

**Validación cuestionario “ECIP-Q European Cyberbullying  
Intervention Project Questionnaire”, Paraguay 2024**

**Mónica Elizabeth Leguizamón de Rojas**

meleguizamon@filouna.edu.py

Universidad Nacional de Asunción

Facultad de Filosofía

Paraguay

**Resumen**

El bullying es un fenómeno de agresión injustificada que actualmente sucede en dos formatos: cara a cara y como una conducta que se realiza a través de dispositivos digitales (ciberbullying) (Ortega-Ruiz, Del Rey, & Casas, 2016). El objetivo de este estudio es validar el Cuestionario “ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire EBIP-P (Bullying), en el contexto educativo paraguayo. Participaron un total de 142 sujetos pertenecientes al Centro Regional de Educación Natalicio Talavera (C.R.E.N.T.), de la ciudad de Villarrica. Se utilizó el método psicométrico, así como las herramientas estadísticas SPSS versión 24 y AMOS. El modelo indicó un ajuste aceptable,  $\chi^2 = 938,132$ ;  $\chi^2/df = 206$ ; RMSEA = 0,78; RMR= 0,35; CFI= ,909; TLI= ,890; NFI= ,912; IFI= ,890; PRATIO= ,892; PGFI= ,710 (entre 0,5-0,7 aceptable); PNFI= ,587 (ajuste medio). El estudio permite afirmar que el cuestionario “ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire” cuenta con evidencias psicométricas para su aplicación como instrumento de cribado en adolescentes paraguayos. No obstante, se sugiere realizar futuras investigaciones para obtener mayores evidencias de validez, fiabilidad y equidad, y elaborar datos normativos.

**Palabras clave**

Bullying, Cyberbullying, Validar.

## **Validation of the questionnaire "ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire", Paraguay 2024**

### **Abstract**

Bullying is a phenomenon of unjustified aggression that currently occurs in two formats: face to face and as a behavior carried out through digital devices (cyberbullying) (Ortega-Ruiz, Del Rey, & Casas, 2016). The objective of this study is to validate the "ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire EBIP-P (Bullying), in the Paraguayan educational context. A total of 142 subjects belonging to the Natalicio Talavera Regional Education Center (C.R.E.N.T.), in the city of Villarrica, participated. The psychometric method was used, as well as the statistical tools SPSS version 24 and AMOS. The model indicated an acceptable fit,  $\chi^2 = 938.132$ ;  $\chi^2/df = 206$ ; RMSEA = 0.78; RMR= 0.35; CFI= .909; TLI= .890; NFI= .912; IFI= .890; PRATIO= .892; PGFI= .710 (between 0.5-0.7 acceptable); PNFI= .587 (medium fit). The study allows us to affirm that the "ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire" questionnaire has psychometric evidence for its application as a screening instrument in Paraguayan adolescents. However, it is suggested that future research be carried out to obtain greater evidence of validity, reliability and equity, and to develop normative data.

### **Keywords**

Bullying, Cyberbullying, Validate.

## **Introducción**

El *bullying* es una denominación internacional para el acoso o la intimidación, es considerado como una subcategoría de agresión interpersonal (Espelage y Swearer, 2003), en la actualidad se le añade la exclusión social como elemento (Cajigas de Segredo, Khan, Luzardo, Najson y Zamaldive, 2004). El *bullying* es definido como la actividad hostil, consciente, voluntaria, deliberada y repetida marcada por el desequilibrio de poder, la intención de dañar y/o amenaza de agresión; suele ser unidireccional generando desequilibrio entre las partes (Albores, Saucedo, Ruiz-Velasco y Roque, 2011). Este fenómeno ha sido estudiado principalmente en el contexto escolar (Hernández de Frutos, Sarabia y Casares, 2002; Marques, Ferreira Neto, Pereira y Ângulo, 2005; Suckling y Temple, 2006).

