



## **Evidencias psicométricas iniciales de una escala para cuantificar la frecuencia relativa con la que los adolescentes observan hechos de violencia**

Mg. Lincol Orlando Olivas Ugarte  
lolivas2021@gmail.com  
Universidad César Vallejo  
<https://orcid.org/0000-0001-7781-7105>

Mg. Juan Carlos Escudero Nolasco  
juancescuderon@gmail.com  
Universidad César Vallejo  
<https://orcid.org/0000-0002-5158-7644>

### **RESUMEN**

Este estudio se realizó con el objetivo de construir una escala para cuantificar la frecuencia relativa con la que los adolescentes observan hechos de violencia. Participaron 860 estudiantes de secundaria, 433 hombres y 427 mujeres, de 12 a 17 años de edad. Los 15 ítems mostraron adecuados índices de homogeneidad, discriminación y Comunalidad. Se encontraron evidencias de validez en relación a la satisfacción vital y la empatía. El análisis factorial exploratorio reportó que los cinco factores: observación de violencia en Internet, TV, calle, colegio y casa, explican el 77.6 % de varianza. El análisis factorial confirmatorio mostró el ajuste del modelo de cinco factores correlacionados (CFI = .969, RMSEA = .051 y SRMR = .031). Por último, los coeficientes Alfa ordinal (.964) y Omega (.957) demuestran la confiabilidad de la escala EOVA.

**Palabras clave:** escala, observación de violencia, adolescentes, validez y confiabilidad.

### **ABSTRACT**

This study was carried out with the aim of building a scale to quantify the relative frequency with which adolescents observe acts of violence. 860 high school students participated, 433 men and 427 women, aged 12 to 17 years. The 15 items showed adequate homogeneity, discrimination and

community indexes. We found evidence of validity in relation to life satisfaction and empathy. The exploratory factor analysis reported that the five factors: observation of violence on the Internet, TV, street, school and home, explain 77.6% of variance. Confirmatory factor analysis showed the model fit of five correlated factors (CFI = .969, RMSEA = .051 and SRMR = .031). Finally, the coefficients Alpha ordinal (.964) and Omega (.957) demonstrate the reliability of the EOVA scale.

**Key words:** scale, observation of violence, adolescents, validity and reliability.

## INTRODUCCIÓN

En 1996 la Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró a la violencia como uno de los principales problemas de salud pública del orbe (Larizgoitia, 2006); sin embargo, la violencia es difícil de resolver ya que está determinada por múltiples variables de carácter biológico, psicológico y social, que se entrelazan en una compleja red de interacciones en la actividad humana (Frías-Armenta, López Escobar & Díaz-Méndez, 2003; González, Pardo e Izquierdo, 2017). Porque el quehacer humano, que abarca desde la vida cotidiana hasta sus manifestaciones más sublimes como el arte, la ciencia y la filosofía, está atravesado por un amplio espectro de violencia que incluye formas como el maltrato y abandono de menores por parte de sus cuidadores, la violencia entre los jóvenes, la violencia contra la pareja, la violencia sexual, el maltrato a los ancianos, la violencia autoinfligida, la violencia colectiva, etc., (Krug, Mercy, Dahlberg & Zwi, 2002).

A veces se cree equivocadamente que la violencia debe valorarse en función de sus consecuencias, más aún si estas son graves; sin embargo, la Organización Mundial de la Salud (OMS, 1996) la definió como el uso deliberado de la fuerza física o el poder, ya sea en grado de amenaza o efectivo, contra uno mismo, otra persona, un grupo o comunidad, que cause o pueda causar lesiones, muerte, daños psicológicos, trastornos del desarrollo o privaciones. Asimismo, hay que tener en cuenta que “la mayor parte de los actos violentos no son mortales; tienen como consecuencia lesiones, trastornos mentales y reproductivos, enfermedades de transmisión sexual y otros problemas” [...] “además del tributo en sufrimiento humano, la violencia impone costos sociales y económicos que, aunque difíciles de cuantificar, son considerables” (Organización Panamericana de la Salud [OPS], 2002, p. 9).

Por otro lado, los seres humanos están expuestos a hechos de violencia directa e indirectamente. La exposición directa sucede cuando la violencia es vivida por uno mismo como víctima de maltrato, en tanto que la exposición indirecta ocurre cuando la violencia es presenciada mientras que otro es maltratado por un tercero, que es el agresor (Atenciano, 2009; Orue & Calvete, 2012; Santos & Romera, 2013; Hernández-Pozo, Calleja, Vera, Fuentes & Maza, 2015; Gallegos-

Guajardo, Ruvalcaba-Romero, Castillo-López & Ayala-Díaz, 2016; Patias & Dell'Aglio, 2017; Galán-Jiménez, 2018).

Ambas formas de exposición a la violencia están relacionadas y generan problemas internalizantes y externalizantes (Santos & Romera, 2013). En relación a los problemas internos, que afectan a uno mismo, existe evidencia de que, a mayor exposición a la violencia, directa e indirecta, el riesgo para la salud es mayor, con un aumento del sufrimiento psicológico cuando las personas han pasado por diferentes tipos de violencia: familiar, escolar, social, laboral, etc. (Hernández-Pozo et al. 2015). Así, Medina et al. (2003), en su estudio de los trastornos mentales en México, como parte de los resultados de la encuesta nacional de epidemiología psiquiátrica, reportaron que el 20.3 % de 5,826 personas entrevistadas había sido testigo de violencia familiar durante su infancia. De modo que los efectos de la exposición a la violencia pueden derivar en discapacidades permanentes: consumo de cigarrillos, obesidad, comportamientos sexuales riesgosos, depresión y suicidios (Krug et al. 2002). Como contraparte, las consecuencias externas de la exposición a la violencia se expresan en el comportamiento agresivo hacia los demás (Krug et al. 2002), la transformación de víctima a agresor (Álvarez, 2013) y su reproducción social, donde la influencia de modelos antisociales parece ser un factor muy importante en el origen y desarrollo de conductas de riesgo de la criminalidad (Lerner & Galambos, 1998).

Al respecto, Bandura (1973; 1986), desde la teoría del aprendizaje social, refiere que la observación de violencia en sus variadas formas constituye un potente factor de riesgo a través del cual los niños y adolescentes aprenden conductas agresivas por medio del refuerzo operante directo de los actos agresivos propios y el reforzamiento vicario a través del aprendizaje observacional de los demás. En consecuencia, los observadores son susceptibles a reproducir estas conductas. También, Wahl, Sisk y Ball (2004) señalaron que observar violencia en el hogar puede ser tan traumatizante para un niño como el haber sido víctima de abuso físico o sexual, de modo que los adolescentes que observan abuso en sus familias pueden estar en un riesgo elevado de repetir esas conductas en sus propias relaciones interpersonales. Existen datos como los señalados por Fernández, Domínguez, Revilla y Anagnostou (2006), quienes registraron un promedio de 18 actos violentos por hora en TV española. Igualmente, Garaigordobil y Oñederra (2008) encontraron que el 32,2% de niños de primaria y el 19,5% de secundaria observaron con frecuencia como pegaban a otros niños y el 48,6% de primaria y el 55,3% de secundaria fueron testigos de insultos en el País Vasco.

De manera similar, el modelo del procesamiento de información (Huesman, 1988), la observación reiterada de hechos violentos puede llevar a su justificación. Por ejemplo, Orue y Calvete (2010), en un estudio transversal realizado con 1896 estudiantes entre 8 y 17 años de edad, encontraron

que la exposición a la violencia en la escuela, en el vecindario, en el hogar y por TV correlacionó positivamente con creencias acerca de la aceptabilidad de las agresiones. De modo similar, estos mismos autores en otro estudio longitudinal aplicado dos años después en 675 escolares españoles, entre 8 y 12 años, encontraron evidencia de que testificar violencia en casa y a través de TV predice la conducta agresiva; además, esta relación está mediada por la justificación de la violencia. En resumen “Un niño expuesto a violencia puede llegar a la conclusión de que la agresividad es apropiada para solucionar los conflictos con otros o para obtener lo que uno desea” (Orue & Calvete, 2012, p. 43). Por lo tanto, los sujetos tenderán a agredir a los demás, justificando sus actos como algo normal. Esto pareciera verse favorecido por el tipo de socialización que las personas han recibido desde pequeños en casa, colegio, vecindario, TV (Santos & Romera, 2013) y últimamente con contenidos que se transmiten a través del internet.

