



SUMA PSICOLÓGICA

<http://sumapsicologica.konradlorenz.edu.co>



Adaptación transcultural del Cyber Dating Abuse Questionnaire (CDAQ) para jóvenes mexicanos

Carlos Alejandro Hidalgo-Rasmussen^{a, b}, Sandra Paola Javier-Juárez^{b, *},
Yolanda Viridiana Chávez-Flores^c, Kathia Anahí Zurita-Aguilar^b

^a *Cuerpo Académico Comportamiento, Salud y Calidad de Vida, México*

^b *Centro de Investigación en Riesgos y Calidad de Vida, Universidad de Guadalajara, México*

^c *Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Autónoma de Baja California, México*

Recibido el 29 de abril de 2022; aceptado el 28 de julio de 2022

PALABRAS CLAVE

Abuso digital,
pareja,
violencia,
jóvenes,
validación

Resumen Introducción: La violencia digital en las relaciones de pareja es un problema de salud pública que requiere de evaluaciones válidas y confiables. El objetivo de la presente investigación fue adaptar transculturalmente y evaluar las propiedades psicométricas del *Cyber Dating Abuse Questionnaire* (CDAQ) para jóvenes mexicanos. **Método:** Participaron 1158 jóvenes de 18 a 24 años, 62.9 % fueron mujeres. En la fase de verificación de la equivalencia lingüística, se adecuaron cuatro palabras de la versión original en castellano. **Resultados:** Se encontraron índices de ajuste aceptables en el análisis factorial confirmatorio, además se encontró validez convergente y discriminante de los factores, excepto entre los factores de victimización y perpetración de Agresión Directa. Se encontró evidencia de validez divergente con la calidad de vida y convergente con comportamientos de riesgo. La fiabilidad total fue superior a .87. **Conclusiones:** Los hallazgos sugieren que el CDAQ puede ser un cuestionario útil para evaluar el abuso digital en las relaciones de pareja en jóvenes mexicanos.

© 2022 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Cross-cultural adaptation of the Cyber Dating Abuse Questionnaire (CDAQ) for young Mexican

KEYWORDS

Cyber dating abuse,
partner,
violence,
youth,
validity

Abstract Introduction: Cyber dating abuse is a public health problem that requires valid and reliable evaluations. The objective of this study was to cross-culturally adapt and evaluate the psychometric properties of the *Cyber Dating Abuse Questionnaire* (CDAQ) for Mexican youth. **Method:** 1158 young students from 18 to 24 years old participated, 62.9 % were women. In the verification of the linguistic equivalence phase, four words from the original version in Spanish were adapted. **Results:** Acceptable fit indices were found in the confirmatory factor analysis, in addition, convergent and discriminant validity of the factors was found, except between the factors of victimization and perpetration of Direct Aggression. Evidence of divergent validity was found with quality of life and convergence with risk behaviors. Total reliability was greater than .87. **Conclusions:** The findings suggest that CDAQ could be a useful questionnaire to assess cyber dating abuse among young Mexicans.

© 2022 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>)

* Corresponding author.

Email: paolajavierjuarez@gmail.com

<https://doi.org/10.14349/sumapsi.2022.v29.n2.6>

ISSN 0121-4381, ISSN-E 2145-9797/© 2022 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>)

El abuso digital en la pareja contempla tres elementos: el uso de medios digitales e Internet, las relaciones románticas y el abuso (Reed et al., 2016). Por lo tanto, dicho fenómeno se refiere al control, acoso, amenazas y abuso hacia la pareja a través de medios digitales e Internet, incluyendo las redes sociales virtuales (Rocha-Silva et al., 2021; Van-Ouysel et al., 2018). Esta forma de abuso comprende acciones como seguimiento intrusivo y vigilancia, transgresión de la privacidad, distribución de material digital sin el consentimiento de la pareja, difusión de rumores insultantes, dañinos, humillantes o amenazantes, exclusión de grupos virtuales y acoso sexual (Jaen-Cortés et al., 2017). En el ámbito mundial, se ha encontrado en jóvenes una prevalencia que oscila entre el 8.1 y el 74.3 % para victimización (Caridade et al., 2020; Lara, 2020) y del 6.3 al 75.1 % para perpetración (Ellyson et al., 2021; Lara, 2020). En México, con la versión española del *Cyber Dating Abuse Questionnaire* (CDAQ), encontraron que la prevalencia osciló entre el 65 y el 95.7 % para victimización y del 70.5 al 99.1 % para perpetración (Romo-Tobón et al., 2020).

El abuso digital en las relaciones de pareja es un problema de salud pública que tiene consecuencias significativas para la víctima tales como sintomatología depresiva, ansiedad, estrés, estrés posttraumático, entre otras (Duerksen & Woodin, 2021; Gracia-Leiva et al., 2020). Y se ha asociado negativamente con calidad de vida (Villora et al., 2021) y positivamente con el consumo de alcohol, desesperanza y violencia física y sexual (Caridade & Braga, 2020).

La mayoría de los instrumentos para medir el abuso digital en las relaciones de pareja fueron desarrollados en población anglosajona, por ejemplo, el *Facebook Survey* (Lyndon et al., 2011) para evaluar perpetración y el *Electronic Victimization* (Bennett et al., 2011) para medir victimización.

Respecto a los instrumentos que miden tanto victimización como perpetración, cuyas características han sido previamente expuestas (Brown & Hegarty, 2018), se encuentran, por ejemplo, la *Technology-facilitated Abuse in Relationships Scale* (Brown & Hegarty, 2021) y el *Intimate Partner Cyber Abuse Questionnaire* (Fissel et al., 2022).

