricamente explicable por la bidireccionalidad del abuso. Se encontró validez convergente de los factores, pero no discriminante y la fiabilidad fue adecuada (alfa de Cronbach= 0,97 y omega de Raykov= 0,93). Los hallazgos sugieren que el CDAQ puede ser un cuestionario útil para evaluar el abuso cibernético en el noviazgo en adolescentes mexicanos.

**PALABRAS CLAVE:** *abuso cibernético en el noviazgo, violencia, adolescencia, cuestionario.*

### **Abstract**

The instruments to evaluate dating abuse focus on victimization or perpetration, unlike the Cyber Dating Abuse Questionnaire (CDAQ), which measures both aspects. This study aimed to adapt the CDAQ to a Mexican adolescent population and provide evidence of the validity and reliability of the scores. The sample consisted of 534 students (51.7% women), mean age 14.6 years ( $SD= 1.7$ ). The adapted version kept its general structure, and four words were changed to better suit the Mexican cultural context. The confirmatory factor analysis with a correlated uniqueness model showed adequate adjustment,  $\chi^2(714)= 1,080.24$ , CFI= .970, TLI= .968, RMSEA= .031 [.027, .035] and was theoretically explainable by the bidirectionality of dating abuse. Convergent validity of the factors was found but was not discriminant, and validity and reliability were adequate (Cronbach's alpha= .97 and Raykov's omega= .93). Findings suggest that the CDAQ may be a useful scale for the assessment of cyber dating abuse among Mexican adolescents.

**KEY WORDS:** *cyber dating abuse, violence, adolescence, questionnaire.*

## Introducción

La violencia en el noviazgo durante la adolescencia tiene efectos negativos en la salud (Exner-Cortens, Eckenrode y Rothman, 2013) y en la calidad de vida de las víctimas (Choi, Wong y Fong, 2016). La tecnología se ha considerado como un medio para abusar de la pareja en las relaciones de noviazgo (Jaen-Cortés, Rivera-Aragón, Reidl-Martínez y García-Méndez, 2017; Quesada, Fernández-González y Calvete, 2018) y cuando se lleva a cabo de este modo se le denomina abuso cibernético en el noviazgo (Dick *et al.*, 2014; Van-Ouysel, Ponnet y Walrave, 2016; Yahner, Dank, Zweig y Lachman, 2015). Al abuso cibernético en el noviazgo se le reconoce como un constructo distinto a la violencia cara a cara por la posibilidad de tener un control permanente sobre la pareja y generar consecuencias negativas intemporales para la víctima (Borrajo, Gámez-Guadix y Calvete, 2015; Peskin *et al.*, 2017a; Van-Ouysel *et al.*, 2016; Van-Ouysel, Ponnet y Walrave, 2017; Zweig, Dank, Yahner y Lachman, 2013).

El abuso cibernético en el noviazgo consiste en “acosar, amenazar, monitorear, suplantar, humillar o abusar verbalmente de la pareja mediante el uso de la tecnología, como teléfonos celulares, redes sociales o correo electrónico” (Wolford-Clevenger *et al.*, 2016, p. 2). Alrededor del mundo se ha encontrado una prevalencia que va desde 6,5 a 75% para victimización (Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda y Calvete, 2015; Dick *et al.*, 2014; Durán-Segura y Martínez-Pecino, 2015; Temple *et al.*, 2016) y de 8,8 a 49,5% para perpetración (Morelli, Bianchi, Chirumbolo y Baiocco, 2018; Muñiz, 2017; Peskin *et al.*, 2017; Smith-Darden, Kernsmith, Victor y Lathrop, 2017; Van-Ouysel *et al.*, 2017). En México la prevalencia oscila entre 6,1 a 44,3% para victimización (Jaen-Cortés *et al.*, 2017) y de 27,2 a 92,5% para perpetración (Sánchez, Muñoz-Fernández, Lucio y Ortega-Ruíz, 2017). La variabilidad en las cifras puede explicarse por ser distintos los instrumentos utilizados y diferentes los tipos de abuso medido, puesto que generalmente la agresión por abuso sexual es informada con menor frecuencia. Adicionalmente, este fenómeno ha sido asociado con distintos factores como el estrés (Leisring y Giumetti, 2014; Zweig *et al.*, 2013), la violencia física en el noviazgo, el consumo de sustancias (Caridade, Braga y Borrajo, 2019), depresión y ansiedad (Borrajo y Gámez-Guadix, 2016). También se han encontrado diferencias por sexo en la victimización por abuso cibernético en el noviazgo, con puntuaciones más altas en los hombres (Durán-Segura y Martínez-Pecino, 2015; Jaen-Cortés *et al.*, 2017; Piquer, Castro-Calvo y Giménez-García, 2016).

Actualmente existen instrumentos que son útiles para valorar este tipo de abuso en el noviazgo (Gámez-Guadix, Borrajo y Calvete, 2018). Sin embargo, la mayoría de ellos han sido diseñados para medir la victimización o la perpetración en jóvenes de 18 o más años de edad y/o se encuentran en inglés (Bennett, Guran, Ramos y Margolin, 2011; Cupach y Spitzberg, 2000; Darvell, Walsh y White, 2011; Finn, 2004; Fox y Warber, 2013; Guerra, Montiel, Pereda y Pinto-Cortez, 2020; Lyndon, Bonds-Raacke y Cratty, 2011; Wolford-Clevenger *et al.*, 2016). En población adolescente los instrumentos disponibles son aún escasos (Gámez-Guadix *et al.*, 2018).

En México se creó la "Escala de violencia de pareja que se expresa a través de medios electrónicos" (Jaen-Cortés *et al.*, 2017) la cual mide victimización; asimismo, se cuenta con la adaptación de un instrumento sobre abuso cibernético en el noviazgo diseñado por el Laboratorio de Estudios sobre la Convivencia y Protección de la Violencia de la Universidad de Córdoba (Lucio-López y Prieto-Quezada, 2014) y del instrumento Cyberdating Q\_A (Sánchez *et al.*, 2017) que mide perpetración en adolescentes; de igual manera, se han construido ítems *ad hoc* para estudiar la victimización de abuso cibernético en adolescentes (Domínguez-Mora, Vargas-Jiménez, Castro-Castañeda y Nuñez-Fadda, 2016).

No obstante, es necesario considerar dos aspectos importantes, uno es la bidireccionalidad del abuso en las relaciones de noviazgo, es decir que una persona puede ser víctima y perpetradora (Brown y Hegarty, 2018; Langhinrichsen-Rohling, Misra, Selwyn y Rohling, 2012; Wolford-Clevenger *et al.*, 2016) y otro es la inclusión de las agresiones psicológicas a través de las tecnologías (Stephenson, Wickham y Capezza, 2018). El "Cuestionario de abuso cibernético en la pareja" (*Cyber Dating Abuse Questionnaire*, CDAQ; Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda, *et al.*, 2015) considera los dos elementos mencionados antes; fue desarrollado en España para evaluar el abuso cibernético en el noviazgo en jóvenes de 18 o más años de edad. Fue creado a partir de la revisión de la literatura y de un análisis cualitativo de entrevistas a profundidad con siete víctimas de abuso cibernético, además de la revisión por un grupo de expertos en investigación psicológica y metodología y de un estudio piloto con 20 estudiantes con quienes se discutieron los problemas de comprensión y uso del lenguaje del cuestionario.