Por otro lado, Bronfenbrenner (1987) propuso el modelo ecológico que concibe el desarrollo humano dentro de un conjunto de estructuras seriadas y estructuradas en diferentes niveles: a) el microsistema, contiene a las relaciones personales más cercanas, particularmente la familia. b) el mesosistema, comprende las interrelaciones de dos o más entornos en los que la persona en desarrollo participa activamente, aquí se ubica la escuela. c) el exosistema, que incluye la vida comunitaria, el vecindario, la zona de residencia o calle y d) el macrosistema, configurado por la cultura y las subculturas en la que se desenvuelve la persona, juegan un rol muy importante la televisión y el internet. En este esquema todos los niveles del modelo dependen unos de otros y en consecuencia se requiere de la participación conjunta de los diferentes contextos y de una comunicación activa entre ellos. Asimismo, este modelo es muy útil para comprender la violencia como fenómeno que atraviesa por completo la vida social porque considera como elemento crítico la experiencia, que incluye no sólo las propiedades objetivas sino también las que son subjetivamente experimentadas por las personas que viven en ese ambiente (Krug et al. 2002; Frías-Armenta et al. 2003).

Aunque se reconoce que la violencia es un problema de salud pública, y si bien existen modelos teóricos que explican el papel que juega la violencia en los trastornos emocionales y los problemas de conducta, son escasos los instrumentos que permiten cuantificar la frecuencia relativa con la que los adolescentes están expuestos a hechos violentos. Los pocos instrumentos que existen se han desarrollado en lengua inglesa, y como el lenguaje tiene siempre una fuerte influencia cultural, el contenido de los ítems refleja escenas propias de la realidad norteamericana: ver gente que porta armas, que dispara en las calles, que ataca a tiros a los demás en las escuelas o centros comerciales. Preguntar por escenas tan específicas hace difícil la validación transcultural de esos instrumentos. El antecedente más cercano que existe en español es el estudio de Orue y Calvete (2010) sobre la elaboración y validación del Cuestionario de exposición a la violencia (CEV) para

niños y adolescentes, pero aborda tanto violencia indirecta en tanto observación como violencia indirecta como victimización, mientras que este estudio se centra en la observación de violencia. Además, luego una década es innegable que el internet es otro agente socializador que afecta para bien o para mal, la vida de los adolescentes.

En esta investigación se plantea como objetivo construir un instrumento que permita cuantificar la observación de violencia en adolescentes. La Escala EOVA permitirá contar con datos más exactos para elaborar a su vez otros estudios sobre variables relacionadas a la violencia, como causa o efecto de la misma y también se podrán elaborar programas de intervención y medir sus resultados con mayor precisión.

## **MÉTODO**

### **Diseño**

El presente fue un estudio de diseño instrumental (Montero & León, 2002; Ato, López & Benavente, 2013) que tiene como finalidad analizar las evidencias psicométricas preliminares de la Escala EOVA en una muestra de adolescentes.

### **Participantes**

El muestreo utilizado fue no probabilístico por conveniencia, ya que se obtuvo acceso a cinco escuelas públicas de la ciudad de Lima durante los meses de setiembre y diciembre, en la segunda parte del año lectivo 2019. Participaron del estudio 860 estudiantes de secundaria, de ambos sexos, el 50.3 % de la muestra de hombres y el 49.7 % de mujeres, entre 12 y 17 años de edad, con una media de 13.86 (DE = 1.24).

### **Instrumentos**

**Escala de observación de violencia para adolescentes EOVA** es un instrumento de autoinforme que cuenta con 15 ítems para evitar el efecto negativo de los test largos sobre la motivación de los participantes. En su elaboración se ha tomado en cuenta tres indicadores muy generales: violencia física, verbal y amenazas (Orue y Calvete, 2010) para garantizar su traductibilidad. Incluye cinco contextos: Internet, TV, calle, casa y colegio, para identificar el escenario con mayor violencia. Los ítems se redactaron en tiempo pretérito perfecto para indicar que la acción se ejecutó recientemente, por ejemplo “He visto como una persona pegaba o dañaba físicamente a otra persona en la casa”. Se establecieron cinco alternativas de respuesta: nunca = 1, casi nunca = 2, a veces = 3, casi siempre = 4 y siempre = 5. El puntaje obtenido permite establecer el nivel de observación de violencia e identificar el contexto con más hechos de violencia.

**Escala multidimensional breve de satisfacción con la vida para estudiantes (BMSLSS)** de Seligson, Huebner y Valois (2003) contenía inicialmente seis ítems, cinco acerca de: familia, escuela, amigos, entorno, uno mismo y el sexto sobre la satisfacción general con la vida. Pero se eliminó este último por resultar contradictorio con la teoría de satisfacción vital por dominios

específicos. Las opciones de respuesta son de tipo Likert con cinco valores: 1= nada satisfecho, 2 = poco satisfecho, 3 = satisfecho, 4 = muy satisfecho y 5 = completamente satisfecho. La BMSLSS se tradujo del inglés, se efectuó su adaptación lingüística y se parafraseó el enunciado de los ítems para crear dos versiones equivalentes (Ver anexos). Se encontró una varianza de 58.9 % y un coeficiente Alfa de .824 para la versión 1, mientras que la versión 2 alcanzó una varianza de 62.3 % y un coeficiente Alfa de .848.

**Escala básica de empatía BES modificada en adolescentes** es una versión derivada del estudio piloto de Oliva et al. (2011) contiene nueve ítems, los ítems 1, 2, 3 y 6, corresponden la dimensión afectiva, mientras que los ítems 4, 5, 7, 8 y 9 a la dimensión cognitiva. Merino-Soto y Grimaldo-Muchotrigo (2015) realizaron un estudio con 135 estudiantes de secundaria de una escuela privada de Lima y reportaron evidencias de confiabilidad,  $\alpha = .76$  para empatía afectiva y  $\alpha = .77$  para empatía cognitiva; en esta investigación se encontró un  $\alpha = .874$  y  $\alpha = .875$  para estos factores.

### **Procedimiento**

Primero solicitó el acceso a las instituciones educativas a través de cartas de presentación dirigidas a las autoridades. Luego de obtener el permiso, se requirió el consentimiento pasivo de los padres a través de los profesores. Asimismo, se les informó a los alumnos del carácter anónimo y voluntario de su participación. Por eso, los escolares se sentaron individualmente para evitar que vieran las respuestas de sus compañeros y que las comentaran. Los datos se recogieron en horas habituales de clase, con duración de aproximadamente 20 minutos por aula.

### **Análisis de datos**

La prueba se aplicó primero en un grupo de 94 escolares, se verificó su comprensión y se encontró evidencia de fiabilidad ( $\alpha = .852$ ). En una segunda ocasión se administró en otro grupo de 165 estudiantes, se halló evidencia de validez en relación con la satisfacción con la vida y fiabilidad ( $\alpha = .842$ ). Por tercera vez se tomó la Escala en otro grupo de 110 alumnos, se encontró relación con la variable empatía y fiabilidad ( $\alpha = .957$ ). Finalmente, se continuó hasta completar la muestra final de 860 participantes.