En México se encuentran instrumentos para medir el abuso digital en las relaciones de pareja en adolescentes tales como la Escala de Violencia de Pareja que se Expresa a través de Medios Electrónicos (Jaen-Cortés et al., 2017) que mide victimización, así como la adaptación del *Cyber-dating Q_A* (Sánchez et al., 2017) que mide perpetración y del CDAQ (Hidalgo-Rasmussen et al., 2020) que mide tanto perpetración como victimización. No obstante, hasta donde tenemos conocimiento, no existe un instrumento para medir el abuso digital en jóvenes mexicanos. De ahí la necesidad de contar con un instrumento válido y confiable dirigido a este grupo etario, y que, además, mida tanto victimización como perpetración, debido a que se ha encontrado que el abuso puede ser bidireccional (Cavalcanti & Coutinho, 2019; Hu et al., 2021).

Borrajó et al. (2015) refieren que el CDAQ fue el primer cuestionario que mide el abuso digital desde una perspectiva integral, que incluye diferentes comportamientos de victimización y perpetración. Este instrumento es uno de los más utilizados para medir el abuso digital en las relaciones de pareja (Caridade & Braga, 2020; Rodríguez-deArriba et al., 2021) y ha sido adaptado en diferentes países, entre ellos Chile (Lara, 2020), Brasil (Cavalcanti et al., 2020) y Co-

lombia (Rey-Anacona et al., 2021), donde ha resultado con propiedades psicométricas aceptables.

La adaptación y validación del CDAQ a población joven podría contribuir a conocer el fenómeno del abuso digital en la pareja en cuanto a su prevalencia, incidencia, tipos de violencia, relación con otras variables o factores predictores; lo que permitirá conocer el panorama nacional y comparar respecto al internacional. Por lo tanto, el objetivo de la presente investigación fue adaptar transculturalmente y evaluar las propiedades psicométricas del CDAQ para jóvenes mexicanos.

Método

Participantes

Los criterios de inclusión fueron tener edades entre 18 a 24 años, rango que comprende a los jóvenes y adultos jóvenes (Breinbauer & Maddaleno, 2005), y tener una relación de pareja o haber tenido una en los últimos 12 meses. Se trató de un censo de los estudiantes que ingresaron a un centro de la Universidad de Guadalajara y llevado a cabo por el Observatorio de Investigación de los Comportamientos de Riesgo y Calidad de Vida de los estudiantes (OIR-CAVE). Se optó por que el número de participantes fuera superior a 500 casos, considerando las condiciones que han mostrado los ítems de violencia, por ejemplo, los efectos piso (Hidalgo-Rasmussen et al., 2020; Shi et al., 2019).

En las entrevistas cognitivas participaron ocho estudiantes (cuatro mujeres y cuatro hombres). Para la verificación de propiedades psicométricas del CDAQ participaron 1763 estudiantes de dos cursos académicos, julio 2018 y julio 2019, pertenecientes a 18 programas correspondientes a las áreas de ciencias exactas, de ciencias sociales y de la salud.

Se excluyeron 577 participantes que no tenían pareja o que no habían tenido una en los últimos 12 meses y 24 que no cumplían los criterios de edad mínima o máxima. Además, se eliminaron cuatro casos por tener más del 20 % de datos perdidos en el CDAQ (Beckett et al., 2017). La muestra final quedó conformada por 1158 participantes ($M_{edad} = 18.27$, $DT = 1.12$; 62.9 % fueron mujeres). El nivel socioeconómico más frecuente para los participantes del curso académico 2018 fue medio-bajo (14.4 %) y para el curso académico 2019 fue C+ (13.4 %) que se refiere a hogares donde se cuenta con un vehículo de transporte, se tiene acceso a Internet y la tercera parte de su ingreso se destina a alimentación (Asociación Mexicana de Agencias de Inteligencia de Mercado y Opinión [AMAI], 2018).

Instrumentos

La medida bajo estudio fue el CDAQ (Borrajó et al., 2015) que cuenta con una escala para victimización (20 ítems) y otra para perpetración (20 ítems). Ambas escalas constan de dos factores: Agresión Directa (10 ítems) y Control/Seguimiento (10 ítems). Cada reactivo tiene ítems paralelos: uno para victimización y otro para perpetración. Las opciones de respuesta son en una escala tipo Likert de 6 puntos que van de 1 (*nunca*) a 6 (*casi siempre*). Debido a que no existen puntos de corte se asume que a mayor puntuación mayor presencia de abuso digital. La versión española mostró propiedades psicométricas aceptables para fiabilidad y

validez. Se encontró un alfa de Cronbach (α) de .73 para la escala de perpetración de Agresión Directa, $\alpha = .84$ para victimización por Agresión Directa, $\alpha = .81$ para la escala de perpetración de Control/Seguimiento y $\alpha = .87$ para victimización por Control/Seguimiento. Respecto a validez factorial, se encontraron índices de ajuste aceptables en el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el modelo de medida de unicidad correlacionado: χ^2 [714] = 1628; índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI) = .99; índice de ajuste no-normativo (*non-normative fit index*, NNFI) = .99 y raíz del error cuadrático medio de aproximación (*root mean square error of approximation*, RMSEA) = .076, 90 % CI [.072, .079].

Para medir la calidad de vida general, se utilizó el instrumento WHOQOL-Bref (Skevington et al., 2004), que fue desarrollado por la Organización Mundial de la Salud, y está compuesto por dos preguntas sobre calidad de vida y satisfacción con la salud, así como 24 ítems que componen cuatro dimensiones (Salud Física, Salud Psicológica, Relaciones Sociales y Ambiente). Cuenta con cinco opciones de respuesta tipo Likert que van de 1 (*muy insatisfecho*) a 5 (*muy satisfecho*). Las propiedades psicométricas para la muestra en estudio son aceptables; en el AFC los índices de ajuste para el modelo de medida bifactor fueron: χ^2 [228] = 2491.56, $p < .001$; CFI = .96; índice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis index*, TLI) = .95 y RMSEA = .09, 90 % IC [.088, .097]. Respecto a la fiabilidad, se encontró un Omega (ω) total = .92 y ω del factor general = .85.