El CDAQ está formado por 40 ítems (20 para evaluar victimización y 20 para perpetración) distribuidos en dos factores: Agresión directa (11 ítems), que mide comportamientos que se realizan con la intención de causar daño directamente a la pareja o expareja, tales como humillaciones, amenazas o robo de identidad (p. ej., Mi pareja o expareja me ha amenazado a través de las nuevas tecnologías con hacerme daño físicamente) y Control/seguimiento (9 ítems), que mide el uso de medios electrónicos para controlar e invadir la privacidad de la pareja o expareja (p. ej., Mi pareja o expareja ha revisado mis redes sociales, WhatsApp o correo sin mi permiso). Las opciones de respuesta permiten valorar la frecuencia de conductas, se trata de una escala Likert de seis puntos que va de nunca a siempre. Este cuestionario se utilizó en un estudio con adolescentes de la zona central de México, sin embargo, no se informaron sus propiedades psicométricas (García-Sánchez, Guevara-Martínez, Rojas-Solís, Peña-Cárdenas y González, 2017).

Se considera una necesidad el poder contar con instrumentos que midan el abuso cibernético en población adolescente mexicana, porque si bien actualmente en México se cuenta con instrumentos para evaluar el abuso, estos están centrados en un solo papel, ya sea víctimas o perpetradores (Jaen-Cortés *et al.*, 2017). De acuerdo con estudios previos el abuso en las relaciones de noviazgo puede ser bidireccional (Aizpitarte y Rojas-Solís, 2019; Piquer *et al.*, 2016) por lo cual se requiere contar con instrumentos que evalúen a ambos papeles para evidenciar este fenómeno en adolescentes mexicanos. El CDAQ sería el primero que mida conductas de victimización y perpetración por abuso cibernético en el noviazgo en adolescentes mexicanos. El propósito de este estudio fue adaptar el

CDAQ a población adolescente mexicana de 11 a 18 años de edad y los objetivos específicos fueron: a) realizar la equivalencia lingüística; b) verificar la equivalencia conceptual de la escala; c) verificar las propiedades psicométricas de la escala al proporcionar pruebas de la validez y fiabilidad de sus puntuaciones.

Las hipótesis para el análisis factorial confirmatorio (AFC) fueron que los datos se ajustan a dos modelos de medida hipotetizados: 1) el modelo de unicidad correlacionado utilizado en el desarrollo de la escala original (Borrajó, Gámez-Guadix, Pereda, *et al.*, 2015) formado por cuatro factores producto de combinar los papeles (victimización y perpetración) con respecto a los tipos de abuso (Agresión directa y Control/seguimiento) y con errores correlacionados entre ítems de distintos factores y 2) un modelo de dos factores, correspondientes a los tipos de abuso y con errores correlacionados entre los papeles que tuviera la ventaja sobre el primero de no tener correlaciones entre errores de ítems pertenecientes a distintos factores.

Las hipótesis para la validez de grupos conocidos fueron: a) que los hombres presentan mayor victimización que las mujeres (Durán-Segura y Martínez-Pecino, 2015; Jaen-Cortés *et al.*, 2017; Piquer *et al.*, 2016) y b) que existe una correlación positiva entre victimización y perpetración (Watkins, Maldonado y DiLillo, 2016). Estas hipótesis solo se aplicaron para el modelo de unicidad correlacionado, ya que el modelo de dos factores con errores correlacionados no permite dicho análisis por integrar en un solo factor la victimización y la perpetración.

## Método

### *Participantes*

Se adaptó el CDAQ por medio de una muestra amplia de adolescentes escolarizados de dos municipios del estado de Jalisco, México. De cada municipio se seleccionó una escuela de enseñanza media y una de enseñanza media superior, así como una submuestra a fin de poder verificar la estabilidad temporal de las puntuaciones del instrumento. Las escuelas fueron seleccionadas por conveniencia. Los criterios de inclusión fueron tener entre 11 y 18 años y tener una relación de noviazgo actual o haber tenido alguna en los últimos 12 meses al momento de contestar el instrumento. La muestra final consistió en 534 estudiantes como una media de edad de 14,6 años ( $DT= 1,7$ ), el 51,7% fueron mujeres. En lo que respecta al nivel socioeconómico encontramos un mayor porcentaje de participantes en los niveles que indican mayor capacidad para satisfacer las necesidades de su hogar (letras C+ y A/B), distribuidos así: E= 0%, D= 5,6%, D+= 11%, C-= 13,7%, C= 21,3%, C+= 27%, y A/B= 19,9%, ocho casos no informaron los datos necesarios para obtener su nivel socioeconómico. Los datos de una submuestra de participantes ( $n= 107$ ) se utilizaron para verificar la estabilidad temporal del instrumento. Las muestras de ambos municipios no variaron en cuanto a sexo y edad, solo en cuanto a nivel socioeconómico pero la diferencia fue pequeña tomando en cuenta el tamaño del efecto  $PS_{est}= 0,25$ .

### Instrumentos

- a) Ficha de datos sociodemográficos *ad hoc*. Con esta ficha se obtuvo información sobre el sexo y la edad de los participantes.
- b) Escala de la Asociación Mexicana de Agencias de Inteligencia de Mercado y Opinión (AMAI; 2018). Para determinar el nivel socioeconómico de los participantes se utilizó esta escala que clasifica a los hogares de los participantes en siete niveles desde la letra E que agrupa a quienes tienen menos capacidad para satisfacer las necesidades de su hogar hasta las letras A/B en el que se encuentran quienes tienen mayor capacidad. Algunos de los niveles incorporan después de la letra un signo - o + que hace referencia a una categoría inferior o superior pero dentro del mismo nivel socioeconómico.
- c) "Cuestionario de abuso cibernético en la pareja" (*Cyber Dating Abuse Questionnaire*, CDAQ; Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda, *et al.*, 2015). La versión original del CDAQ mostró propiedades psicométricas aceptables de fiabilidad, pues en todos los factores se obtuvieron coeficientes alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) iguales o mayores a 0,73. Los cuatro factores mostraron un buen ajuste en el AFC. La correlación entre Perpetración y Victimización por agresión directa fue de 0,67 y para Perpetración y Victimización por control/seguimiento de 0,69.