Una vez recogida la información, se elaboró la base de datos con la hoja de cálculo de Microsoft Excel. Para el análisis de ítems se usó el programa SPSS versión 25, se exploraron los porcentajes de respuesta, los coeficientes de asimetría y curtosis, las comunalidades, los índices de homogeneidad y de discriminación (Abad, Olea, Ponsoda y García, 2011). Luego, se examinó la normalidad multivariada con el coeficiente de Mardia (1970) y se usó la matriz de correlaciones policóricas para analizar la estructura interna de la prueba (Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

Se realizó el análisis factorial exploratorio (AFE) con el programa Factor Analysis versión 10.9, se probaron distintos métodos para establecer el número de factores: el análisis paralelo (AP) de

Horn (1965) con implementación óptima (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) y la regla clásica de Kaiser (1960) basada en el valor propio superior a 1. La extracción se ejecutó con el estimador robusto de mínimos cuadrados ponderados diagonalizados (RDWLS) con rotación Promin (Lorenzo-Seva, 1999). Además, se tomaron en cuenta los supuestos básicos del AFE: Determinante, KMO y test de esfericidad de Bartlett (Méndez Martínez & Rondón Sepúlveda, 2012; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza & Tomás-Marco, 2014).

El análisis factorial confirmatorio (AFC) se realizó inicialmente con el módulo AMOS, lo que permitió evaluar cuatro modelos diferentes con el estimador de máxima verosimilitud (ML). Luego, se replicó el procedimiento en el programa de uso libre R con el estimador Robusto MLR con la corrección de Satorra y Bentler (1990). Para encontrar el mejor modelo en la muestra de estudio se examinaron los siguientes índices de ajuste: Chi-square ( $\chi^2$ ), grados de libertad (df), CMIN/DF, (CFI) índice de ajuste comparativo, (RMSEA) raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación y (SRMR) raíz de, residuo cuadrático promedio (Hu & Bentler, 1995).

Además, se examinaron los índices para un modelo bifactor: Monto de varianza común (ECV), Porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC), Omega jerárquico ( $\omega_H$ ) y Omega jerárquico específico ( $\omega_{HS}$ ), el coeficiente ( $H_h$ ), carga factorial promedio general ( $\lambda_{promedio_G}$ ) y carga factorial promedio específico ( $\lambda_{promedio_S}$ ), utilizando el módulo Indicebifactor.xls de Dominguez-Lara y Rodriguez (2017).

Por último, se examinaron las evidencias de fiabilidad por el método de consistencia interna, para lo que se empleó la propuesta en Excel para el cálculo del Alfa ordinal de Dominguez (2012) y The composite reliability calculator de Colwell (2016) para estimar el coeficiente Omega de McDonald; estos resultados se contrastaron con el valor obtenido mediante el Alfa de Cronbach (Elosua, & Zumbo, 2008; Domínguez, 2016; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017; Contreras Espinoza y Novoa-Muñoz, 2018).

## **RESULTADOS**

### **Evidencias de validez en relación con otras variables**

Se analizó la relación entre los puntajes de la Escala EOVA y la Escala BMSLSS, en sus dos versiones, obtenidos luego de su aplicación en 165 escolares. Los resultados mostraron correlaciones estadísticamente significativas e inversas, versión 1 ( $p < .05$ ,  $r = -.239$ ) y versión 2 ( $p < .05$ ,  $r = -.260$ ), lo que expresa que los estudiantes que observan hechos de violencia con más frecuencia tienden a manifestar menos satisfacción con la vida. También, se examinó la relación entre los puntajes de la Escala EOVA y la Escala BES, obtenidos luego de su aplicación 110

escolares. Los resultados mostraron correlaciones estadísticamente significativas e inversas entre la observación de violencia, la empatía general ( $p < .05$ ,  $r = -.895$ ), la empatía afectiva ( $p < .05$ ,  $r = -.863$ ) y la empatía cognitiva ( $p < .05$ ,  $r = -.853$ ), lo que señala que los estudiantes que observan violencia más seguido tienden a mostrar menos empatía. Ambos hallazgos confirman los postulados de la teoría sobre las consecuencias negativas de la observación de violencia (Fernández, 2010) y por lo tanto constituyen evidencias que corroboran que la Escala EOVA tiende a medir la variable para el que fue diseñado inicialmente (Prieto & Delgado, 2010).

### Análisis estadístico preliminar de ítems

Se analizó cada uno de los 15 ítems de la Escala EOVA antes de su inclusión en el AFE. Enseguida, se detallan los principales hallazgos:

Tabla 1

#### Análisis de ítems de la Escala EOVA

Ítems	FR					g <sup>1</sup>	g <sup>2</sup>	IHC	h <sup>2</sup>	id	Aceptable
	Nunca	Casi nunca	A veces	Casi siempre	Siempre						
Ítem01	23.8	26.4	37.3	9.2	3.3	0.26	-0.48	.38	.68	.000	Sí
Ítem02	8	13.7	34.1	28.3	15.9	-0.29	-0.55	.50	.71	.000	Sí
Ítem03	16.4	26.9	33.8	15.5	7.4	0.23	-0.63	.56	.60	.000	Sí
Ítem04	15.2	24.7	33.5	18	8.6	0.14	-0.72	.55	.71	.000	Sí
Ítem05	8	19	38	23.8	11.2	-0.08	-0.53	.58	.75	.000	Sí
Ítem06	16	26.5	32.2	18.4	6.9	0.16	-0.73	.57	.71	.000	Sí
Ítem07	52.1	26.4	14	5.2	2.3	1.25	0.93	.36	.75	.000	Sí
Ítem08	48.1	26.2	18	4.1	3.6	1.14	0.7	.42	.74	.000	Sí
Ítem09	58.4	23.1	12.2	4	2.3	1.49	1.67	.38	.76	.000	Sí
Ítem10	14.3	23	32.3	17.1	13.3	0.12	-0.85	.55	.76	.000	Sí
Ítem11	13.6	23.5	31.2	19.8	12	0.08	-0.85	.64	.78	.000	Sí
Ítem12	17.9	29.7	28.1	14.3	10	0.35	-0.74	.61	.77	.000	Sí
Ítem13	21.4	24.1	26.6	16.2	11.7	0.24	-0.98	.63	.79	.000	Sí
Ítem14	16.4	22.8	29.5	18	13.3	0.11	-0.95	.64	.82	.000	Sí
Ítem15	22.3	26.9	26.7	13.5	10.6	0.37	-0.83	.59	.76	.000	Sí

Nota: FR: Formato de respuesta; g<sup>1</sup>: coeficiente de asimetría de Fisher; g<sup>2</sup>: coeficiente de curtosis de Fisher; IHC: Índice de homogeneidad corregida; h<sup>2</sup>: Comunalidad; ID: Índice de discriminación por el método de grupos extremos.

En la tabla 1, se aprecia que ninguna alternativa de respuesta excedió el 80 %, lo que otorga variabilidad a los datos y permite identificar diferencias individuales (Nunnally y Bernstein, 1995). Para el índice de homogeneidad corregida, la correlación ítem-test superior a .30 es evidencia de que los ítems tienden a medir el mismo constructo (Pérez y Tornimbeni, 2008). En cuanto a las comunalidades, valores por encima de 0.50 indican que los ítems y factores extraídos



están relacionados (Lozano y Turbany, 2013). El índice de discriminación, estimado por el método de grupos extremos, significativo ( $p < .05$ ), muestra que todos los ítems diferencian mayor o menor rasgo medido (Jurado, D., Jurado S., López & Querevalú, 2015). Finalmente, aunque en la mayoría de casos los coeficientes de asimetría y curtosis son próximos a  $\pm 1.5$ , el ítem 9 muestra un ligero alejamiento de la normalidad univariada (Pérez & Medrano, 2010).