El *cyberbullying* es un subtipo o nueva forma de *bullying*, fue estudiando recientemente por Smith, Mahdavi, Carvalho y Tippett (2006) y Smith et al. (2008). Estos autores afirman que el *cyberbullying* es una agresión intencional, por parte de un grupo o un individuo, usando formas electrónicas de contacto, repetidas veces, a una víctima que no puede defenderse fácilmente por sí misma. Así las nuevas Tecnologías de la Información y la Comunicación (TICs) de alguna manera han favorecido esta forma de intimidación y de acoso principalmente entre adolescentes (Buelga, Cava y Musitu, 2010). Una característica del *cyberbullying* es el alcance que posee, puesto que es muy fácil enviar mensajes (SMS) ofensivos, subir fotografías vergonzosas para burlarse de la víctima o crear una cuenta falsa en las redes sociales para denigrar a la persona. Para este tipo de *bullying* no hace falta estar cara a cara sino simplemente contar con un dispositivo electrónico y la intención de intimidar, de esta manera las víctimas no pueden estar seguras ni en sus propios hogares.

El presente trabajo tiene su génesis en el proyecto de tesis doctoral donde la autora pretende construir un Programa psicoeducativo para la prevención del *Bullying* en alumnado del 3º Ciclo de la E.E.B., y donde juntamente con su tutor, Dr. Tomás Campoy, defiende la idea de que un programa de prevención para basarse en la evidencia científica debe estar fundamentado en la investigación previa. Es con esta visión que inicia el trabajo con la validación de uno de los instrumentos a ser utilizado. Contribuir aportando una herramienta válida y fiable para la evaluación y detección del *cyberbullying* como crear un programa de prevención con fundamentos metodológicos es el anhelo que hoy mueve a la acción.

## **Objetivo**

Validar el Cuestionario "ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire EBIP-P (*Bullying*), en estudiantes paraguayos.

## Método

Participaron un total de 142 sujetos pertenecientes al Centro Regional de Educación Natalicio Talavera (C.R.E.N.T.), de la ciudad de Villarrica. El 50,7% (N= 72) son hombres, el 39,4% (N= 56) son mujeres y el 9,9% (N= 14) contestan “otro”. EL 33,8% (N= 44) tiene 12 años, el 51,5% (N= 67) tiene 13 años y el 14,7% (N= 19) tiene 14 años.

**Tabla 1**

*Datos sociodemográficos*

Variable	Género			Edad			Grado		
	Hombre	Mujer	Otro	12	13	14	7º	8º	9º
Frecuencia	72	56	14	44	67	19	49	47	46
Porcentaje	50,7	39,4	9,9	33,8	51,5	14,7	34,5	33,1	32,4

## Intrumento

La versión original es el European Bullying Intervention Project Questionnaire (Brighi et al., 2012). La versión española del European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire (ECIPQ) (Del Rey, Elipe y Orteg Ruiz, 2015) de 22 ítems tipo Likert de cinco opciones de respuesta, con una puntuación entre 0 y 4, donde 0 significa nunca y 4 siempre. Consta de dos dimensiones: cibervictimización y ciberagresión, con buenos índices de fiabilidad ( $\alpha$  total = .87,  $\alpha$  victimización = .80,  $\alpha$  agresión = .88).

### ***CUESTIONARIO “ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire”***

#### **Limpieza de los datos**

Se procedió a revisar el cuestionario con el propósito que no quedara ningún ítem sin responder, que los datos de identificación (género, edad, turno y sección) estuvieran registrados correctamente. La limpieza de datos es un proceso esencial para chequear los datos antes de procesar la información evitando la existencia de errores que puedan afectar a la precisión, ya que en una aplicación colectiva se debe verificar indefectiblemente que los datos estén completos y sean correctos, a fin de que estos sean relevantes y precisos.

#### **Comprobación de la validez de los constructos**

La validez de constructo es la principal de los tipos de validez, e implica que las medidas miden lo que realmente dicen medir (Cook y Campbell, 1979).

Entre los procedimientos o técnicas estadísticas utilizados para la contrastación de la validez de constructo destaca el Análisis Factorial (AF). El AF es un modelo estadístico que representa las relaciones entre un conjunto de variables. Plantea que estas relaciones pueden explicarse a partir de una serie de variables no observables (latentes) denominadas factores, siendo el número de factores substancialmente menor que el de variables (Ferrando y Anguiano Carrasco, 2010).