### Procedimiento

El protocolo fue autorizado por el Comité de bioética del Centro Universitario del Sur de la Universidad de Guadalajara con registro CB-11-2018 a la luz de los postulados vigentes de la Declaración de Helsinki. Se obtuvo autorización de la autora original del instrumento para realizar la adaptación en México. Las instituciones escolares autorizaron la aplicación. Se solicitó consentimiento informado a los padres y el asentimiento a los estudiantes después de informarles del objetivo del estudio y el carácter voluntario y anónimo de su participación, no hubo ningún incentivo por participar. La adaptación del CDAQ se realizó en tres fases, la primera corresponde a la equivalencia lingüística, en la que se revisó el instrumento por parte de los investigadores para asegurar la equivalencia lingüística en español utilizado en México; en esta fase se cambiaron palabras por otras adecuadas al contexto: hayáis-haya; móvil-celular; habéis-han; colgado-publicar.

La segunda se refiere a la equivalencia conceptual, en la cual se llevaron a cabo entrevistas cognitivas con preguntas semiestructuradas para verificar la comprensión de los ítems originales, fueron entrevistados ocho adolescentes, dos mujeres y dos hombres de educación media con edades de 12, 13 y dos de 14 años, mientras que en educación media superior fueron dos mujeres y dos hombres con edades de 15, 16 y dos de 17 años, estas entrevistas fueron llevadas a cabo una vez que los participantes contestaron el cuestionario. El tiempo de contestación fue de aproximadamente 10 minutos y cuando hubo dudas en algún ítem se les preguntó ¿por qué contestaste eso? A partir de las entrevistas cognitivas, se concluyó que no era necesario realizar cambios a los ítems originales,

solo se decidió agregar en las instrucciones el significado de “sms” que corresponde a mensajes de texto y se escribieron las opciones de respuesta en cada una de las tres páginas, se añadió la instrucción “marca con una X” para resolver la confusión que en las entrevistas cognitivas los adolescentes expresaron tener.

En la tercera fase se analizaron las propiedades psicométricas. Dos de los investigadores estuvieron a cargo de la aplicación. Los instrumentos fueron aplicados en papel y lápiz en las aulas de estudio, después de que cada participante entregó su cuestionario al aplicador, este revisó que todas las preguntas estuvieran contestadas, si no fue así, se le indicó al alumno(a) de la omisión para su contestación. Después de 10 días el cuestionario se volvió a administrar a una submuestra de participantes para identificar la fiabilidad de estabilidad temporal.

### *Análisis de datos*

Antes de analizar los datos se identificaron datos atípicos y perdidos, estos últimos fueron imputados mediante el método de imputación múltiple (Bennett, 2001; Graham, 2009). Se llevaron a cabo análisis descriptivos, se analizó la normalidad multivariante, así como la asimetría y curtosis. El efecto piso es una situación en que una gran proporción de participantes se desempeña muy mal en una evaluación, lo que distorsiona la distribución de puntuaciones y hace imposible diferenciar a las personas en ese nivel. Se consideró que había efecto piso cuando más del 15% de los participantes seleccionaron la categoría de respuesta menor. Además, se obtuvo la matriz de correlaciones policóricas por tratarse de una escala Likert con datos categóricos con más de tres categorías y con efecto piso, con la finalidad de evidenciar la familia de ítems (Viladrich, Angulo-Brunet y Doval, 2017). Después se examinaron las pruebas de validez que se describen a continuación.

Validez de estructura interna. Se obtuvo apoyo de este tipo de validez mediante el AFC el cual consideró la matriz de correlaciones policóricas. Se probaron dos modelos: el primero fue un modelo de unicidad correlacionado (*correlated uniqueness model*) (Podsakoff, MacKenzie, Lee y Podsakoff, 2003), en el que las covarianzas enlazan errores de ítems que se encuentran en distintos factores. Este análisis se realizó con la finalidad de verificar si este modelo replicaba la estructura factorial de la versión original del CDAQ. El segundo fue un modelo de dos factores con errores correlacionados (factores: Agresión directa y Control/seguimiento), en el que se establecieron covarianzas entre los errores de ítems que eran pares, es decir el mismo ítem, pero uno dirigido a victimización y otro a perpetración. Se seleccionó el estimador de mínimos cuadrados ponderados ajustados por media y varianza (*weighted least square mean and variance adjusted*, WLSMV) al momento de especificar el modelo, por haber efecto piso y por tener una escala ordinal. Se obtuvieron los indicadores de ajuste: chi cuadrado ( $\chi^2$ ) y sus grados de libertad, el error cuadrático medio de aproximación (*root mean square error of approximation*, RMSEA) con valores entre 0,05 y 0,08 para considerarse ajuste aceptable y valores inferiores a 0,05 ajuste excelente (Browne y Cudeck, 1992), y dos índices robustos de comparación con el modelo nulo: el

índice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis index*, TLI) y el índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI) (Bentler, 1990), en ambos índices valores iguales o superiores a 0,95 se consideraron aceptables.

Validez convergente y discriminante de los factores del CDAQ. La validez convergente se entendió como el hecho de que los ítems como indicadores de un constructo específico deberían converger o compartir una alta proporción de varianza en común. Esta información se obtuvo a partir del promedio de la varianza extraída (*average variance extracted*, AVE) que debía ser igual o mayor a 0,5, mientras que la validez discriminante fue entendida como el grado en que dos conceptos conceptualmente similares son distintos, y está presente si el AVE de ambos factores es mayor al cuadrado de la varianza compartida entre los dos factores (Hair, Black, Babin, Anderson y Tatham, 2014).

Se evaluó también la fiabilidad: mediante la consistencia interna a través de los coeficientes alfa ( $\alpha$ ) de Cronbach y omega ( $\omega$ ) de Raykov (2004) derivados de los modelos de medida. Ambos coeficientes se consideraron aceptables si eran superiores a 0,7 (Nunnally y Bernstein, 1995), por estarse adaptando y validando una nueva medida para población mexicana. La estabilidad temporal se obtuvo mediante Kappa ponderado cuadrático con intervalos de confianza al 95% (IC 95%); se consideraron aceptables los valores de Kappa iguales o mayores a 0,40 y excelentes a mayores de 0,75 (Landis y Koch, 1977) a falta de una referencia definitiva (Valderas *et al.*, 2008). En el caso de las puntuaciones totales de cada dimensión por tratarse de variables continuas se utilizó el coeficiente de correlación intraclase (ICC) y se interpretó que valores inferiores a 0,4 tenían poca reproducibilidad, de 0,4 a 0,75 de justo a bueno y de 0,75 en adelante como excelente (Fleiss, 1986).

Validez de grupos conocidos. Se verificó a partir de las hipótesis señaladas para grupos conocidos. Además, se evaluaron las correlaciones entre las dimensiones esperando valores moderados.

Se utilizaron los siguientes programas estadísticos: para análisis descriptivos, AFC y análisis de fiabilidad se utilizó el R-Studio v. 1.1 (Allaire, 2018), para análisis de estabilidad temporal se utilizó el STATA v14 (StataCorp., 2015) y para validez de grupos conocidos se utilizó el IBM SPSS Statistics v.25 (IBM Corp., 2017).