### **Normalidad multivariada**

Se empleó el coeficiente de Mardia (1970), se esperan valores  $>70$  (Rodríguez Ayán & Ruiz, 2008). Luego, se evidenció la presencia de asimetría ( $14.973 > 70$ ;  $p < .05$ ) pero no de curtosis multivariada ( $304.653 > 70$ ;  $p < .05$ ). Debido a estos indicios razonables de no normalidad y a la medida ordinal de los ítems se decidió utilizar la matriz de correlaciones policóricas para ejecutar el AFE (Martínez-Abad & Rodríguez-Conde, 2017; Dominguez, 2014; Freiberg, Stover, De la Iglesia y Fernández, 2013).

### **Análisis factorial exploratorio**

Antes de efectuar el análisis factorial exploratorio (AFE) se verificó el cumplimiento de sus supuestos: determinante = .001, la prueba de KMO = .86, el test de esfericidad de Bartlett = 5891.4 ( $df = 105$ ;  $p < .001$ ), cuyos resultados mostraron la pertinencia de continuar con este procedimiento (Hair, Anderson, Tatham y Black, 2004). El análisis paralelo sugirió que los 15 ítems se podían concentrar en un solo factor, pero se siguió la regla clásica del autovalor superior a 1, dado que, como se evidencia en la tabla 2, los ítems se agruparon en los cinco factores del modelo teórico que se formuló desde el inicio. Asimismo, las cargas factoriales presentan magnitudes superiores a .40 (Glutting, 2002; Zwick & Velicer, 1986). Finalmente, se constató que los cinco factores propuestos: observación de violencia en Internet, TV, calle, colegio y casa, tienen una capacidad explicativa del 77.6 % de la varianza total acumulada (Carmines & Zeller, 1979).

Tabla 2

*Matriz rotada y varianza total explicada*

Ítems	Internet	Televisión	Colegio	Calle	Casa	SF
Ítem13	.016	.085	-.050	.033	<b>.600</b>	.963
Ítem14	.054	-.039	.062	.031	<b>.756</b>	.980
Ítem15	.038	.108	.165	.062	<b>.534</b>	.835
Ítem10	-.039	.004	<b>.751</b>	.042	.063	.984
Ítem11	.017	-.025	<b>.835</b>	-.034	.045	.993
Ítem12	.038	.047	<b>.780</b>	.025	-.056	.985
Ítem04	.005	<b>.869</b>	.043	-.013	-.062	.990
Ítem05	.051	<b>.821</b>	-.055	.023	.045	.985
Ítem06	-.044	<b>.871</b>	.011	-.004	.032	.995
Ítem01	<b>.814</b>	.009	-.060	-.046	.115	.965
Ítem02	<b>.841</b>	-.012	.034	.024	.034	.995
Ítem03	<b>.814</b>	.024	.055	.068	-.102	.966
Ítem07	.090	-.001	.047	<b>.840</b>	-.073	.973
Ítem08	-.056	-.011	-.018	<b>.952</b>	.071	.988
Ítem09	.025	.028	-.009	<b>.791</b>	-.001	.997
Autovalor	6.043	2.064	1.378	1.144	1.025	-
Proporción de varianza	.403	.138	.092	.076	.068	-
% de varianza acumulada	.403	.540	.632	.709	.777	-

*Nota: SF, simplicidad factorial; aparecen en negrita las cargas factoriales de cada ítems por dimensión*

Asimismo, para proporcionar más evidencias en favor de estos resultados, se obtuvo el índice de simplicidad factorial (ISF) por cada ítem, que según Fleming y Merino (2005), tiene que ser  $>.80$  (ver tabla 2). En ese sentido, los valores para los 15 reactivos cumplen con este criterio (Ver tabla 2). Adicionalmente, se destaca la presencia de correlaciones estadísticamente significativas entre factores ( $p < .001$ ), con ausencia de multicolinealidad ( $\varphi \leq .70$ ).

### **Análisis factorial confirmatorio (AFC)**

Aunque el AFC busca confirmar modelos propuestos (Manzano y Zamora, 2009), la estrategia de modelos rivales permite evaluar el modelo estimado comparándolo con modelos alternativos y seleccionar el más idóneo (Cupani, 2012, p. 189). Por eso, se pusieron a prueba distintos modelos de medida para encontrar el que mejor se ajuste a los datos de la muestra (Thompson, 2004).

En primer lugar, se puso a prueba un modelo de un solo factor general; sin embargo, no se encontraron adecuados índices de ajuste:  $X^2=2381.500$ ,  $df=90$ ,  $CMIN/DF=26.461$ ,  $CFI=.607$ ,  $SRMR=.1153$ ,  $RMSEA=.172$  y  $AIC=2441.500$ , por lo que se descartó este primer modelo.

En segundo lugar, se puso a prueba un modelo con cinco factores correlacionados. Las cargas factoriales estandarizadas de los ítems mayores a .50 son evidencia de que los ítems contribuyen a medir su factor correspondiente. Asimismo, las correlaciones entre estos factores fluctúan entre .27 y .65, lo que está dentro de lo esperado para un modelo con factores oblicuos. También se destacan adecuados índices de ajuste:  $X^2 = 274.869$ ,  $df = 80$ ,  $CMIN/DF = 3.436$ ,  $CFI = .967$ ,  $SRMR = .0313$ ,  $RMSEA = .053$  y  $AIC = 354.869$ .

En tercer lugar, se probó un modelo de segundo orden. Las cargas de los ítems sobre los factores de primer orden fueron muy similares al modelo anterior, mientras que las cargas de los factores de primer orden sobre el de segundo orden fluctúan entre .40 y .77, lo que evidencia que aquellos contribuyen a medir la observación de violencia. Además, se repiten adecuados índices:  $X^2 = 304.891$ ,  $df = 85$ ,  $CMIN/DF = 3.587$ ,  $CFI = .962$ ,  $SRMR = .0384$ ,  $RMSEA = .055$  y  $AIC = 374.891$ .

En cuarto lugar, se puso a prueba un modelo bifactor cuyo principal supuesto consiste en que el factor general (FG) debe explicar una mayor cantidad de varianza de los ítems en comparación a la que explican los factores específicos (FEs). Las cargas de los ítems sobre los factores específicos son mayores a .40; por el contrario, en algunos casos las cargas sobre el factor general son menores, lo que indica que los ítems miden más precisión las dimensiones específicas. Si bien se reportan adecuados índices de ajuste:  $X^2 = 281.446$ ,  $df = 75$ ,  $CMIN/DF = 3.753$ ,  $CFI = .965$ ,  $SRMR = .0352$ ,  $RMSEA = .057$  y  $AIC = 371.446$ , se sabe que a veces su evaluación bajo modelos de ecuaciones estructurales (SEM) puede llevar a error si son considerados únicamente estos índices (Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017).

Complementariamente el coeficiente  $\omega_H = .758$ , informa que el 57.4% de la varianza en los ítems se debe al FG. Asimismo, todos los factores presentaron  $\omega_{H_s} > .30$ , que no son despreciables. Por otro lado, las cargas factoriales promedio del factor general = 0.476, y de los factores específicos de .507, .544, .712, .546 y .546 respectivamente parecen indicar que los factores específicos influyen más sobre los ítems que el factor general. Finalmente, el  $PUC = .857$  y el coeficiente  $H_h = 0.84$  evidencian un fuerte factor general, pero el  $ECV = .486$  no permite concluir definitivamente por la unidimensionalidad porque deber ser  $\geq .60$ .

Para finalizar, en la tabla 3 se ofrece un resumen de los índices de ajuste para cada uno de los cuatro modelos propuestos.