La validez convergente y la validez discriminante son los dos “subtipos” que componen la validez de constructo.

#### **a) Validez convergente**

La validez convergente hace referencia al grado o certeza de que se tiene en que los indicadores propuestos miden una misma variable latente o factor (Moral de la Rubia, 2019).

Para la obtención de la validez convergente se aplica el coeficiente alfa de Cronbach, que es el índice más utilizado para medir la consistencia interna (Zeller y Carmines, 1980), además del coeficiente Omega de McDonald (McDonald, 1999).

El coeficiente Alfa de Cronbach es el más utilizado en estudios psicométricos (Maroco & García Marques, 2013). Se estableció como un índice de facto para evaluar el grado en que los ítems de un instrumento están correlacionados (González Alonso y Pazmiño Santacruz, 201). La consistencia interna puede definirse como el grado en que todos los elementos o reactivos de una prueba miden el mismo constructo (Vizioli y Pagano, 2022).

El criterio establecido y señalado por diferentes autores (Oviedo & Campo Arias, 2005) es que un valor del alfa de Cronbach, entre 0.70 y 0.90, indica una buena consistencia interna para una escala unidimensional.

Como consecuencia de una serie de limitaciones que presenta el coeficiente Alpha de Cronbach, surge el coeficiente Omega de McDonald (1999).

El procedimiento de validación es el coeficiente de correlación total de elementos corregida, que es el coeficiente de homogeneidad corregido. Si es cero o negativo se elimina (Ortiz Ramírez y Vergel Ortega, 2016), asimismo, los valores inferiores a ,300.

Todos los ítems, a excepción de los ítems 4 (,261), 6 (,264) y 9 (,252) cumplen con el criterio establecido. No obstante, se procedió a mantener, en principio, ambos ítems a fin de respetar el cuestionario original dado que los valores están próximos a ,300.

**Tabla 2***Estadísticas de total de elemento*

	Media de es- cala si el ele- mento se ha suprimido	Varianza de escala si el elemento se ha suprimido	Correlación to- tal de elemen- tos corregida	Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido
V1	24,99	63,014	,651	,920
V2	24,82	61,810	,670	,920
V3	25,11	64,157	,697	,919
V4	25,27	70,881	,261	,926
V5	25,23	65,467	,758	,919
V6	25,30	70,905	,264	,926
V7	25,15	63,182	,740	,918
V8	25,26	67,953	,488	,923
V9	25,20	69,450	,252	,927
V10	24,77	62,775	,572	,923
V11	24,94	63,472	,550	,924
V12	25,06	63,344	,679	,919
V13	25,12	64,432	,711	,919
V14	25,27	68,197	,559	,922
V15	25,28	67,750	,649	,921
V16	25,27	67,818	,502	,923
V17	25,26	67,343	,582	,922
V18	25,29	68,108	,638	,922
V19	25,27	66,013	,765	,919
V20	25,25	67,818	,562	,922
V21	25,07	63,782	,716	,919
V22	25,22	65,959	,731	,919

**Tabla 3***Estadísticas de fiabilidad*

	Índice	Número de elementos
Alfa de Cronbach	,925	22
w McDonald	,922	22

El cuestionario quedó confeccionado con un total de 22 ítems. A continuación, se procedió a calcular la media, la desviación típica y la correlación.

**Tabla 4**

*Media, desviación típica (DT) y coeficiente de correlación discriminante (r) de los ítems*