Para medir las conductas de consumo de alcohol en el último mes y el consumo de alcohol abusivo, la violencia física y sexual por la pareja, así como la desesperanza, se utilizaron cinco ítems adaptados al castellano del *Youth Risk Behavior Survey* (YRBS; Brener et al., 1995). Las opciones de respuesta son dicotómicas y politómicas. En este estudio, el ítem de consumo de alcohol en el último mes tuvo una estabilidad temporal de .56 (IC 90% [-0.258, 1.00]) y de 0.73 (IC 90% [0.567, 1.00]) para el consumo de alcohol abusivo; de 0.60 (IC 90% [0.48, 0.73]) y de 0.64 (IC 90% [0.48, 0.69]) para la violencia sexual y física respectivamente y de 0.33 (IC 90% [0.23, 0.46]) para la desesperanza.

Se preguntó el sexo, la edad y se evaluó el nivel socioeconómico mediante la técnica de Rivas-Torres y Bianchi-Aguila (1991) para el curso académico de 2018, y con la regla de la AMAI (2018) para el curso académico de 2019.

Procedimiento

El proceso de adaptación transcultural del CDAQ se basó en lo recomendado por Valderas et al. (2008). Se realizó en tres fases: (1) verificación de la equivalencia lingüística; (2) verificación de la equivalencia conceptual y (3) verificación de las propiedades de medida. En la fase 1 el equipo de investigación revisó el instrumento original que se encuentra en castellano para verificar que las palabras y expresiones se comprendieran en el contexto mexicano.

En la fase 2 se realizaron entrevistas cognitivas estructuradas. Se aplicó el cuestionario y se les preguntó por dudas en instrucciones, y por términos que no entendieron. Cuando les pareció confusa la redacción, se les solicitó que hicieran una propuesta que les resultara más comprensible.

La fase 3 consistió en aplicar el cuestionario en dos momentos distintos. En el primer momento, se administraron los cuestionarios en versión electrónica durante la semana de inducción a la universidad y en el segundo momento, para poder analizar la estabilidad temporal, una semana después, los jóvenes del curso académico 2018 participaron en una segunda administración del cuestionario.

El proyecto fue aprobado por el Comité de Bioética del Centro Universitario del Sur, de la Universidad de Guadalajara (oficio CB1218), el cual consideró los postulados de la Declaración de Helsinki de la Investigación en Seres Humanos de la Asociación Médica Mundial. La participación fue voluntaria. Se solicitó consentimiento por escrito. Los autores de la escala española aprobaron su uso para este estudio.

Análisis estadísticos

Se evaluó la calidad de los datos para identificar aquellos atípicos e inconsistentes, así como aquellos perdidos. Los datos perdidos que representaron menos del 5 % del CDAQ fueron imputados con el método de imputación múltiple (Graham, 2009).

Se obtuvieron medidas de tendencia central, de dispersión y distribución de los datos para identificar la existencia de efecto piso o techo (más de 15 % de las respuestas en la categoría inferior o superior) del CDAQ. Para obtener la evidencia de validez de la estructura interna, se realizaron AFC considerando las correlaciones policóricas entre los ítems por tratarse de una escala de seis categorías de respuesta. Se calculó un modelo de unicidad correlacionado usado en la versión española del instrumento. Se fijó la carga factorial del ítem 16, el cual tuvo la menor variabilidad en las respuestas. Se usó el estimador de mínimos cuadrados ponderados ajustados por media y varianza (*weighted least square mean and variance adjusted*, WLSMV). Se calcularon los índices de ajuste: χ^2 , los grados de libertad y el valor p ; el RMSEA donde los valores entre .05 y .08 representan un ajuste aceptable (Browne & Cudeck, 1992); y los índices TLI y CFI, en los cuales se consideró aceptable a valores iguales o superiores a .95 (Hu & Bentler, 1999).

Se obtuvo evidencia de validez convergente y discriminante de los factores del CDAQ. En cuanto a la primera, se entiende que los ítems son indicadores de un constructo específico, por lo cual, deberían compartir una alta proporción de varianza, que se obtuvo a partir del promedio de la varianza extraída (*average variance extracted*, AVE) con valores esperados iguales o mayores a .5. Entre tanto, la validez discriminante se entiende como el grado en el que un constructo es diferente de otro y está presente si el AVE de cada uno de los constructos es mayor al cuadrado de la varianza compartida entre los dos (Hair et al., 2014).

Para obtener evidencia de validez divergente con otras variables, se realizaron correlaciones de Spearman (por la falta de normalidad de las variables; Bishara & Hittner, 2012) de la puntuación de los factores del CDAQ con la puntuación de las áreas del WHOQOL-Bref. Para validez convergente se realizaron correlaciones entre la puntuación de los factores del CDAQ y la suma de riesgos del YRBS.