Tabla 3

*Índices de ajuste para los modelos de la estructura factorial de la Escala EOVA*

Modelos	$\chi^2$	df	CFI	RMSEA	SRMR	$\chi^2$	CFI	RMSEA	SRMR	AIC
							Robusto	Robusto	Robusto	
Modelo 1	2381.500	90	.607	.172	.115	1926.258	.609	.154	.115	2441.500
Modelo 2	274.869	80	.967	.053	.031	231.272	.969	.051	.031	354.869
Modelo 3	304.891	85	.962	.055	.038	256.819	.965	.053	.038	374.891
Modelo 4	281.446	75	.965	.057	.035	235.893	.967	.050	.035	371.446

*Nota:* Se omite el nivel de probabilidad asociado a todos los  $\chi^2$  de la tabla ( $p < .001$ )

El valor de la prueba  $\chi^2$  debe ser no significativo para indicar igualdad entre las matrices de covarianza observada y reproducida (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017). Pero es sensible al tamaño muestral y debe interpretarse con precaución (Cupani, 2012, p. 197), ya que para grandes muestras tiende llevar a la falsa conclusión de que la estructura del modelo teórico propuesto es significativamente diferente de la indicada por la matriz de covarianza de los datos (Herrero, 2010). A pesar de esto, el coeficiente  $\chi^2$  es útil cuando se comparan modelos rivales. De esta manera, se debe tomar en cuenta el menor valor de  $\chi^2$  (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017). En la tabla 3 se observa que el modelo 2 presenta menor  $\chi^2$  respecto de los otros.

Asimismo, el criterio de información de Akaike (AIC), tiene sentido cuando se estiman modelos diferentes (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017), los valores más bajos para AIC indican un mejor ajuste (Pérez, Medrano & Sánchez, 2013). En la tabla 3 se observa que el modelo 2 muestra mejor ajuste que los modelos alternativos. Por otra parte, el CFI compara un modelo independiente y el modelo propuesto por el investigador, valores superiores a .95 se consideran excelentes (Ruiz et al., 2010), en la tabla 3 se aprecia que el CFI y el CFI robusto evidencian mejor ajuste del modelo 2 en relación a los demás. Finalmente, el RMSEA es un índice de error sobre la cantidad de varianza no explicada por el modelo por grado de libertad, valores menores a .06 se consideran óptimos e inferiores a .08 aceptables (Herrero, 2010). El RMR es otra medida de error, valores menores a .80 son aceptables (Hu & Bentler, 1999), aunque se asume mejor ajuste mientras más próximo a 0. Tomando en cuenta estos criterios, nuevamente el modelo 2 demuestra mejor ajuste. En síntesis, los cálculos realizados tanto con el estimador ML como con el estimador robusto MLR, corroboran que el modelo 2 es el que mejor se ajusta a los datos.

## Evidencias de confiabilidad

Enseguida se contrastaron los resultados del análisis de consistencia interna obtenidos con los coeficientes Alfa de Cronbach, Alfa ordinal y Omega de McDonald.

Tabla 4.

### *Confiabilidad por consistencia interna*

	Alfa de Cronbach	Alfa ordinal	Omega de McDonald	N de elementos
Escala	.879	.964	.957	15
Internet	.865	.909	.867	3
TV	.843	.883	.844	3
Calle	.810	.850	.811	3
Colegio	.708	.743	.708	3
Casa	.831	.892	.831	3

En la tabla 4, se evidencian altos niveles de confiabilidad para la prueba completa y sus cinco dimensiones (Hogan, 2004; Campo-Arias & Oviedo, 2008). No obstante, los resultados del coeficiente Alfa ordinal muestran valores superiores a los coeficientes Omega y Alfa. Así, se corrobora que el coeficiente Alfa ordinal es más adecuado para representar datos categóricos jerárquicos (Contreras Espinoza & Novoa-Muñoz, 2018) y que el coeficiente Omega es una valiosa alternativa para estimar la consistencia interna de las pruebas psicológicas (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

## DISCUSIÓN

Este estudio se realizó con el fin de construir una escala para cuantificar la observación de violencia con indicadores de agresión física, verbal y amenazas en la vida cotidiana de los adolescentes en cinco contextos diferentes: casa, colegio, vecindario, televisión e internet. Enseguida se discuten los resultados.

Sobre las evidencias de validez basada en la relación con otras variables, está se evalúa en función de una medida externa mediante el coeficiente de Pearson (Martínez, 2005). Pero antes se debe definir la variable a medir. En esta investigación se plantea que la observación de violencia es “la forma indirecta de exposición a hechos de violentos de tipo físico y verbal, además de amenazas, que se produce cuando uno es testigo del maltrato ejercido por otro u otros contra un tercero, además puede darse en la casa, el colegio, la calle, la TV y a través del internet”. Luego, se formulan hipótesis plausibles sobre la relación entre esta variable y otras medidas de criterio (Elosua, 2003; Abad et al., 2011; Martínez et al., 2014), las que se interpretan dentro de una red nomológica proporcionada por la teoría y los estudios previos.

Por eso se examinó la relación entre la observación de violencia y la satisfacción vital, obteniendo correlaciones estadísticamente significativas e inversas, aunque de magnitud pequeña (Cohen, 2004): versión 1 ( $p < .05$ ,  $r = -.239$ ,) y versión 2 ( $p < .05$ ,  $r = -.260$ ), que evidencia validez discriminante e indica que los estudiantes que observan más hechos de violencia tienden a manifestar menor satisfacción vital. Esto concuerda con los estudios previos que señalan que la violencia va en contra de la satisfacción vital (Povedano, Hendry, Ramos & Varela, 2011; Martínez-Ferrer, Ávila-Guerrero, Vera-Jiménez, Bahena-Rivera & Musitu-Ochoa, 2016; Villalobos et al., 2016). También se hallaron relaciones estadísticamente significativas e inversas de gran magnitud (Cohen, 2004) con respecto a la empatía general ( $p < .05$ ,  $r = -.895$ ), afectiva ( $p < .05$ ,  $r = -.863$ ) y cognitiva ( $p < .05$ ,  $r = -.853$ ), lo que indica que los estudiantes que observan más hechos de violencia tienden a mostrar menos empatía. Estos resultados concuerdan con lo reportado por Nolasco (2012), quien realizó un estudio con 196 alumnos de educación secundaria y encontró una relación inversa y estadísticamente significativa entre la empatía y la participación como agresor en acoso escolar se relacionan ( $p < .05$ ,  $r = -.427$ ). También encarna lo que la filósofa Hannah Arendt (1999/1963) llamó “banalización del mal”, ya que los sujetos van perdiendo paulatinamente la capacidad para identificarse con el dolor ajeno e incluso llegan a justificar la agresión como normal, mientras que el incremento de la empatía promueve el comportamiento prosocial (Urquiza & Casullo, 2006; Suriá, 2017).

En cuanto a las evidencias de validez basadas en el contenido de la prueba, se pueden utilizar métodos estadísticos derivados de la aplicación del test (Sireci, 1998). Los ítems se aplican a un conjunto de participantes para analizar posteriormente sus respuestas. En este sentido, se alude a validez de contenido para referirse a la idoneidad de las respuestas de los participantes sobre el constructo que se pretende evaluar, siendo una muestra del comportamiento de interés (Fitzpatrick, 1983). Los mejores ítems se incluyen en la versión final de la prueba para hacer estimaciones de validez y fiabilidad (Pérez y Tornimbeni, 2008). En este caso se analizaron indicadores como: frecuencia de respuesta, comunalidad, índices de homogeneidad y discriminación, asimetría y curtosis, y si bien el ítem 9 mostró un ligero alejamiento de la normalidad univariada bajo el rango de  $\pm 1.5$  (Pérez & Medrano, 2010), esto no le resta evidencia de la validez de contenido al conjunto del test por cuanto los ítems siguen representando el dominio de la variable que se buscó medir desde el principio (Lozano y Turbany, 2013).