## Resultados

Se identificaron 22 datos perdidos que fueron imputados, ocho pertenecían a la dimensión de Victimización por agresión directa, siete a la dimensión de Perpetración por agresión directa, tres datos pertenecían a la dimensión de Victimización por control/seguimiento y cuatro a la dimensión de Perpetración por control/seguimiento. También se identificó que los datos extremos pertenecían a los casos que informaron mayor nivel de victimización o perpetración.

El 42,7% de los adolescentes informaron al menos una conducta en la dimensión de Victimización por agresión directa, el 38,8% en la dimensión de Perpetración por agresión directa y el 65,4% informó al menos una conducta en la dimensión de Victimización por control/seguimiento y en la dimensión de Perpetración por control /seguimiento el 61,6%. En la tabla 1 se pueden observar los datos descriptivos del CDAQ. Se encontró efecto piso en todos los ítems del cuestionario.



Ítem	Victimización					Perpetración					
	M	DT	Asim.	Curt.	Saturación factorial	Ítem	M	DT	Asim.	Curt.	Saturación factorial
33	1,60	1,09	1,91	3,22	0,823	34	1,49	0,96	2,21	5,00	0,806
37	1,47	1,02	2,34	5,06	0,725	38	1,28	0,76	3,08	10,21	0,692
39	1,60	1,19	2,18	4,23	0,691	40	1,44	0,98	2,58	6,85	0,637

Notas: Las saturaciones factoriales son estandarizadas. M1: modelo de unicidad correlacionado (cuatro factores con errores correlacionados entre ítems pares); M2: modelo de dos factores con errores correlacionados (entre ítems pares). Ítems: 3 y 4.- Amenaza virtual de hacer daño físico; 5 y 6.- Crear perfil falso en una red social para causar problemas; 7 y 8.-Comentario en el muro de una red para causar problemas; 11 y 12.-Difundir secretos y/o información comprometedoras vía virtual; 15 y 16.-Amenaza virtual de difundir secretos o información comprometedoras; 17 y 18.-Hacerse pasar por la pareja virtualmente y crear problemas; 19 y 20.-Mensajes insultantes y/o humillantes virtuales; 23 y 24.-Fotos, imágenes y/o videos íntimos de contenido sexual enviados a otras personas; 29 y 30.-Hacerse pasar por otra persona vía virtual para ponerle a prueba; 31 y 32.-Publicar música, poesías, frases en los estados de la red social con la intención de insultar o humillar a la pareja; 35 y 36.-Difundir rumores, chismes y/o bromas sobre la pareja vía virtual con la intención de ridiculizarla; 1 y 2.-Controlar las actualizaciones de estado del muro de la red social de la pareja; 9 y 10.-Utilizar las contraseñas de la pareja para ver los mensajes y/o contactos de la pareja sin permiso; 13 y 14.-Controlar la hora de su última conexión en aplicaciones del celular; 21 y 22.-Revisar las redes sociales de la pareja, whatsapp o correo sin su permiso; 25 y 26.-Utilizar la vía virtual para controlar dónde ha estado y con quién; 27 y 28.-Amenazar vía virtual para que conteste a sus llamadas o mensajes de manera inmediata; 33 y 34.-Revisar su teléfono celular sin su permiso; 37 y 38.-Llamar a la pareja de forma excesiva para controlar dónde estaba y con quién; 39 y 40.-Controlar las amistades que tiene en las redes sociales.

Las correlaciones policóricas se ubicaron en un rango de -0,10 a 0,78 para el factor de Victimización por agresión directa, entre 0,23 y 0,71 para el de Perpetración por agresión directa, entre 0,33 y 0,70 para el factor de Victimización por control/seguimiento y entre 0,25 y 0,71 para Perpetración por control/seguimiento (tabla 2).

**Tabla 2**

Correlaciones policóricas de los ítems para cada dimensión del CDAQ administrada a adolescentes mexicanos

		Perpetración de agresión directa												
		Ítem	4	6	8	12	16	18	20	24	30	32	36	Ítem
Victimización por agresión directa	3	--	0,23	0,60	0,28	0,29	0,58	0,47	0,29	0,57	0,43	0,54	4	
	5	0,34	--	0,45	0,36	0,27	0,52	0,23	0,50	0,42	0,39	0,49	6	
	7	0,63	0,28	--	0,65	0,65	0,70	0,67	0,69	0,52	0,59	0,65	8	
	11	0,62	0,38	0,63	--	0,65	0,63	0,58	0,60	0,39	0,54	0,55	12	
	15	0,76	0,33	0,71	0,72	--	0,71	0,61	0,70	0,47	0,50	0,52	16	
	17	0,69	0,58	0,64	0,59	0,66	--	0,60	0,70	0,61	0,55	0,66	18	
	19	0,71	0,32	0,62	0,62	0,73	0,50	--	0,62	0,46	0,51	0,57	20	
	23	0,70	0,52	0,68	0,63	0,78	0,67	0,63	--	0,49	0,46	0,65	24	
	29	0,47	0,35	0,46	0,37	0,46	0,52	0,49	0,47	--	0,39	0,51	30	
	31	0,60	-0,10	0,53	0,45	0,57	0,45	0,55	0,40	0,35	--	0,61	32	
35	0,61	0,31	0,57	0,57	0,62	0,48	0,65	0,55	0,42	0,61	--			
	Ítem	3	5	7	11	15	17	19	23	29	31			
		Perpetración de control/seguimiento												
		Ítem	2	10	14	22	26	28	34	38	40	Ítem		
Victimización por control/seguimiento	1	--	0,41	0,50	0,34	0,40	0,36	0,31	0,35	0,40	2			
	9	0,33	--	0,31	0,65	0,52	0,50	0,62	0,42	0,43	10			
	13	0,47	0,46	--	0,25	0,53	0,37	0,35	0,41	0,48	14			
	21	0,33	0,69	0,39	--	0,47	0,52	0,71	0,40	0,42	22			
	25	0,40	0,52	0,49	0,47	--	0,52	0,47	0,60	0,50	26			
	27	0,43	0,52	0,43	0,55	0,63	--	0,53	0,52	0,40	28			
	33	0,35	0,67	0,42	0,70	0,52	0,52	--	0,47	0,53	34			
	37	0,34	0,46	0,47	0,50	0,60	0,58	0,58	--	0,51	38			
	39	0,39	0,41	0,45	0,45	0,62	0,57	0,57	0,65	--				
		Ítem	1	9	13	21	25	27	33	37				

Nota: Se presentan distintas correlaciones sobre la diagonal y abajo de ella.

Las saturaciones factoriales se presentan en la tabla 1 y en general fueron altas (igual o mayores a 0,5), mientras que los errores estándar fueron pequeños, entre 0,03 y 0,06 para los dos modelos.

Ambos modelos de medida resultaron con buen ajuste y la consistencia interna medida mediante  $\alpha$  y  $\omega$  de Raykov fue aceptable para ambos modelos, con coeficientes mayores a 0,93 y por dimensión superiores a 0,88 en  $\alpha$  y superiores a 0,76 en  $\omega$  (tabla 3).