Tabla 1. Descripción de los ítems del CDAQ para jóvenes universitarios mexicanos y cargas factoriales

| Variables | Victimización | | | | | Perpetración | | | | |
|--|---------------|-------------|-------------|--------------|-----------------|--------------|-------------|--------------|---------------|-----------------|
| | M | D.E. | s | k | Carga factorial | M | D.E. | s | k | Carga factorial |
| Agresión Directa | | | | | | | | | | |
| Total | 11.88 | 3.24 | 7.79 | 87.38 | | 11.42 | 2.19 | 15.74 | 348.51 | |
| Amenaza virtual de hacer daño físico | 1.06 | 0.42 | 7.85 | 68.87 | 0.79 | 1.03 | 0.31 | 12.56 | 171.57 | 0.92 |
| Crear perfil falso en una red social para causar problemas | 1.04 | 0.36 | 10.22 | 114.78 | 0.84 | 1.02 | 0.25 | 15.87 | 279.71 | 0.94 |
| Comentario en el muro de una red para insultar o humillar | 1.08 | 0.44 | 7.39 | 63.79 | 0.81 | 1.04 | 0.29 | 11.51 | 161.32 | 0.83 |
| Difundir secretos y/o información comprometedoras vía virtual | 1.11 | 0.52 | 5.41 | 31.96 | 0.76 | 1.05 | 0.33 | 9.83 | 117.70 | 0.71 |
| Amenaza virtual de difundir secretos o información comprometedoras | 1.04 | 0.31 | 10.71 | 129.79 | 0.90 | 1.01 | 0.18 | 21.01 | 508.71 | 1 |
| Hacerse pasar por la pareja virtualmente y crear problemas | 1.04 | 0.33 | 11.33 | 147.01 | 0.87 | 1.01 | 0.19 | 19.72 | 437.36 | 0.99 |
| Mensajes virtuales insultantes y/o humillantes | 1.13 | 0.56 | 5.43 | 32.82 | 0.86 | 1.06 | 0.35 | 7.76 | 75.56 | 0.85 |
| Fotos, imágenes y/o videos íntimos de contenido sexual enviados a otras personas | 1.03 | 0.29 | 12.27 | 174.41 | 0.91 | 1.01 | 0.19 | 19.82 | 476.15 | 0.91 |
| Hacerse pasar por otra persona vía virtual para ponerle a prueba | 1.08 | 0.42 | 7.40 | 64.03 | 0.87 | 1.03 | 0.26 | 10.78 | 151.23 | 0.87 |
| Publicar música, poesías, frases en los estados de la red social con la intención de insultar o humillar a la pareja | 1.17 | 0.68 | 4.81 | 25.38 | 0.77 | 1.11 | 0.49 | 5.33 | 33.43 | 0.74 |
| Difundir rumores, chismes y/o bromas sobre la pareja vía virtual con la intención de ridiculizarla | 1.11 | 0.50 | 5.97 | 40.92 | 0.86 | 1.04 | 0.29 | 9.10 | 106.42 | 0.78 |
| Control/Seguimiento | | | | | | | | | | |
| Total | 11.68 | 5.26 | 3.19 | 13.27 | | 10.80 | 3.80 | 3.84 | 22.78 | |
| Controlar las actualizaciones de estado del muro de la red social de la pareja | 1.34 | 0.90 | 3.6 | 9.64 | 0.71 | 1.30 | 0.84 | 3.15 | 10.13 | 0.69 |
| Utilizar las contraseñas de la pareja para ver los mensajes y/o contactos de la pareja sin permiso | 1.36 | 0.93 | 2.98 | 9.23 | 0.84 | 1.24 | 0.69 | 3.53 | 14.49 | 0.81 |
| Controlar la hora de su última conexión en aplicaciones del celular | 1.30 | 0.83 | 3.43 | 12.92 | 0.74 | 1.21 | 0.66 | 3.85 | 17.51 | 0.72 |
| Revisar las redes sociales de la pareja, Whatsapp o correo sin su permiso | 1.48 | 0.97 | 2.34 | 5.71 | 0.88 | 1.32 | 0.74 | 2.73 | 8.94 | 0.80 |
| Utilizar vía virtual para controlar dónde ha estado y con quién | 1.20 | 0.67 | 3.95 | 17.56 | 0.84 | 1.14 | 0.51 | 4.39 | 22.36 | 0.82 |
| Amenazar vía virtual para que conteste a sus llamadas o mensajes de manera inmediata | 1.12 | 0.54 | 5.57 | 35.89 | 0.84 | 1.06 | 0.34 | 7.67 | 71.80 | 0.86 |
| Revisar su teléfono celular sin su permiso | 1.38 | 0.89 | 2.72 | 7.89 | 0.90 | 1.24 | 0.67 | 3.58 | 15.61 | 0.89 |
| Llamar a la pareja de forma excesiva para controlar dónde estaba y con quién | 1.21 | 0.71 | 4.03 | 18.03 | 0.86 | 1.12 | 0.49 | 5.27 | 33.10 | 0.89 |
| Controlar las amistades que tiene en las redes sociales | 1.29 | 0.84 | 3.39 | 12.00 | 0.87 | 1.18 | 0.60 | 4.03 | 19.00 | 0.83 |

Nota. s = asimetría. k = curtosis.

La evidencia de fiabilidad se obtuvo mediante el cálculo del α y el coeficiente ω , a partir del modelo de medida (Viladrich et al., 2017). Se consideraron aceptables valores iguales o superiores a .70 (Aaronson et al., 2002). También se calculó la estabilidad test-retest del CDAQ, para cada ítem se utilizó kappa ponderado cuadrático con intervalos de confianza al 95 %, considerando aceptables valores iguales o superiores a .40 (Landis & Koch, 1977); y para los totales de cada factor se utilizó el coeficiente de correlación intraclass (*intraclass correlation coefficient*, ICC), considerando poca reproducibilidad cuando los valores fueron menores a .40 y excelentes cuando los valores fueron iguales o superiores a .75 (Fleiss, 1986). Los análisis estadísticos fueron realizados en el programa SPSS v. 25.0, RStudio y Stata v. 14.0.

Resultados

Como resultado de la fase 1, se adecuaron cuatro palabras: hayáis-haya; móvil-celular; habéis-han; colgado-publicar.