Además, se analizó la normalidad multivariada porque si bien no se excedió el criterio de Kline (2005) quien propone que valores superiores a 3 para la asimetría y 10 para la curtosis pueden ser considerados como indicadores problemáticos de la normalidad, para otros autores como Stevens (1992), la normalidad de cada una de las variables por separado es una condición necesaria pero

no suficiente para garantizar la normalidad multivariada. En ese sentido, dado que el coeficiente de Mardia (1970) evidenció el incumplimiento de curtosis multivariada ( $304.653 > 70$ ;  $p < .05$ ), se optó por utilizar la matriz de correlaciones policóricas para ejecutar el análisis factorial exploratorio (Martínez-Abad & Rodríguez-Conde, 2017; Dominguez, 2014; Freiberg et al. 2013).

El Análisis factorial exploratorio (AFE) se ejecutó en el programa Factor 10.9, aplicando el estimador de mínimos cuadrados diagonalizados y la rotación Promin, con lo que el método paralelo sugirió que los 15 ítems se podían concentrar en una sola dimensión, pero se decidió seguir la regla clásica de Kaiser basada en el autovalor superior a 1, dado que cualquier procedimiento estadístico debe ser desarrollado sobre la base de una teoría que provea significado a los resultados (Domínguez-Lara y Rodríguez, 2017): principio de interpretabilidad, y los ítems se agruparon justamente en los cinco factores contenidos en el modelo teórico inicial, mostrando una capacidad explicativa del 77.6 % de la varianza: principio de parsimonia. Por lo tanto, el AFE mostró evidencia inicial de la validez basada en la estructura interna de la prueba.

El análisis factorial confirmatorio (AFC) se efectuó con el estimador de máxima verosimilitud (ML) en el módulo Amos de SPSS y también con el estimador Robusto de máxima verosimilitud (MLM) con la corrección de Satorra y Bentler (1990) en el programa R que contrarresta los efectos de la no normalidad multivariada. Todos los valores obtenidos para los índices de ajuste que se reportaron en la tabla 3 mostraron que el modelo 2 de cinco factores correlacionados se presenta como el mejor. Estos resultados coinciden con lo encontrado antes en el AFE y concuerdan con la propuesta teórica asumida para la construcción de la Escala EOVA. Entonces, el AFC también demostró evidencia de la validez basada en la estructura interna de la prueba. Sin embargo, se puso a prueba un modelo bifactor para decidir sobre la unidimensionalidad de la prueba con base en evidencia empírica (Dominguez-Lara & Rodríguez, 2017).

Al analizar el modelo bifactor se encontró un porcentaje de correlaciones no contaminadas por la multidimensionalidad ( $PUC = 0.857$ , que brinda información sobre la cantidad de varianza total que puede ser atribuida al factor general (Rodríguez, Reise & Haviland, 2016). También el coeficiente omega jerárquico ( $\omega_H = .758$  aporta evidencia favorable sobre una gran dimensión (Zinbarg, Yovel, Revelle, & McDonald, 2006). Asimismo, las cargas factoriales promedios ( $\lambda$  promedio)  $\geq .30$  podrían considerarse como significativas, lo que da un índice general de la influencia de cada factor sobre los ítems. Se encontraron estos valores:  $F_G = .476$ ,  $F_{E1} = .507$ ,  $F_{E2} = .544$ ,  $F_{E3} = .712$ ,  $F_{E4} = .546$  y  $F_{E5} = .546$ , que no son despreciables y llevan a pensar que los factores específicos influyen más sobre los ítems que el factor general (Smits, Timmerman, Barelds, & Meijer, 2015). Por su parte el coeficiente  $H_h = 0.84$  evidencia la presencia de un fuerte Factor general (Hancock, 2001). Finalmente, el monto de varianza común explicada (ECV) =

.486, parece indicar que la variabilidad de los ítems obedece más a los factores específicos (Reise, Scheines, Widaman & Haviland, 2013). En síntesis, hay evidencias en favor de la consideración de un factor general que agrupe a los cinco factores específicos, pero estos hallazgos no son concluyentes, pues se requiere adicionalmente un ECV elevado para decidir favorablemente sobre la unidimensionalidad de la prueba.

En relación a las evidencias de confiabilidad se encontraron altos niveles de confiabilidad para la prueba completa y sus cinco dimensiones. No obstante, el coeficiente Alfa ordinal mostró valores superiores en todos los casos, lo que se explicaría porque este se estima con las cargas factoriales obtenidas en el análisis exploratorio realizado con la matriz de correlaciones policóricas, contrarresta el efecto de la no normalidad y es más adecuado para representar datos ordinales (Contreras Espinoza & Novoa-Muñoz, 2018). Además, es un método indirecto para la estimación de la validez porque permite estudiar la relación entre las respuestas al ítem y la variable latente (Elosua, & Zumbo, 2008). En segundo lugar, el coeficiente Omega, también es más alto ( $\Omega = .957$ ) que el coeficiente alfa ( $\alpha = .879$ ), y es otra evidencia indirecta de validez de contenido, porque se estima con las cargas factoriales estandarizadas del AFC. Estos resultados confirman que el coeficiente alfa tiende a infraestimar la fiabilidad cuando se violentan sus supuestos básicos: escala continua, Tau equivalencia, asimetría y curtosis, unidimensionalidad, etc., (Peters, 2014).

En comparación con el estudio de Orue y Calvete (2010) sobre la elaboración y validación del Cuestionario de exposición a la violencia (CEV), que es el antecedente más cercano en lengua española, en este estudio se reportan evidencias de validez basadas en el contenido, porque se ofrecen datos estadísticos acerca de la calidad de los ítems de la Escala EOVA. Asimismo, en el proceso de validación del CEV no se recurrió al análisis factorial exploratorio, mientras que en el caso de la Escala EOVA el AFE demostró la capacidad explicativa de los cinco factores que componen la prueba con 77.6 % de varianza. Con respecto al AFC, ambos estudios mostraron adecuados índices de ajuste, aunque en la investigación del CEV solo se entregan resultados para un modelo jerárquico de siete factores de primer orden y tres factores de segundo orden, mientras que en este estudio se entregan resultados de cuatro modelos diferentes, lo que abre la posibilidad de su utilización futura bajo criterio del evaluador; además, los índices  $RMSEA = .067$  y  $CFI = .93$  son menores a los reportados aquí,  $.051$  y  $.969$ , respectivamente. Por último, también en ambos estudios se encontraron altos niveles de confiabilidad por consistencia interna, aunque en el caso del CEV se reportó un valor de  $\alpha$  cercano a  $.80$ , lo que se explicaría porque el coeficiente Alfa tiene las limitaciones que ya se conocen: medida de intervalo, Tau equivalencia, sensibilidad a la no normalidad, unidimensionalidad, etc. Entonces, los coeficientes Alfa ordinal y Omega son valiosas alternativas a tenerse en cuenta.



Sin embargo, se sugiere replicar el estudio en otros contextos, ampliar el número de participantes para elaborar normas de interpretación y diversificar las muestras según variables sociodemográficas para examinar la equidad de esta Escala con análisis de invarianza de la medición. Asimismo, obtener nuevas evidencias de validez; por ejemplo, la consulta a jueces expertos o la aplicación del test en muestras con y sin antecedentes documentados de violencia, para comprobar su capacidad discriminante. También podría elaborarse una versión paralela de la prueba para analizar la fiabilidad por equivalencia; además, estudiar la estabilidad temporal de las puntuaciones por medio del test-retest para extraer conclusiones más exactas sobre el uso de este instrumento. Finalmente, debe tomarse en cuenta el efecto del método, ya que el orden de los ítems en el protocolo de aplicación puede incidir en los resultados sobre todo por tratarse de una variable sensible como violencia. Por último, se deriva al lector interesado a las referencias consultadas para que profundice en estos temas.