En ambos modelos existe validez convergente entre los factores. Por otra parte, en el modelo de unicidad correlacionado solo en dos de las seis relaciones

entre factores se cumple el criterio para validez discriminante y no se cumple en el caso del modelo de dos factores con errores correlacionados (tabla 4).

**Tabla 3**

Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio y fiabilidad de las dimensiones de la versión mexicana del CDAQ

Modelo	Factor	$\chi^2$	gl	CFI	TLI	RMSEA	IC 90%	$\alpha$	$\omega^a$
1		1.080,24	714	0,970	0,968	0,031	[0,027, 0,035]	0,97	0,93
	1							0,93	0,89
	2							0,93	0,87
	3							0,90	0,84
	4							0,88	0,76
2		1.168,17	719	0,964	0,961	0,034	[0,031, 0,038]	0,97	0,93
	1							0,96	0,92
	2							0,94	0,84

Notas: <sup>a</sup>Omega de Raykov. El modelo 1 fue de unicidad correlacionado (cuatro factores con errores correlacionados entre ítems pares), los factores fueron los siguientes: 1= Victimización por agresión directa, 2= Perpetración de agresión directa, 3= Victimización por control/seguimiento y 4= Perpetración de control/seguimiento. El modelo 2 fue de dos factores con errores correlacionados (entre ítems pares), los factores fueron: 1= Agresión directa y 2= Control/seguimiento. En ambos modelos el valor  $p$  de la  $\chi^2$  fue < 0,001. El método de estimación fue por mínimos cuadrados ponderados ajustados por media y varianza (*weighted least square mean and variance adjusted*, WLSMV).

**Tabla 4**

Información para determinar la validez convergente y discriminante del CDAQ

Modelo	Factores (AVE)	R <sup>2</sup>
1	1 (0,6) - 2 (0,6)	0,801
	1 (0,6) - 3 (0,5)	0,558
	1 (0,6) - 4 (0,5)	0,340
	2 (0,6) - 3 (0,5)	0,446
	2 (0,6) - 4 (0,5)	0,491
	3 (0,5) - 4 (0,5)	0,717
2	1 (0,6) - 2 (0,5)	0,521

Notas: El modelo 1 fue de unicidad correlacionado (cuatro factores con errores correlacionados entre ítems pares), los factores fueron los siguientes: 1= Victimización por agresión directa, 2= Perpetración de agresión directa, 3= Victimización por control/seguimiento y 4= Perpetración de control/seguimiento. El modelo 2 fue de dos factores con errores correlacionados (entre ítems pares), los factores fueron: 1= Agresión directa y 2= Control/seguimiento. AVE= promedio de la varianza extraída.

Con relación a la estabilidad temporal, el porcentaje de ítems que obtuvieron coeficientes de Kappa igual o mayor a 0,40, fueron los siguientes para cada dimensión (D): el 36,4% de los ítems en la dimensión Victimización por agresión directa (D1; ítems: 11, 17, 19 y 31), así como en la dimensión Perpetración por agresión directa (D2; ítems: 4, 12, 18 y 32); el 44,4% de los ítems en la dimensión de Victimización por control/seguimiento (D3; ítems: 9, 13, 25 y 33); y el 55,6% de los ítems en la dimensión de Perpetración por control/seguimiento (D4; ítems: 10, 14, 22, 26 y 34). El coeficiente de correlación intraclase en el Intervalo de

confianza al 95% para la puntuación total de cada dimensión fue: D1= 0,83 [0,75, 0,88]; D2= 0,60 [0,41, 0,73]; D3= 0,78 [0,68, 0,85]; D4= 0,87 [0,81, 0,91].

Respecto a la validez de grupos conocidos, se encontró que los hombres respecto a las mujeres informaron puntuaciones medias más altas de conductas de victimización y perpetración por agresión directa, sin embargo, las mujeres presentaron una puntuación media mayor en la dimensión de Perpetración por control/seguimiento. Por otra parte, se encontró una correlación positiva de entre moderada y alta entre las dimensiones de Victimización y Perpetración (tabla 5).

**Tabla 5**

Diferencias por sexo para cada dimensión del CDAQ y correlaciones entre las dimensiones

Factor	Sexo		$p$	PSest	Agresión directa		Control/ seguimiento
	Mujeres	Hombres			Victimización	Perpetra- ción	Victimiza- ción
Agresión directa							
Victimización	12,50 (3,70)	13,93 (4,84)	0,000	0,40			
Perpetración	12,25 (3,16)	12,99 (4,12)	0,031	0,45	0,66**		
Control/ seguimiento							
Victimización	13,76 (6,38)	13,59 (5,91)	0,951		0,50**	0,38**	
Perpetración	13,05 (5,03)	12,37 (4,84)	0,033	0,45	0,38**	0,39**	0,79**

Notas: Para el sexo se muestra la media y entre paréntesis la desviación estándar; para identificar las diferencias por sexo se usó la prueba U de Mann-Whitney con los datos disponibles de 526 participantes. PSest= tamaño del efecto para la prueba. Se muestran correlaciones de Spearman entre las dimensiones. \*\* $p < 0,01$ .

## Discusión

El propósito de este estudio fue adaptar el “Cuestionario de abuso cibernético en la pareja” (CDAQ) para adolescentes mexicanos de entre 11 y 18 años de edad. La versión adaptada mantuvo todos los ítems del instrumento original y se cambiaron cuatro palabras para ajustarlas al contexto cultural. Además, en ambos modelos se encontraron pruebas de validez de estructura interna, fiabilidad adecuada y validez convergente entre los factores.

La muestra fue integrada por un número suficiente de participantes para poder aplicar los análisis en una escala ordinal y con efectos piso (Viladrich *et al.*, 2017). Debido a que el cuestionario original se encontraba en español, la equivalencia lingüística no presentó problemas y con las modificaciones realizadas en cuatro palabras actualmente se tiene un instrumento más adecuado lingüísticamente a México. Dado que los participantes no expresaron ninguna dificultad en las entrevistas cognitivas, el instrumento disponible actualmente solo incorpora los cambios señalados siendo una versión más adecuada a la edad de la población entrevistada y los usos de los términos en el contexto mexicano para ese grupo de edad.

La escasa presencia de conductas en algunos ítems generó dificultades en el análisis del instrumento ya que los efectos piso son pronunciados, además de que hay una subutilización de todo el rango de las categorías de respuesta para cada ítem, lo que en ocasiones hace pensar que esto puede ser resultado del contenido que se aborda en los ítems, que en ocasiones indagan conductas muy específicas como ejemplo lo que se sucede en los ítems 29 y 30 que abordan la realización de perfiles falsos o el hacerse pasar por alguien más a través de las tecnologías, esto no significa que el fenómeno no exista pero su prevalencia o por lo menos el informe por parte de los participantes es escaso. Esta escasez de respuestas tiene ocasionalmente un efecto sobre la matriz de correlaciones, puesto que no se tienen suficientes casos en todas las categorías de respuesta, en especial, en las categorías más altas.