En la fase 2, el tiempo de contestación fue de seis minutos. De estas entrevistas, se concluyó que no era necesario realizar cambios a la redacción de los ítems; solamente en las instrucciones se agregó “mensajes de texto” para indicar las siglas “sms”, se añadió la instrucción “marca con una X” y se repitieron las opciones de respuesta en cada una de las páginas.

Respecto a la frase 3, los datos perdidos en el CDAQ correspondían al 0.88% de las casillas totales (102 datos), los cuales fueron sustituidos por imputación múltiple. Se encontró efecto piso en todos los ítems del CDAQ, así como asimetría y curtosis superior a la unidad (tabla 1).

Las correlaciones policóricas para Agresión Directa fueron altas y homogéneas: entre .50 y .80 para victimización y entre .54 y 1 para perpetración. Para el factor de Control/Seguimiento las correlaciones fueron moderadas y altas: entre .46 y .83 para victimización y entre .46 y .79 para perpetración. Los índices de ajuste en el AFC fueron aceptables: $\chi^2 [715] = 1256.35$, $p < .001$, CFI = .995; TLI = .995, RMSEA = .026, 90 % IC [.023, .028]. Las cargas factoriales fueron de medianas a altas a partir de .65 (tabla 1).

Se encontró evidencia de validez convergente entre los factores, así como evidencia de validez discriminante, excepto entre los factores de victimización y perpetración de Agresión Directa (tabla 2).

Tabla 2. Información para determinar la validez convergente y discriminante del CDAQ para jóvenes mexicanos

| Factores (AVE) | R ² |
|-----------------------|----------------|
| VAD (.71) - PAD (.76) | .84 |
| VAD (.71) - VCS (.69) | .56 |
| VAD (.71) - PCS (.66) | .46 |
| PAD (.76) - VCS (.69) | .42 |
| PAD (.76) - PCS (.66) | .57 |
| VCS (.69) - PCS (.66) | .65 |

Nota. AVE= promedio de la varianza extraída. VAD = victimización por Agresión Directa, PAD = perpetración de Agresión Directa, VCS= victimización por Control/Seguimiento y PCS = perpetración de Control/Seguimiento.

Se encontraron correlaciones estadísticamente significativas entre los factores del CDAQ y la suma de riesgos del YRBS; la fuerza de asociación fue pequeña. Respecto a las correlaciones entre los factores del CDAQ y los factores del WHOQOL-Bref, fueron estadísticamente significativas, con una fuerza de asociación pequeña, así como la calidad de vida general con la victimización por Agresión Directa (tabla 3).

Respecto a la fiabilidad, se encontraron valores de α y ω aceptables: α total = .93 y ω total = .87; $\alpha = .86$ y $\omega = .86$ para el factor de victimización por Agresión Directa; $\alpha = .85$ y $\omega = .90$ para perpetración de Agresión Directa; $\alpha = .88$ y $\omega = .86$ para victimización por Control/Seguimiento y $\alpha = .85$ y $\omega = .93$ para perpetración de Control/Seguimiento.

Para la estabilidad test-retest, se encontró que el 36.4 % de los ítems de victimización (ítems: 11, 17, 19, 31) y el 9.1 % de perpetración (ítem: 32) del factor de Agresión Directa fueron marginalmente aceptables, es decir, se acercaron al .40; a diferencia del factor de Control/Seguimiento, donde el 88.9 % de los ítems de victimización (ítems: 1, 9, 13, 21, 25, 33, 37, 39) y el 77.8 % de los ítems de perpetración (ítems: 2, 10, 14, 22, 34, 28, 40) tuvieron puntuaciones superiores a 0.40. El ICC para las dimensiones de Agresión Directa no fueron aceptables: 0.21 [-0.03, 0.39] para victimización y 0.04 [-0.25, 0.26] para perpetración. Para la dimensión de Control/Seguimiento el ICC fue aceptable: 0.85 [0.81, 0.89] para victimización y 0.73 [-0.64, 0.79] para perpetración.

Se identificó que para Agresión Directa el 13.5 % habían perpetrado y el 18.7 % habían recibido al menos una conducta de abuso. Respecto al factor de Control/seguido, el 36.8 % perpetraron y 42.3 % recibieron al menos una conducta de Control/Seguimiento.

Discusión

El objetivo de esta investigación fue adaptar transculturalmente y evaluar las propiedades psicométricas del CDAQ para jóvenes mexicanos. El instrumento adaptado resultó tener índices de ajuste aceptables en el AFC, similares al estudio español (Borrajo et al., 2015) y en las adaptaciones latinoamericanas (Cavalcanti et al., 2020; Lara, 2020; Rey-Anaconda et al., 2021).

Se tiene evidencia de validez convergente del CDAQ entre sus factores y de validez discriminante, excepto entre dos factores. Además, se obtuvo evidencia de validez divergente con la puntuación del WHOQOL-Bref y convergente con la suma de riesgos del YRBS. La fiabilidad fue aceptable y se tiene evidencia de estabilidad test-retest de pequeña a moderada.

Con relación a la equivalencia lingüística y conceptual del CDAQ, los cambios, aunque mínimos, son importantes, ya que facilitan la comprensión de las instrucciones del instrumento. Dichas adaptaciones son relevantes para mantener la equivalencia del constructo estudiado al aplicarse en un nuevo contexto cultural, evitando caer en el error de considerar que en todas las culturas el constructo funciona de la misma manera (Muñiz et al., 2013).

Aunque en el modelo de medida unicidad correlacionada persiste el problema de las covarianzas cruzadas entre errores pertenecientes a ítems de distintos factores (Podsakoff et al., 2003), teóricamente resulta razonable que ítems paralelos se relacionen, lo que justificaría el uso de este modelo (Borrajo et al., 2015).