## CONCLUSIONES

Se encontraron evidencias iniciales de validez y confiabilidad que justifican el uso de la Escala EOVA en investigaciones sobre de la observación de violencia. Sin embargo, se requieren otros estudios que demuestren la invarianza de la medición y propongan datos normativos en una muestra mayor de adolescentes de Lima, lo que permitirá efectuar futuros estudios de prevalencia, comparación entre grupos, relación con otras variables, experimentales, etc., y también una mejor intervención psicoeducativa.

## REFERENCIAS

- Abad, F.J., Olea, J., Ponsoda, V., y García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid, España: Síntesis.
- Álvarez, J. (2013). Acoso escolar, transición de víctima a agresor. *Revista Mexicana de Orientación Educativa*, 10 (24), 58-63.
- Arendt, H. (1999/1963). *Eichman en Jerusalén: un informe sobre la banalidad del mal*. Barcelona, España: Lumen.
- Atenciano, B. (2009). Menores Expuestos a Violencia contra la Pareja: Notas para una Práctica Clínica Basada en la Evidencia. *Clínica y Salud*, 20 (3), 261-272.
- Ato, M., & López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29 (3), 1038-1059.
- Bandura, A. (1973). *Aggression: A Social Learning Analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action. A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

- Bentler, P.M. (1977). Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*, 59, 567-579.
- Bronfenbrenner, U. (1987). *La ecología del desarrollo humano*. Barcelona, España: Paidós.
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10 (5), 831-839.
- Carmines, E., & Zeller, R. (1979). *Reliability and validity assessment*. London, England: Sage.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2 ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Colwell, Scott R. (2016). The composite reliability calculator. Technical Report. Recuperado de [http://www.thestatisticalmind.com/calculators/comprel/composite\\_reliability.htm](http://www.thestatisticalmind.com/calculators/comprel/composite_reliability.htm)
- Contreras Espinoza, S., & Novoa-Muñoz, F. (2018). Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 42, 1-6.
- Cupani, M. (2012). Análisis de Ecuaciones Estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación”, *Revista Tesis*, 1: 186-199.
- Dominguez, S. (2012). Propuesta para el cálculo del Alfa ordinal y theta de Armor. *Revista de Investigación en Psicología*, 15 (1), 213-217.
- Dominguez Lara, S. (2014). ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6 (1), 39-48.
- Domínguez Lara, S. (2016). Sobre el uso del coeficiente alfa en escalas multidimensionales: un reanálisis a Peña-Rodríguez, et al. *Revista Habanera de Ciencias Médicas*, 15 (2), 313-316.
- Dominguez-Lara, S. & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3 (2), 59-65.
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15 (2), 315-321.
- Elosua, P. & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20 (4), 896-901.
- Fernández, M. (2010). La validez y los instrumentos psicométricos. En M. Fernández, A. Cayssials y M. C. Pérez (Eds.). *Curso básico de psicometría: teoría clásica*. Buenos Aires, Argentina: Lugar editorial.
- Fernández-Villanueva, C., Domínguez, R., Revilla, J. C., & Anagnostou, A. (2006). Broadcasting of violence in the Spanish television. A quantitative panorama. *Aggressive Behavior*, 32, 137-145
- Fleming, J. & Merino, C. (2005). Medidas de simplicidad y ajuste factorial: Un enfoque para la construcción y revisión de escalas derivadas factorialmente. *Revista de Psicología*, 23 (2), pp. 252-266
- Frías-Armenta, M., & López Escobar, A., & Díaz-Méndez, S. (2003). Predictores de la conducta antisocial juvenil: un modelo ecológico. *Estudios de Psicología*, 8 (1), 15-24.

- Galán-Jiménez, J. (2018). Exposición a la violencia en adolescentes: desensibilización, legitimación y naturalización. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 14 (1), 55-67.
- Gallegos-Guajardo, J., Ruvalcaba-Romero, N., Castillo-López, J. & Ayala-Díaz, P. (2016). Funcionamiento familiar y su relación con la exposición a la violencia en adolescentes mexicanos. *Acción Psicológica*, 13 (2), 69-78.
- Garaigordobil M y Oñederra J. A. (2008). Bullying: Incidence of peer violence in the schools of the Autonomous Community of the Basque Country. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8, 51-62.
- Glutting, J. (2002). Some psychometric properties of a system to measure ADHD. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 194-209.
- González, E., Pardo, M. & Izquierdo, J. (2017). La violencia como problema de salud pública en Venezuela: algunas reflexiones desde la perspectiva del profesional de seguridad ciudadana. *MEDISAN*, 21 (5), 642-649.
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for structured means modeling and MIMIC approaches to between- groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika*, 66, 373–388.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2004). *Análisis multivariante*. Madrid, España: Pearson-Prentice Hall.
- Hernández-Pozo, M., Calleja Bello, N., y Vera Hernández, E., & Fuentes Ávila, B., & Maza Marín, M. (2015). Exposición a la violencia en adultos mexicanos: análisis psicométrico de un instrumento corto. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual*, 5 (2), 37-48.
- Hogan, T. (2004). *Pruebas psicológicas. Una introducción práctica*. México D.F.: Manual Moderno.
- Horn, J. (1965). A Rationale and test for the number the factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Fitzpatrick, A. R. (1983). The meaning of content validity. *Applied Psychological Measurement*, 7, 3-13.
- Hu, L., & 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.
- Huesman, L.R. (1988). An information processing model for the development of aggression. *Aggressive Behavior*, 14, 13-24.
- Jurado, D., Jurado S., López, K., & Querevalú, B. (2015). Validez de la Escala de Autoestima de Rosenberg en universitarios de la Ciudad de México. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual*, 5 (1), 18-22.
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, pp. 31-35.

- Kaiser, H. F. & Cerny, B. A. (1978). Casey's method for fitting hyper planes from an intermediate orthomax criterion. *Multivariate Behavioral Research*, 13, pp. 395-401.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). Nueva York, United States of America: The Guilford Press.
- Krug, E., Mercy, J., Dahlberg, L. & Zwi, A. (2002). El informe mundial sobre la violencia y la salud. *Biomédica*, 22 (Su2), 327-336.
- Larizgoitia, I. (2006). La violencia también es un problema de salud pública. *Gaceta Sanitaria*, 20 (1), 63-70.
- Lerner, R. M., & Galambos, N. L. (1998). Adolescent development: challenges and opportunities for research, programs, and policies. *Annual Review of Psychology*, 49, 413-446.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30 (3), 1151-1169.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A Method for Oblique Factor Rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365.
- Lozano, L. y Turbany, J. (2013). Validez. En J. Meneses (Ed). *Psicometría*. Barcelona, España: Editorial UOC.
- Manzano, A., Zamora, S. (2009). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México, D.F: Ceneval.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewnees and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.
- Margolin, G., & Gordis, E. (2000). The effects of family and community violence on children. *Annual Review Psychological*, 51, 445-479.
- Martínez, R. (2005). *Psicometría: Teoría de los test psicológicos y educativos*. Madrid, España: Síntesis.
- Martínez-Abad, F., & Rodríguez-Conde, M. (2017). Comportamiento de las correlaciones producto-momento y tetracórica-policórica en escalas ordinales: un estudio de simulación. *RELIEVE. Revista Electrónica de Investigación y Evaluación Educativa*, 23 (2), 1-21.
- Martínez-Ferrer, B., & Ávila-Guerrero, M., & Vera-Jiménez, J., & Bahena-Rivera, A., & Musitu-Ochoa, G. (2016). Satisfacción con la vida, victimización y percepción de inseguridad en Morelos, México. *Salud Pública de México*, 58 (1), 16-24.
- Martínez, R., Hernández, M. J. y Hernández M.V. (2014). *Psicometría*. Madrid, España: Alianza Editorial.
- Medina, M., Borges, G., Lara, C., Benjet, C., Blanco, J., Fleiz, C., Villatoro, J., Rojas, E., Zambrano, J., Casanova, L. & Aguilar, S. (2003). Prevalencia de trastornos mentales y uso de servicios: Resultados de la Encuesta Nacional de Epidemiología Psiquiátrica en México. *Salud Mental*, 26 (4), 1-16.