	Ítems	Media (DT)	r*
1	Alguien me ha dicho palabras malsonantes o me ha insultado usando el email o SMS.	1,36±,828	,651
2	Alguien ha dicho a otras palabras malsonantes sobre mi usando internet o SMS.	1,54±,912	,670
3	Alguien me ha amenazado a través de mensajes en internet o SMS.	1,24±,683	,697
4	Alguien ha pirateado mi cuenta de correo y ha sacado mi información personal. (ejemplo: A través de email o red social)	1,08±,294	,758
5	Alguien ha pirateado mi cuenta y se ha hecho pasar por mí (a través de mensajería instantánea o cuentas en las redes sociales)	1,13±,531	,655
6	Alguien ha creado una cuenta falsa para hacerse pasar por mí. (Facebook o MSN)	1,06±,286	,264
7	Alguien ha colgado información personal sobre mí en internet.	1,20±,727	,740
8	Alguien ha colgado videos o fotos comprometidas mías en internet.	1,09±,504	,488
9	Alguien ha retocado fotos mías que yo había colgado en internet.	1,15±,587	,252
10	He sido excluido o ignorado de una red social o de chat.	1,58±,947	,572
11	Alguien ha difundido rumores sobre mí por internet.	1,41±,908	,550
12	He dicho palabras malsonantes a alguien o le he insultado usando SMS o mensajes en internet.	1,30±,770	,679
13	He dicho palabras malsonantes sobre alguien a otras personas en mensajes por internet o por SMS	1,23±,649	,711
14	He amenazado a alguien a través de SMS o mensajes en internet.	1,08±,421	,559
15	He pirateado la cuenta de correo de alguien y he robado su información personal. (email o red social)	1,07±,406	,649
16	He pirateado la cuenta de alguien y me he hecho pasar por él/ella. (mensajería instantánea o cuenta en red social)	1,08±,506	,502
17	He creado una cuenta falsa para hacerme pasar por otra persona. (Facebook o MSN)	1,09±,490	,582
18	He colgado información personal de alguien en internet.	1,06±,381	,638
19	He colgado videos o fotos comprometidas de alguien en internet.	1,11±,457	,765
20	He retocado fotos o videos de alguien que estaban colgados en internet.		,562
21	He excluido o ignorado a alguien en una red social o chat.	1,28±,698	,716
22	He difundido rumores sobre alguien en internet.	1,13±,508	,731

\*Correlación discriminante de Pearson entre la puntuación del ítem y la total de la escala, retirada la aportación del ítem

Los ítems que tienen la media más alta son el 10 y el 2. La mayor dispersión está en el ítem 15, 2, y 20; la mayor concentración se da en el ítem 9 y 12.

### **b) Validez discriminante**

La validez discriminante es entendida como la ausencia de correlaciones estadísticas entre las puntuaciones de las pruebas, lo que indicaría que las pruebas en cuestión no involucran los mismos procesos (Hogan, 2004).

Se proponen dos procedimientos: la fiabilidad compuesta (CR/FC) y la varianza extraída compuesta (AVE).

### **Índice FC (Fiabilidad Compuesta)**

El Índice de Fiabilidad Compuesta (Fornell & Larcker, 1981) se interpreta como el alfa de Cronbach, pero tiene en cuenta las interrelaciones de los constructos extraídos. Se calcula mediante la siguiente fórmula:

$$IFC = \frac{(\sum \lambda_i)^2}{(\sum \lambda_i)^2 + \sum \text{var}(\epsilon_i)}$$

Donde,

$(\sum \lambda_i)^2$  sumatoria de carga factorial al cuadrado

$\sum \text{var}(\epsilon_i)$  varianza de error

**Tabla 5**

#### *Fiabilidad Compuesta*

	Carga factorial	CF al cuadrado		Var error
ÍTEM 1	,741	0,549	1-,549	,451
ÍTEM 2	,877	0,769	1-,769	,231
ÍTEM 3	,575	,0330	1-729	,271
ÍTEM 4	,497	0,247	1-,437	,563
ÍTEM 5	,655	0,429	1-,370	,630
ÍTEM 6	,731	0,534	1-,341	,659
ÍTEM 7	,643	0,413	1-,542	,458
ÍTEM 8	,637	0,406	1-,527	,473
ÍTEM 9	,441	0,194	1-,548	,452
ÍTEM 10	,680	0,462	1-,640	,360
ÍTEM 11	,739	0,546	1-,671	,329
ÍTEM 12	,477	0,228	1-,757	,243
ÍTEM 13	,574	0,329	1-,679	,321
ÍTEM 14	,787	0,619	1-,576	,424
ÍTEM 15	,935	0,874	1-,701	,299
ÍTEM 16	,808	0,653	1-,508	,492
ÍTEM 17	,800	0,640	1-,676	,324
ÍTEM 18	,867	0,752	1-,752	,248
ÍTEM 19	,685	0,469	1-,469	,531