Respecto a la hipótesis de que los datos se ajustan al modelo de unicidad correlacionado se encontraron pruebas al respecto, ya que los datos del presente estudio se ajustan al modelo de una manera similar que en el estudio original llevado a cabo con una muestra de jóvenes españoles (Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda, *et al.*, 2015). En el presente estudio el que todas las saturaciones factoriales fueran adecuadas habla del aporte de cada uno de los ítems al modelo. La debilidad que tiene el modelo de unicidad correlacionado desde su origen es el hecho de que las correlaciones de los errores son entre ítems que pertenecen a distintos factores, con las implicaciones negativas que ya han sido discutidas antes (Gignac, 2014; Podsakoff *et al.*, 2003); para la utilización de este modelo, el argumento teórico que utilizaron los autores de la escala original (Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda, *et al.*, 2015) apunta a la bidireccionalidad del abuso en las relaciones de noviazgo (Brown y Hegarty, 2018; Langhinrichsen-Rohling *et al.*, 2012; Wolford-Clevenger *et al.*, 2016) lo cual fundamentaría que se permitiera que un ítem que está en un factor de victimización se correlacione con el ítem paralelo que pertenece al factor de perpetración o viceversa.

Con relación a la hipótesis de que los datos se ajustan a un modelo de dos factores correlacionados se encontraron pruebas de su cumplimiento. Como se comentó antes, buscando opciones que evitaran el cruce de correlaciones de errores de ítems de factores distintos, se propuso el análisis de un modelo con dos factores y errores correlacionados el cual incorpora ambos papeles en cada uno de los dos factores, que tiene la ventaja sobre el modelo de unicidad correlacionado de mantener la explicación teórica mencionada antes, pero sin la desventaja del cruce de correlaciones entre factores. Los resultados del modelo de dos factores correlacionados fueron similares al modelo original por lo que con esa prueba sería una solución más parsimoniosa para explicar la estructura interna del CDAQ.

Con respecto a la fiabilidad, los coeficientes  $\alpha$  obtenidos en el presente estudio fueron más altos a los de la versión original y en la investigación llevada a cabo con adolescentes mexicanos (García-Sánchez *et al.*, 2017), sin embargo, los coeficientes  $\alpha$  en este estudio fueron a partir del modelo de medida (Viladrich *et al.*, 2017) mientras que de aquellos presentados en la versión original y en el estudio mexicano no se informa el procedimiento por el cual se obtuvieron. Por otra parte, es importante considerar que de concentrarse en  $\alpha$  para valorar la fiabilidad se podría estar sobreestimándola por tratarse de un modelo con errores

correlacionados. Aunque se agregó el alfa de Cronbach en este informe para facilitar la comparación con otros estudios que utilicen dicho coeficiente, la medida más adecuada a interpretar sería el  $\omega$  de Raykov, que en el caso de ambos modelos del presente estudio fue aceptable.

En cuanto a la estabilidad temporal del cuestionario las puntuaciones bajas podrían deberse a tres aspectos, los primeros dos son los cambios en la persona y el sesgo del cambio de respuesta (Howard, 1980). No obstante, estos dos aspectos no se consideran aplicables a esta investigación, ya que entre la primera y la segunda aplicación del cuestionario solo pasaron de siete a 10 días, por lo cual, los cambios de valores o estándares de parte del estudiante no sería una explicación factible. El tercer aspecto que podría explicarlo son las características del instrumento, el cual indaga sobre conductas generales, y si ese fuera el caso la redacción de los ítems estaría prestándose a diferentes interpretaciones, por ejemplo, debido a que algunos ítems preguntan por más de un elemento, en la primera ocasión las personas podrían haberse concentrado en uno de ellos mientras que en la segunda en otro.

Respecto a la hipótesis que establece que los hombres presentan una mayor puntuación que las mujeres en cuanto a victimización, se encontró evidencia parcial, esto solo se presentó en el caso de agresión directa, la hipótesis generada surge de estudios que utilizaron otros instrumentos con otros factores, por lo tanto, no es posible saber si los hallazgos de los antecedentes corresponden directamente con lo que se evaluó en este estudio. Excepto en la investigación realizada en México que utilizó la versión española del CDAQ (García-Sánchez *et al.*, 2017) que encontró resultados semejantes a los del presente estudio, se informó sobre puntuaciones medias mayores para los hombres en los dominios de Victimización y Perpetración por agresión directa y Victimización por control/seguimiento. Pero a diferencia de ese estudio en el presente no fueron los hombres sino las mujeres las que tuvieron una puntuación mayor en Perpetración por control/seguimiento. Por lo tanto, los resultados ofrecen pruebas de validez de grupos conocidos a las dos primeras dimensiones del modelo de unicidad correlacionado, pero requieren mayor estudio las dimensiones referidas al Control/seguimiento.

Para la hipótesis que plantea la existencia de una correlación positiva entre victimización y perpetración, se encontraron pruebas al respecto, lo cual va en la misma dirección que lo encontrado en un estudio realizado en Estados Unidos con población de igual o mayor a 18 años (Watkins *et al.*, 2016) en el cual, al utilizar un instrumento de agresión cibernética en las relaciones de noviazgo, se obtuvieron correlaciones entre 0,42 y 0,71 entre las dimensiones de victimización y perpetración, por tanto los resultados del presente estudio proporcionan pruebas de validez de grupos conocidos.

La validez discriminante tiene según Hair (2014) dos formas de evaluarse, una mediante la correlación entre los factores donde una  $r$  mayor a 0,90 significaría que no existe validez discriminante y otra comparando el AVE con las covarianzas compartidas entre los factores al cuadrado. En el presente estudio las correlaciones entre factores en ambos modelos fueron menores a 0,90 con lo que se cumpliría la primera forma de valorarlo, sin embargo, una revisión más exhaustiva realizada

con el segundo método no fue superada por ninguno de los dos modelos. Hay que mencionar que en la escala original no se llevó a cabo análisis discriminante entre factores. El hecho de que no se logre este tipo de validez significa que posiblemente los factores no son tan distintos unos de otros, eso nuevamente conduce a lo que se ha estado mencionando en varios estudios, que muestran que es difícil diferenciar claramente la dirección del abuso, es decir, entre una persona que es víctima de quien es perpetrador, ya que se encuentra con gran frecuencia que comportamientos de ambos papeles son presentados por una misma persona (Brown y Hegarty, 2018; Wolford-Clevenger *et al.*, 2016).