- Medrano, L. A. & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación Conceptual y Práctica a los Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11 (1), 219-239.
- Méndez Martínez, C., & Rondón Sepúlveda, M. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41 (1), 197-207.
- Merino-Soto, C. & Grimaldo-Muchotrigo, M. (2015). Validación estructural de la Escala Básica de Empatía (Basic Empathy Scale) modificada en adolescentes: un estudio preliminar. *Revista Colombiana de Psicología*, 24 (2), 261-270.
- Montero, I., & León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2 (3), 503-508.
- Muthén, B., & Kaplan D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171-189.
- Muthén, B., & Kaplan D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 19-30.
- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica*. México D.F: Mc Graw-Hill.
- Nolasco, A. (2012). La empatía y su relación con el acoso escolar. REXE. *Revista de Estudios y Experiencias en Educación*, 11 (22), 35-54.
- Organización Panamericana de la salud. (2002). *Informe mundial sobre la violencia y la salud: resumen*. Recuperado de: [https://www.who.int/violence\\_injury\\_prevention/violence/world\\_report/es/summary\\_es.pdf](https://www.who.int/violence_injury_prevention/violence/world_report/es/summary_es.pdf)
- Oliva, A., Antolín, L., Pertegal, M., Ríos, M., Parra, A., Hernando, A. & Reina, M. (2011). *Instrumentos para la evaluación de la salud mental y el desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven*. Sevilla, España: Consejería de Salud.
- Orue, I., y Calvete, E. (2010). Elaboración y validación de un cuestionario para medir la exposición a la violencia en infancia y adolescencia. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 10 (2), 279-292.
- Orue, I., y Calvete, E. (2012). La justificación de la violencia como mediador de la relación entre la exposición a la violencia y la conducta agresiva en infancia. *Psicothema*, 24 (1), 42-47.
- Patias, N., & Dell'Aglio, D. (2017). Prevalencia de exposición a violencia directa e indirecta: un estudio con adolescentes de colegios públicos. *Acta Colombiana de Psicología*, 20 (1), 101-111.
- Pérez, C. (2004). *Técnicas de análisis multivariante de datos*. Madrid, España: Pearson- Prentice Hall.

- Pérez, E. y Tornimbeni, S. (2008). Construcción de test. En S. Tomberini, E. Pérez y F. Olaz (Eds). *Introducción a la psicometría*. (162-190). Buenos Aires, Argentina: PAIDOS.
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2, 58-66.
- Pérez, E., Medrano, L., & Sánchez Rosas, J. (2013). El Path Analysis: conceptos básicos y ejemplos de aplicación. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 5 (1), 52-66.
- Peters, GJY. (2014). The alpha and the omega of scale reliability and validity: why and how to abandon Cronbach's alpha and the route towards more comprehensive assessment of scale quality. *Europ Health Psychol*, 16 (2), 56–69.
- Povedano, A., Hendry, L., Ramos, M., & Varela, R. (2011). Victimización Escolar: Clima Familiar, Autoestima y Satisfacción con la Vida desde una Perspectiva de Género. *Psychosocial Intervention*, 20 (1), 5-12.
- Prieto, G., & Delgado, A. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31 (1), 67-74.
- Reise, S.P. Scheines, R., Widaman, K.F., & Haviland, M.G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73 (1), 5 – 26.
- Rodriguez, A., Reise, S.P., & Haviland, M.G. (2016). Evaluating bifactor models: calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150.
- Rodríguez Ayán, M. y Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29, 205-227
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31 (1), 34-45.
- Santos, A. y Romera, E. (2013). Influencia de la exposición a la violencia en conductas de agresión en cyberbullying. *Apuntes de psicología*, 31 (2), 225-235.
- Satorra, A. y Bentler, P. M. (1990). Model conditions for asymptotic robustnes in the analysis of linear relation. *Computational Statistics & Data Analysis*, 10, 235-249.
- Seligson, J. L., Huebner, E. S., & Valois, R. F. (2003). Preliminary validation of the Brief Multidimensional Student's Life Satisfaction Scale. *Social Indicators Research*, 61, 121-145.
- Sireci, S. G. (1998). The construct of content validity. *Social Indicators Research*, 45, 83-117.
- Smits, I.A.M., Timmerman, M.E., Barelds, D.P.H., & Meijer, R.R. (2015). The Dutch symptom checklist-90-revised: is the use of the subscales justified? *European Journal of Psychological Assessment*, 31(4), 263-271.
- Stevens, J. (1992). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Hillsdale, NJ: Earlbaum.
- Suriá, R. (2017). Relación entre conductas prosociales y participacion en grupos online en jóvenes con discapacidad motora. *Salud y drogas*, 17 (2), 57-66.

- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods, 16*, 209-220.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
- Ventura-León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud, 15* (1), 625-627.
- Villalobos-Parada, B., Carrasco, C., Olavarría, D., Ortiz, S., López, V., Oyarzún, D., Ascorra, P., Ayala, Á., Bilbao, Á., Morales, M. & Álvarez, J. (2016). Victimización de Pares y Satisfacción con la Vida: La Influencia del Apoyo de Profesores y Compañeros de la Escuela. *Psyche, 25* (2), 1-16.
- Wahl, R. A., Sisk, D. J., & Ball, T. M. (2004). Clinic-based screening for domestic violence: use of a child safety questionnaire. *Bio Med Central, 2* (1), 25-30
- World Health Organization. (1996). *Global consultation on violence and health. Violence: a public health priority*. Geneva, Switzerland: World Health Organisation.
- Urquiza, V. & Casullo, M. (2006). Empatía, razonamiento moral y conducta prosocial en adolescentes. *Anuario de Investigaciones, 13*, 297-302.
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for  $\omega_H$ . *Applied Psychological Measurement, 30* (2), 121-144.
- Zwick, W. & Velicer, W. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin, 99*, 432-442.

## Anexos:

### ESCALA DE OBSERVACIÓN DE VIOLENCIA PARA ADOLESCENTES (EOVA)

#### Instrucciones:

A continuación, se presenta una serie de oraciones que reflejan situaciones de la vida cotidiana, marca con un aspa (X) aquella opción de respuesta que se asemeje más a lo que has visto en la Internet, la televisión, la calle, el colegio y la casa. Recuerda que no hay respuestas buenas o malas, lee con mucha atención cada una de las preguntas y contesta lo más sinceramente posible.

Preguntas	Nunca	Casi nunca	A veces	Casi siempre	Siempre
1-.He visto como una persona insultaba a otra persona en Internet.					
2-.He visto como una persona amenazaba con pegarle a otra persona en Internet.					
3-.He visto como una persona dañaba físicamente, pegaba o golpeaba a otra persona en Internet.					
4-.He visto como una persona insultaba a otra persona en la televisión.					
5-.He visto como una persona amenazaba con pegarle a otra persona en la televisión.					
6-.He visto como una persona dañaba físicamente, pegaba o golpeaba a otra persona en la televisión.					
7-.He visto como una persona insultaba a otra persona en la calle.					
8-.He visto como una persona amenazaba con pegarle a otra persona en la calle.					
9-.He visto como una persona dañaba físicamente, pegaba o golpeaba a otra persona en la calle.					
10-.He visto como una persona insultaba a otra persona en el colegio.					
11-.He visto como una persona amenazaba con pegarle a otra persona en el colegio.					
12-.He visto como una persona pegaba dañaba físicamente, pegaba o golpeaba a otra persona en el colegio.					
13-.He visto como una persona insultaba a otra persona en casa.					
14-.He visto como una persona amenazaba con pegarle a otra persona en casa.					
15-.He visto como una persona dañaba físicamente, pegaba o golpeaba a otra persona en casa.					