Tabla 3. Correlación de las dimensiones del CDAQ con la suma de riesgos y la calidad de vida en jóvenes mexicanos

| Factores del CDAQ | Riesgos | Calidad de vida | | | | |
|---------------------------------------|---------|-----------------|---------|----------|----------|---------|
| | | SF | SP | RS | A | CV |
| Victimización por Agresión Directa | .177*** | -.105*** | -.074* | -.158*** | -.112*** | -.090** |
| Perpetración de Agresión Directa | .176*** | -.106*** | -.066* | -.185*** | -.093** | -.036 |
| Victimización por Control/Seguimiento | .171*** | -.073* | -.086** | -.162*** | -.077** | -.011 |
| Perpetración de Control/Seguimiento | .182*** | -.089** | -.077** | -.152*** | -.088** | -.011 |

Nota. La suma de comportamientos de riesgo fue a partir de las conductas de: consumo de alcohol en el último mes y consumo abusivo, violencia física y sexual por la pareja y desesperanza. SF = Salud Física; SP = Salud Psicológica; RS = Relaciones Sociales; A = Ambiente; CV = Calidad de vida general.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

La validez convergente entre los factores, de la cual se obtuvo evidencia en el presente estudio, implica que los ítems del CDAQ son parte del mismo constructo de abuso digital al tener una alta proporción de varianza común. Asimismo, se encontró validez discriminante entre los factores, excepto en los factores de la dimensión de Agresión Directa; lo cual puede ser explicado por la baja proporción de jóvenes que indicaron haber vivido o perpetrado alguna conducta correspondiente a estos factores, debido a que contiene ítems de abuso más severo.

Respecto a la relación entre la calidad de vida y el abuso digital, esta sigue la dirección esperada, que, de acuerdo con antecedentes, cuanto mayor experiencia de abuso menor calidad de vida se tendrá (Villora et al., 2021). De igual manera, la relación entre los comportamientos de riesgo y el abuso digital sigue la dirección en sentido de la evidencia, que indica que los jóvenes pueden presentar comportamientos de riesgo como el consumo de alcohol excesivo (Caridade & Braga, 2020). Sin embargo, la fuerza de las relaciones fue pequeña, lo cual podría deberse a la posible normalización del abuso en las relaciones de pareja y a factores culturales (Ludin et al., 2018), que pudieran mediar la relación.

Sobre la fiabilidad es posible comentar que los valores de α y ω fueron aceptables. Dichos coeficientes fueron menores a los encontrados en adolescentes mexicanos (Hidalgo-Rasmussen et al., 2020) y similares a los valores de α encontrados en el estudio con jóvenes españoles (Borrajo et al., 2015), por lo que los resultados están suficientemente libres de error de medida.

Respecto a la estabilidad temporal, a diferencia del estudio con adolescentes mexicanos (Hidalgo-Rasmussen et al., 2020), en este estudio se encontró un porcentaje menor de ítems con valores aceptables para el factor de Agresión Directa y un porcentaje mayor de ítems con valores aceptables para el factor de Control/Seguimiento. El hecho de encontrar pocos ítems con evidencia de estabilidad temporal podría deberse a los ítems que preguntan por más de un elemento, lo que lo convierte en una dificultad para la consistencia de las respuestas. Por ejemplo, el ítem 23 que indica dos aspectos: "Mi pareja o expareja ha enviado y/o publicado fotos, imágenes y/o videos míos íntimos o de contenido sexual a otras personas sin mi permiso". La elaboración de cuestionarios para identificar conductas de agresión se enfrenta frecuentemente con la dificultad de

incluir una amplia gama de conductas en los menos ítems posibles, esto para no afectar la carga de administración. La creación de grandes listados por una parte y la agrupación de ítems en categorías han sido dos de las formas en las que se ha pretendido abordar el problema; no obstante, cada una de esas aproximaciones tiene sus limitaciones.

Con relación a la prevalencia del abuso, se encontró en este estudio una prevalencia menor en cuanto a Control/Seguimiento respecto a la encontrada en el estudio con jóvenes españoles; sin embargo, la prevalencia fue similar en el factor de Agresión Directa (Borrajo et al., 2015). Por otro lado, la prevalencia encontrada en este estudio tanto para victimización como para perpetración de ambos factores es menor a la encontrada en un estudio con jóvenes chilenos (Lara, 2020). Estas diferencias son esperadas y pueden deberse a la composición de la muestra. En el caso del estudio chileno, prácticamente la mitad de los participantes era de nivel medio-superior y la otra mitad de educación superior, mientras que en el presente estudio participaron estudiantes de primer ingreso a la universidad. Además, las diferencias culturales e históricas entre México y Chile podrían tener parte de la explicación por el impacto que han tenido en la juventud, lo cual se ha reflejado en los comportamientos de riesgo que corren y sus prevalencias (Hidalgo-Rasmussen, 2015).

El presente estudio tiene las siguientes limitaciones: la muestra fue no probabilística, por lo que no representa completamente a la población joven mexicana. No obstante, se recogió una muestra amplia de estudiantes que ingresaron a un centro universitario que concentra población de 28 municipios del sur del estado, que pertenecen a un amplio espectro de condiciones económicas, sociales y características contextuales como se refleja en el nivel socioeconómico de los participantes; de modo que no se trata de una población homogénea, lo cual aumenta su validez externa.

Además, se recolectaron respuestas de jóvenes pertenecientes a dos cursos académicos diferentes, con una diferencia de un año entre el ingreso de unos y de otros; sin embargo, cabe destacar que la administración de los cuestionarios fue bajo las mismas condiciones. Adicionalmente, no se preguntó por el tipo de relación de pareja y duración de esta, futuros estudios podrían incluirlas y observar si existen diferencias. Otra limitación está relacionada con que, aunque el YRBS mostró estabilidad temporal en esta

muestra y se ha usado en otros estudios con jóvenes mexicanos (Hidalgo-Rasmussen et al., 2012), no se cuenta con proceso de validación mexicana.