La validez y fiabilidad son aspectos relacionados, una mide la precisión con que se evalúa el constructo y otra la coherencia entre sus elementos en una aplicación y entre aplicaciones. Una evaluación global de los modelos nos permite ver que ninguno de los dos se encuentra en una situación ideal. Así, aunque ambos tienen adecuados índices de ajuste en el AFC, altos coeficientes de fiabilidad y validez convergente entre los factores, el modelo de unicidad correlacionada tiene correlaciones cruzadas entre factores y deficiente validez discriminante, así como alguna prueba parcial de validez de grupos conocidos. Por su parte en el modelo de dos factores, aunque las correlaciones entre los errores de los ítems se mantienen en un solo factor, no presenta validez discriminante entre los factores. Estos resultados no permiten determinar con claridad cuál es el modelo que mejor refleja a los datos. A pesar de ello los instrumentos de corte psicológico, aunque deseable, rara vez pueden ser excelentes en todas sus propiedades psicométricas ante todas las muestras y condiciones, no obstante, el hecho de contar con distinto tipo de evidencia permite tener una mirada sobre su ejecución ante condiciones específicas. Este mismo hecho ha sido expresado cuando se habla de la importancia de no adjudicar la validez a los instrumentos sino a las inferencias de las puntuaciones de la prueba (Reynolds y Livingston, 2012).

Por otra parte, el avance en la psicometría y el desarrollo de los softwares estadísticos permiten cada vez realizar exámenes más detallados de las escalas, sin duda la psicometría es una disciplina en constante crecimiento y descubrimiento. En el caso de la presente escala sus fortalezas parecen más que sus debilidades, pero en el futuro es importante que se siga prestando atención en la validez discriminante. Por otra parte, es importante considerar que el interés reciente en los fenómenos de violencia en el noviazgo por medios cibernéticos tiene aún un desarrollo incipiente en cuanto a instrumentos y su desarrollo es un reto por el rápido cambio de los medios digitales que pueden provocar que en unos cuantos años queden obsoletos los instrumentos, aunque hayan sido desarrollados con gran cuidado.

Como limitaciones es necesario considerar que se utilizó un muestreo no probabilístico y por lo tanto los participantes podrían no representar las características de todos los adolescentes mexicanos. Sin embargo, un amplio rango de edades fue incluido y proporciones similares de mujeres y hombres, así como adolescentes de varios niveles socioeconómicos. Otra limitación fue la utilización de una escala de autoinforme, no obstante, este tipo de escalas es muy útil

cuando se trabaja con muestras amplias (Demetriou, Ozer y Essau, 2015) y el sesgo causado no justifica la inversión en métodos más costosos.

Los resultados encontrados nos permiten afirmar que los estudios que deseen medir el abuso cibernético en el noviazgo en adolescentes mexicanos pueden utilizar el instrumento adaptado. En general, podemos concluir que cuando el CDAQ fue aplicado a adolescentes mexicanos, midió adecuadamente el abuso cibernético en relaciones de noviazgo. Una fortaleza de este estudio es haber analizado las propiedades psicométricas de esta escala entre adolescentes, lo cual supone una extensión del estudio original que se llevó a cabo con adultos jóvenes. Considerando los resultados y las características del constructo en estudio, se recomienda que futuras investigaciones informen las propiedades psicométricas con la finalidad de fortalecer las pruebas de validez y fiabilidad y específicamente para corroborar los datos de validez discriminante en otras muestras. Además, podría ser importante que el CDAQ fuera aplicado en otras poblaciones para evaluar la invarianza de la escala a través de distintos contextos verificando cuál de los dos modelos que aquí se presentan se ajusta mejor a los datos.

## Referencias

- Aizpitarte, A. y Rojas-Solis, J. L. (2019). Factor structure of the Violence in Adolescents' Dating Relationships Inventory for Mexican youth (VADRI-MX). *International Journal of Psychological Research*, 12, 29-36.
- Allaire, J. J. (2018). RStudio (versión 1.1) [programa de ordenador]. Boston, MA: RStudio Inc.
- Asociación Mexicana de Agencias de Inteligencia de Mercado y Opinión (2018). *Nivel socioeconómico AMAI 2018*. Recuperado de <http://nse.amai.org/wp-content/uploads/2018/04/Nota-Metodológico-NSE-2018-v3.pdf>
- Bennett, D. A. (2001). How can I deal with missing data in my study? *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 25, 464-469.
- Bennett, D. C., Guran, E. L., Ramos, M. C. y Margolin, G. (2011). College students' electronic victimization in friendships and dating relationships: anticipated distress and associations with risky behaviors. *Violence and Victims*, 26, 410-429.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- 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.
- Borrajo, E., Gámez-Guadix, M. y Calvete, E. (2015). Cyber dating abuse: prevalence, context, and relationship with offline dating aggression. *Psychological Reports: Relationships & Communications*, 116, 565-585.
- Borrajo, E., Gámez-Guadix, M., Pereda, N. y Calvete, E. (2015). The development and validation of the Cyber Dating Abuse Questionnaire among young couples. *Computers in Human Behavior*, 48, 358-365.
- Brown, C. y Hegarty, K. (2018). Digital dating abuse measures: a critical review. *Aggression and Violent Behavior*, 40, 44-59.
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21, 230-258.
- Caridade, S., Braga, T. y Borrajo, E. (2019). Cyber dating abuse (CDA): evidence from a systematic review. *Aggression and Violent Behavior*, 48, 152-168.

- Choi, E. P. H., Wong, J. Y. H. y Fong, D. Y. T. (2016). Mental health and health-related quality of life of Chinese college students who were the victims of dating violence. *Quality of Life Research*, 26, 945-957.
- Cupach, W. R. y Spitzberg, B. H. (2000). Obsessive relational intrusion: incidence, perceived severity and coping. *Violence and Victims*, 15, 357-372.
- Darvell, M. J., Walsh, S. P. y White, K. M. (2011). Facebook tells me so: applying the theory of planned behavior to understand partner-monitoring behavior on facebook. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 14, 717-722.
- Demetriou, C., Ozer, B. U. y Essau, C. A. (2015). Self-report questionnaires. En R. L. Cautin y S. O. Lilienfeld (dirs.), *The encyclopedia of clinical psychology* (pp. 1-6). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Dick, R. N., McCauley, H. L., Jones, K. A., Tancredi, D. J., Goldstein, S., Blackburn, S., Monasterio, E., James, L., Silverman, J. G. y Miller, E. (2014). Cyber dating abuse among teens using school-based health centers. *Pediatrics*, 134, e1560-e1567.
- Domínguez-Mora, R., Vargas-Jiménez, E., Castro-Castañeda, R. y Nuñez-Fadda, S. M. (2016). Impacto de la comunicación familiar en la victimización por internet en parejas adolescentes. Una perspectiva de género. *Opción*, 32, 979-1000.
- Durán-Segura, M. y Martínez-Pecino, R. (2015). Ciberacoso mediante teléfono móvil e internet en las relaciones de noviazgo entre jóvenes. *Comunicar*, 22, 159-167.
- Exner-Cortens, D., Eckenrode, J. y Rothman, E. (2013). Longitudinal associations between teen dating violence victimization and adverse health outcomes. *Pediatrics*, 131, 71-78.
- Finn, J. (2004). A survey of online harassment at a university campus. *Journal of Interpersonal Violence*, 19, 468-483.
- Fleiss, J. L. (1986). *The design and analysis of clinical experiments*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Fox, J. y Warber, K. M. (2013). Romantic relationship development in the age of facebook: an exploratory study of emerging adults' perceptions, motives, and behaviors. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 16, 3-7.
- Gámez-Guadix, M., Borrajo, E. y Calvete, E. (2018). Abuso, control y violencia en la pareja a través de internet y los smartphones: características, evaluación y prevención. *Papeles del Psicólogo*, 39, 218-227.
- García-Sánchez, P. V., Guevara-Martínez, C., Rojas-Solís, J. L., Peña-Cárdenas, F. y González, V. G. (2017). Apego y ciber-violencia en la pareja de adolescentes. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 1, 541-550.
- Gignac, G. E. (2014). On the inappropriateness of using items to calculate total scale score reliability via coefficient alpha for multidimensional scales. *European Journal of Psychological Assessment*, 30, 130-139.
- Graham, J. W. (2009). Missing data analysis: making it work in the real world. *Annual Review of Psychology*, 60, 549-576.
- Guerra, C., Montiel, I., Pereda, N. y Pinto-Cortez, C. (2020). Invarianza factorial de una escala breve para evaluar abuso sexual online en adolescentes de España y Chile. *Behavioral Psychology/ Psicología Conductual*, 28, 95-113.
- Hair, J., Black, W., Babin, B. J., Anderson, R. y Tatham, R. (2014). *Multivariate data analysis* (6ª ed.). New Jersey: Pearson International Edition.
- IBM Corp. (2017). IBM SPSS Statistics for Windows (versión 25) [programa de ordenador]. Armonk, NY: Autor.
- Howard, G. S. (1980). Response-shift bias: a problem in evaluating interventions with pre/post self-reports. *Evaluation Review*, 4, 93-106.
- Jaen-Cortés, C. I., Rivera-Aragón, S., Reidl-Martínez, L. M. y García-Méndez, M. (2017). Violencia de pareja a través de medios electrónicos en adolescentes mexicanos. *Acta*