ÍTEM 20	,836	0,699	1-,627	,373
ÍTEM 21	,506	0,256	1-,645	,355
ÍTEM 22	,569	0,324	1-,573	,427
	$\Sigma$ 15,06			$\Sigma$ 8,914
<b>Criterio empírico= &gt;,5</b>				

Como resultado de la aplicación de la fórmula, el valor obtenido de la fiabilidad compuesta es de ,962. (CR= ,962). Según Ramos Álvarez, et al (2023, p. 325), se considera como aceptable un valor de CR  $\geq$  .700; en opinión de Hair et al (2006) se recomienda un valor de 0.5 y 1.96 ( $p < 0.05$ ). En nuestro caso el valor de CR= ,0767, lo que se considera aceptable.

#### **b) Varianza Extraída Compuesta (AVE)**

La varianza media extraída es el resultado del promedio de la suma de las cargas factoriales al cuadrado. Los resultados deben evidenciar que la variable comunicación cumple con el parámetro mínimo requerido (AVE>0.50).

La varianza media extraída es el resultado del promedio de la suma de las cargas factoriales al cuadrado (Peñaherrera, et al., 2020).

El procedimiento de Hernández Nieto es uno de los métodos formales de validación, que tiene muchas ventajas en relación con otros métodos de validación. Para la aplicación del método se dispuso de tres jueces que calificaron cada una de las preguntas o ítems de la prueba o test, como se indica a continuación.

El “coeficiente de validez de contenido” (Hernández Nieto, 2002) trata de valorar el grado de acuerdo de los expertos (se recomienda entre tres y cinco). Después de la aplicación, se obtiene la media de cada uno de los ítems, y se calcula el CVC de cada elemento, según la fórmula:

Coeficiente de Validez de Contenido Total (CVCt)

Coeficiente de Validez de Contenido Total Corregido (CVCtc)

$$CVCtc = CVCt - Pe = CVCt - (1/J)J$$

La aplicación de la validez de contenido de Hernández Nieto implica:

- a) Entre tres y cinco expertos (en nuestro caso seleccionamos tres, todos doctores en el ámbito de la psicología y psicopedagogía)
- b) Se les proporcionó los objetivos y las instrucciones
- c) Cada juez emitió una valoración de cada ítem

La propuesta para la evaluación de cada ítem se basó en:

- a) Claridad del ítem (el ítem no genera confusión).
- b) Coherencia (el ítem tiene relación con la dimensión (factor) donde está incluido).
- c) Suficiencia (los ítems son suficientes para medir la dimensión o factor).
- d) Relevancia (el ítem es esencial o importante, debe ser incluido)

Las opciones de respuesta se establecieron en: 1 (inaceptable), 2 (deficiente, 3 (regular), 4 (bueno) y 5 (excelente).

El coeficiente de validez quedó de la siguiente manera:  $60 <$  (concordancia inaceptable),  $\geq 60$  y  $\leq 70$  (concordancia regular),  $> 80 \leq 90$  (concordancia buena) y  $> ,90$  concordancia excelente.

Significado de cada término de la fórmula:

- ✓  $N$ = número total de ítems del instrumento de recolección de datos
- ✓  $Sx1$ = sumatoria de los puntajes asignados por cada Juez  $J$  a cada uno de los ítems  $i$
- ✓  $MX$ = es  $Sx1$  dividido por el valor máximo (3 jueces son 15 puntos)
- ✓  $CVCi$ = valor máximo obtenido/por el número de jueces
- ✓  $Pei$ = probabilidad de error por cada ítem (probabilidad de concordancia aleatoria entre jueces)
- ✓  $J$ = número de jueces asignando puntajes a cada ítem

Los resultados muestran que las variables latentes cumplen con el estándar mínimo aceptable ( $FC > 0.70$ ). Las medidas oscilan entre 0.945 y 0,865.