A partir de los resultados se puede afirmar que el CDAQ es un instrumento con evidencia de validez y confiabilidad que permite la evaluación del abuso digital en las relaciones de pareja en jóvenes mexicanos; lo que podría ser útil para generar conocimiento en este grupo etario y orientar la creación de políticas públicas destinadas a disminuir este fenómeno.

Agradecimientos

La autora de correspondencia de esta investigación reconoce al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología, CONACyT por la beca otorgada para cursar el Doctorado en Psicología con Orientación en Calidad de Vida y Salud (CVU:892852).

Referencias

- Aaronson, N., Alonso, J., Burnam, A., Lohr, K. N., Patrick, D. L., Perrin, E., & Stein, R. E. (2002). Assessing health status and quality-of-life instruments: attributes and review criteria. *Quality of Life Research: an International Journal of Quality of Life Aspects of Treatment, Care and Rehabilitation*, 11(3), 193-205. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12074258>
- Asociación Mexicana de Agencias de Inteligencia de Mercado y Opinión. (2018). *Nivel socioeconómico AMAI 2018*. <https://www.amai.org/NSE/index.php?queVeo=2018>
- Beckett, C., Eriksson, L., Johansson, E., & Wikström, C. (2017). Multivariate Data Analysis. *Pharmaceutical Quality by Design: A Practical Approach*. <https://doi.org/10.1002/9781118895238.ch8>
- Bennett, D. C., Guran, E. L., Ramos, M. C., & Margolin, G. (2011). College students' electronic victimization in friendships and dating relationships: Anticipated distress and associations with risky behaviors. *Violence and Victims*, 26(4), 410-429. <https://doi.org/10.1891/0886-6708.26.4.410>
- Bishara, A. J., & Hittner, J. B. (2012). Testing the significance of a correlation with nonnormal data: Comparison of Pearson, Spearman, transformation, and resampling approaches. *Psychological Methods*, 17(3), 399-417. <https://doi.org/10.1037/a0028087>
- Borrajó, E., Gámez-Guadix, M., Pereda, N., & Calvete, E. (2015). The development and validation of the cyber dating abuse questionnaire among young couples. *Computers in Human Behavior*, 48, 358-365. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.01.063>
- Breinbauer, C., & Maddaleno, M. (2005). *Youth: choices and change. Promoting healthy behaviors in adolescents*. Pan American Health Organization.
- Brener, N. D., Collins, J. L., Kann, L., Warren, C. W., & Williams, B. I. (1995). Reliability of the Youth Risk Behavior Survey questionnaire. *American Journal of Epidemiology*, 141(11), 575-580. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a117473>
- Brown, C., & Hegarty, K. (2018). Digital dating abuse measures: A critical review. *Aggression and Violent Behavior*, 40, 44-59. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2018.03.003>
- Brown, C., & Hegarty, K. (2021). Development and validation of the TAR Scale: A measure of technology-facilitated abuse in relationships. *Computers in Human Behavior Reports*, 3, 100059. <https://doi.org/10.1016/j.chbr.2021.100059>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Caridade, S., & Braga, T. (2020). Youth cyber dating abuse: A meta-analysis of risk and protective factors. *Cyberpsychology*, 14(3), 1-26. <https://doi.org/10.5817/CP2020-3-2>
- Caridade, S., Pedrosa e Sousa, H. F., & Dinis, M. A. P. (2020). Cyber and offline dating abuse in a portuguese sample: Prevalence and context of abuse. *Behavioral Sciences*, 10(10), 1-14. <https://doi.org/10.3390/BS10100152>
- Cavalcanti, J. G., & Coutinho, M. P. L. (2019). Abuso digital nos relacionamentos amorosos: uma revisão sobre prevalência, instrumentos de avaliação e fatores de risco. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 37(2), 235-254. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.6888>
- Cavalcanti, J. G., Coutinho, M. P. L., Nascimento, A. M., & Pinto, A. V. L. (2020). Psychometric properties of the cyber dating abuse questionnaire. *Psico-USF*, 25(2), 285-296. <https://doi.org/10.1590/1413-82712020250207>
- Duerksen, K. N., & Woodin, E. M. (2021). Cyber dating abuse victimization: links with psychosocial functioning. *Journal of Interpersonal Violence*, 1-29. <https://doi.org/10.1177/0886260519872982>
- Ellyson, A. M., Adhia, A., Lyons, V. H., & Rivara, F. P. (2021). Prevalence, age of initiation, and patterns of co-occurrence of digital dating abuse behaviors nationwide. *Children and Youth Services Review*, 122, 105921. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105921>
- Fissel, E. R., Graham, A., Butler, L. C., & Fisher, B. S. (2022). A new frontier: the development and validation of the intimate partner cyber abuse instrument. *Social Science Computer Review*, 1-20. <https://doi.org/10.1177/0894439321994618>
- Fleiss, J. L. (1986). *The design and analysis of clinical experiments*. John Wiley & Sons, Inc.
- Gracia-Leiva, M., Puente-Martínez, A., Ubillos-Landa, S., González-Castro, J. L., & Páez-Rovira, D. (2020). Off- and online heterosexual dating violence, perceived attachment to parents and peers and suicide risk in young women. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(9), 31-74. <https://doi.org/10.3390/ijerph17093174>
- Graham, J. W. (2009). Missing data analysis: making it work in the real world. *Annual Review of Psychology*, 60, 549-576. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.58.110405.085530>
- Hair, J., Black, W., Babin, B. J., & Anderson, R. (2014). *Multivariate data analysis* (6a ed.). Pearson International Edition.
- Hidalgo-Rasmussen, C. A. (2015). *Calidad de vida y comportamientos de riesgo en jóvenes estudiantes universitarios de México y Chile*. Porrúa.
- Hidalgo-Rasmussen, C. A., Hidalgo-San-Martín, A., & Aguilera, V. (2012). Percepción del peso corporal, comportamientos alimentarios y calidad de vida en estudiantes mexicanos. *Revista Mexicana de Investigación en Psicología*, 4(S1), 80-90.
- Hidalgo-Rasmussen, C. A., Javier-Juárez, P., Zurita-Aguilar, K., Yañez-Peñúñuri, L. Y., Franco-Paredes, K., & Chávez-Flores, Y. V. (2020). Adaptación transcultural del "Cuestionario de abuso cibernético en la pareja" (CDAQ) para adolescentes mexicanos. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 28(3), 435-453.
- 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hu, R., Xue, J., Lin, K., Sun, I. Y., & Wang, X. (2021). Bidirectional intimate partner violence among Chinese women: patterns and risk factors. *Journal of Interpersonal Violence*, 19. <https://doi.org/10.1177/0886260519888523>