- de Investigación Psicológica*, 7, 2593-2605.
- Landis, J. R. y Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33, 159-174.
- Langhinrichsen-Rohling, J., Misra, T. A., Selwyn, C. y Rohling, M. L. (2012). Rates of bidirectional versus unidirectional intimate partner violence across samples, sexual orientations, and race/ethnicities: a comprehensive review. *Partner Abuse*, 3, 199-230.
- Leisring, P. A. y Giumetti, G. W. (2014). Sticks and stones may break my bones, but abusive text messages also hurt: development and validation of the Cyber Psychological Abuse Scale. *Partner Abuse*, 5, 323-341.
- Lucio-López, L. y Prieto-Quezada, T. (2014). Violencia en el ciberespacio en las relaciones de noviazgo adolescente. Un estudio exploratorio en estudiantes mexicanos de escuelas preparatorias. *Revista de Educación y Desarrollo*, 31, 61-72.
- Lyndon, A., Bonds-Raacke, J. y Cratty, A. D. (2011). College students' facebook stalking of ex-partners. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 14, 711-716.
- Morelli, M., Bianchi, D., Chirumbolo, A. y Baiocco, R. (2018). The Cyber Dating Violence Inventory. Validation of a new scale for online perpetration and victimization among dating partners. *European Journal of Developmental Psychology*, 15, 464-471.
- Muñiz, M. (2017). Online teen dating violence, family and school climate from a gender perspective. *Infancia y Aprendizaje*, 40, 572-598.
- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica* (3ª ed.). México, DF: McGraw-Hill.
- Peskin, M. F., Markham, C. M., Shegog, R., Temple, J. R., Baumler, E. R., Addy, R. C., Hernandez, B., Cuccaro, P., Gabay, E. K., Thiel, M. y Emery, S. T. (2017). Prevalence and correlates of the perpetration of cyber dating abuse among early adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 46, 358-375.
- Piquer, B., Castro-Calvo, J. y Giménez-García, C. (2016). Violencia de parejas jóvenes a través de Internet. *Ágora de Salud*, 4, 293-301.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. -Y. y Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88, 879-903.
- 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.
- Raykov, T. (2004). Point and interval estimation of reliability for multiple-component measuring instruments via linear constraint covariance structure modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11, 342-356.
- Reynolds, C. R., y Livingston, R. B. (2012). *Mastering modern psychological testing: Theory & methods*. Boston, MA: Pearson.
- Sánchez, V., Muñoz-Fernández, N., Lucio, L. A. y Ortega-Ruiz, R. (2017). Ciberagresión en parejas adolescentes: un estudio transcultural España-México. *Revista Mexicana de Psicología*, 34, 46-54.
- Smith-Darden, J. P., Kernsmith, P. D., Victor, B. G. y Lathrop, R. A. (2017). Electronic displays of aggression in teen dating relationships: does the social ecology matter? *Computers in Human Behavior*, 67, 33-40.
- StataCorp. (2015). STATA (versión 14) [programa de ordenador]. College Station, TX: Autor.
- Stephenson, V. L., Wickham, B. M. y Capezza, N. M. (2018). Psychological abuse in the context of social media. *Violence and Gender*, 5, 129-134.
- Temple, J. R., Choi, H. J., Brem, M., Wolford-Clevenger, C., Stuart, G. L., Peskin, M. F. y Elmquist, J. A. (2016). The temporal association between traditional and cyber dating abuse among adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 45, 340-349.
- Valderas, J., Ferrer, M., Mendivil, J., Garin, O., Rajmil, L., Herdman, M. y Alonso, J. (2008).

- Development of EMPRO: a tool for the standardized assessment of patient-reported outcome measures. *Value in Health: the Journal of the International Society for Pharmacoeconomics and Outcomes Research*, 11, 700-708.
- 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.
- Van-Ouytsel, J., Ponnet, K. y Walrave, M. (2017). Cyber dating abuse: investigating digital monitoring behaviors among adolescents from a social learning perspective. *Journal of Interpersonal Violence*, 35, 5157-5178.
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A. y Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de Psicología*, 33, 755-782.
- Watkins, L. E., Maldonado, R. C. y DiLillo, D. (2016). The Cyber Aggression in Relationships Scale: a new multidimensional measure of technology-based intimate partner aggression. *Assessment*, 25, 608-626.
- Wolford-Clevenger, C., Zapor, H., Brasfield, H., Febres, J., Elmquist, J., Brem, M., Shorey, R. y Stuart, G. L. (2016). An examination of the partner cyber abuse questionnaire in a college student sample. *Psychol Violence*, 6, 156-162.
- Yahner, J., Dank, M., Zweig, J. M. y Lachman, P. (2015). The co-occurrence of physical and cyber dating violence and bullying among teens. *Journal of Interpersonal Violence*, 30, 1079-1089.
- Zweig, J. M., Dank, M., Yahner, J. y Lachman, P. (2013). The rate of cyber dating abuse among teens and how it relates to other forms of teen dating violence. *Journal of Youth and Adolescence*, 42, 1063-1077.

RECIBIDO: 13 de abril de 2020

ACEPTADO: 27 de julio de 2020