## Tabla 6

*Varianza Media Extraída*

Variable	AVE
V1	,888
V2	,914
V3	,906
V4	,899
V5	,922
V6	,934
V7	,938
V8	,890
V9	,945
V10	,910
V11	,895
V12	,865

V13	,914
V14	,940
V15	,935
V16	,920
V17	,910
V18	,899
V19	,922
V20	,918
V21	,895
V22	890

---

### ***Análisis factorial (validez de constructo)***

El análisis factorial exploratorio es un tipo de análisis multivariante de la interdependencia para la reducción de la dimensión que busca descubrir factores latentes en un conjunto de variables cuantitativas (López Aguado y Gutiérrez Provecho, 2019).

El análisis factorial pasa por dos fases: Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Análisis Factorial Confirmatorio (AFC).

Uno de los métodos estadísticos que permiten estudiar la estructura de los constructos y su validez es el análisis factorial exploratorio. “El análisis factorial exploratorio es una técnica adecuada para reducir las variables originales a un número de factores que ofrezca la misma información” (Frías Navarro y Pascual Soler, 2012, p. 39).

El análisis factorial exploratorio tiene tres puntos de decisión básicos: a) decidir el número de factores, b) elegir un método de extracción y c) elegir un método de rotación (Pérez y Medrano, 2010).

El método más utilizado por los investigadores para extraer los factores en el AFE es el procedimiento de componentes principales. El modelo de componentes principales tiene por objeto la reducción de la cantidad de variables originales al crear una combinación lineal que explique el mayor porcentaje de varianza sin interpretar los resultados en términos de constructos latentes (Frías Navarro y Pascual Soler, 2012). Los factores obtenidos son los eigenvalores reescalados de la matriz de correlaciones y tales, son capaces de explicar, sucesivamente, proporciones de la varianza cada vez menores. Por tanto, el análisis de componentes principales debería aplicarse cuando el objetivo es reducir la dimensionalidad inicial de los datos en un conjunto menor de componentes que expliquen la varianza total observada (Mavrou, 2015).

Para determinar el número de factores se aplicó el “porcentaje de varianza”. Este criterio se basa en tomar para el análisis solo aquellos factores que tengan valores propios mayores a 1.

Este criterio plantea conservar aquellos componentes principales cuyos porcentajes acumulados aporten la mayor variabilidad explicada. Estos porcentajes de varianza sumados en total deben explicar al menos un 50% de la variabilidad total (Merenda, 1997; citado por Pérez & Medrano, 2010). En nuestro caso, dos factores explican el 56,837% de la varianza.

Previo a realizar el análisis factorial debe determinarse si los ítems están suficientemente interrelacionados para que este método pueda aplicarse provechosamente (Comrey, 1973). Existen algunas pruebas estadísticas que pueden emplearse con esa finalidad, y las más utilizadas son el test de esfericidad de Bartlett y la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO).

El índice KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) es una medida de adecuación muestral empleada con el objetivo de comparar la magnitud de los coeficientes de correlación general con la magnitud de los coeficientes de correlación parcial (Herrera Vega y De Jesús Rhamer, 2018). El valor de KMO varía de 0 a 1. La prueba KMO (prueba de Kaiser-Meyer-Olkin) evalúa la idoneidad de los datos para el análisis factorial mediante el grado de coherencia entre variables.

Básicamente se considera que los valores de la prueba KMO deben ser superiores a 0,6 para un resultado aceptable; un análisis mayor a 0,7 para un buen análisis; mayor a 0,8 para un muy buen análisis y mayor que 0,9 para un análisis excelente (Kaiser, 1974).

Como se recoge en la Tabla 7, el valor de la medida de adecuación muestral KMO fue de ,866 lo que se considera un valor excelente.

La prueba de esfericidad de Bartlett estadísticamente significativa indica que existen correlaciones suficientes entre las variables para proceder con el análisis factorial (Hair et al, 2006). Puesto que el sig. (p-valor) < 0.05 se acepta H0 (hipótesis nula) y se puede aplicar el análisis factorial (< ,000).