- Jaen-Cortés, C. I., Rivera-Aragón, S., Reidl-Martínez, L. M., & García-Méndez, M. (2017). Violencia de pareja a través de medios electrónicos en adolescentes mexicanos. *Acta de Investigación Psicológica*, 7(1), 2593-2605. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2017.01.001>
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159-174. <https://doi.org/10.2307/2529310>
- Lara, L. (2020). Cyber dating abuse: assessment, prevalence, and relationship with offline violence in young Chileans. *Journal of Social and Personal Relationships*, 37(5), 1681-1699. <https://doi.org/10.1177/0265407520907159>
- Ludin, S., Bottiani, J. H., Debnam, K., Solis, M. G. O., & Bradshaw, C. P. (2018). A Cross-national comparison of risk factors for teen dating violence in Mexico and the United States. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(3), 547-559. <https://doi.org/10.1007/s10964-017-0701-9>
- Lyndon, A., Bonds-Raacke, J., & Cratty, A. D. (2011). College Students' Facebook Stalking of Ex-Partners. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 14(12), 711-716. <https://doi.org/10.1089/cyber.2010.0588>
- Muñoz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-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(5), 879-903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Reed, L. A., Tolman, R. M., & Ward, L. M. (2016). Snooping and sexting: digital media as a context for dating aggression and abuse among college students. *Violence Against Women*, 22(13), 1556-1576. <https://doi.org/10.1177/1077801216630143>
- Rey-Anacona, C. A., Martínez, J. A., & Ocampo, E. M. (2021). Evaluación de las propiedades psicométricas de la Escala de abuso online en relaciones de noviazgo en adolescentes y adultos jóvenes colombianos. *Suma Psicológica*, 28(2), 71-78. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2021.v28.n2.1>
- Rivas-Torres, R., & Bianchi-Aguila, R. (1991). El nivel socioeconómico en la investigación. *Revista de la Asociación Mexicana de Enfermedades Metabólicas y Obesidad*, 2(1), 44-45.
- Rocha-Silva, T., Nogueira, C., & Rodrigues, L. (2021). Intimate abuse through technology: A systematic review of scientific Constructs and behavioral dimensions. *Computers in Human Behavior*, 122, 106861. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2021.106861>
- Rodríguez-deArriba, M. L., Nocentini, A. L., Menesini, E., & Sánchez-Jiménez, V. (2021). Dimensions and measures of cyber dating violence in adolescents: a systematic review. *Aggression and Violent Behavior*, 58, 101613. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2021.101613>
- Romo-Tobón, R. J., Vázquez-Sánchez, V., Rojas-Solis, J. L., & Alvidrez, S. (2020). Cyberbullying y ciberviolencia de pareja en alumnado de una universidad privada mexicana. *Propósitos y Representaciones*, 8(2). <https://doi.org/10.20511/pyr2020.v8n2.303>
- Sánchez, V., Muñoz-Fernández, N., Lucio, L. A., & Ortega-Ruiz, R. (2017). Ciberagresión en parejas adolescentes: un estudio transcultural España-México. *Revista Mexicana de Psicología*, 34(1), 46-54.
- Shi, D., Lee, T., & Maydeu-Olivares, A. (2019). Understanding the Model Size Effect on SEM Fit Indices. *Educational and Psychological Measurement*, 79(2), 310-334. <https://doi.org/10.1177/0013164418783530>
- Skevington, S. M., Lotfy, M., & O'Connell, K. A. (2004). The World Health Organization's WHOQOL-BREF quality of life assessment: Psychometric properties and results of the international field trial. A Report from the WHOQOL Group. *Quality of Life Research*, 13(2), 299-310. <https://doi.org/10.1023/B:QURE.0000018486.91360.00>
- Valderas, J., Ferrer, M., Mendivil, J., Garin, O., Rajmil, L., Herdman, M., & 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(4), 700-708. <https://doi.org/10.1111/j.1524-4733.2007.00309.x>
- Van-Ouytsel, J., Ponnet, K., & Walrave, M. (2018). Cyber dating abuse victimization among secondary school students from a Lifestyle-Routine Activities theory perspective. *Journal of Interpersonal Violence*, 33(17), 2767-2776. <https://doi.org/10.1177/0886260516629390>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Víllora, B., Yubero, S., & Navarro, R. (2021). Subjective well-being among victimized university students: comparison between cyber dating abuse and bullying victimization. *Information Technology & People*, 34(1), 360-374. <https://doi.org/10.1108/ITP-11-2018-0535>