**Tabla 7***Prueba de KMO y esfericidad de Bartlett*

Medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo		,866
Prueba de esfericidad de Bartlett	Aprox. Chi-cuadrado	2585,044
	Gl	231
	Sig.	,000

En la Tabla 7, se recogen las comunalidades (proporción de la varianza explicada por los factores comunes en una variable). Los valores de la comunalidad deben ser iguales o superior a 0.5, debido a que valores superiores a 0.5 reflejan el grado de aporte de la variable (Gutiérrez López, 2019). Todas las variables cumplen con este requisito.

**Tabla 8***Comunalidades*

	Inicial	Extracción
V1	1,000	,572
V2	1,000	,574
V3	1,000	,575
V4	1,000	,113
V5	1,000	,689
V6	1,000	,221
V7	1,000	,676
V8	1,000	,683
V9	1,000	,191
V10	1,000	,379
V11	1,000	,329
V12	1,000	,543
V13	1,000	,592
V14	1,000	,644
V15	1,000	,897
V16	1,000	,655
V17	1,000	,670
V18	1,000	,796
V19	1,000	,756
V20	1,000	,722
V21	1,000	,587
V22	1,000	,639

Método de extracción: análisis de componentes principales.

Como criterio para determinar el número de factores se ha utilizado el porcentaje de varianza explicada (Tabla 8) y ahora se procede al segundo criterio, el gráfico de sedimentación. Con 3 componentes se explica el 64,140 de la varianza.

Para la extracción de factores comunes, se utilizó el método recursivo de los componentes principales (Alvarado Lagunas y Luyando Cuevas, 2013). El modelo de componentes principales tiene por objeto la reducción de la cantidad de variables originales al crear una combinación lineal que explique el mayor porcentaje de varianza sin interpretar los resultados en términos de constructos latentes (Frías Navarro y Pascual Soler, 2012).

**Tabla 9**

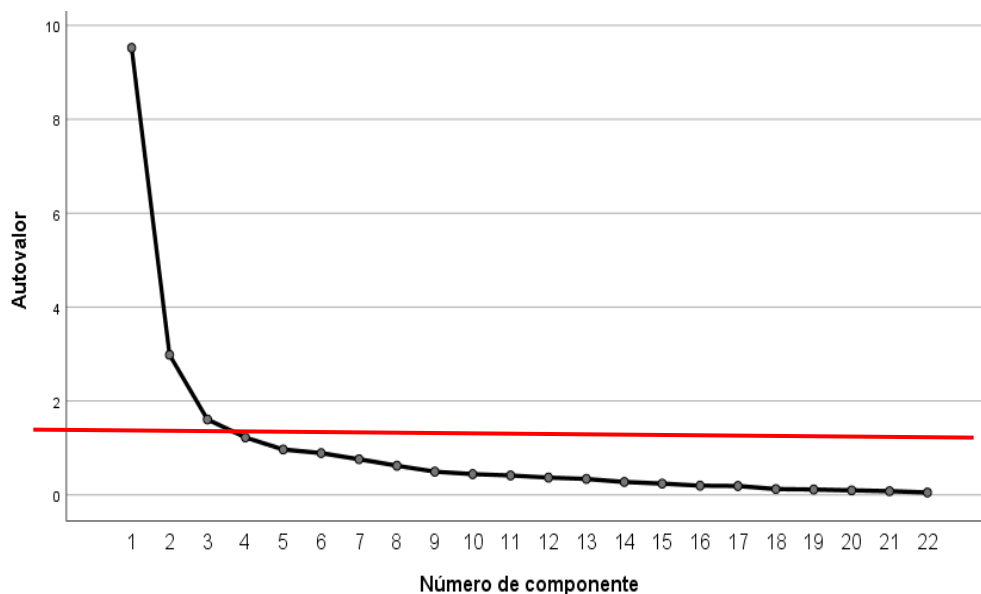
*Varianza total explicada*

Comp.	Autovalores Iniciales			Suma de cargas al cuadrado de la extracción			Suma de cargas al cuadrado de la rotación		
	Total	% varianza	% acumulado	total	% varianza	% acumulado	total	% varianza	% acumulado
1	9,521	43,279	43,279	9,521	43,279	43,279	6,106	27,754	27,754
2	2,983	13,558	56,837	2,983	13,558	56,837	4,475	20,342	48,096
3	1,607	7,303	64,140	1,607	7,303	64,140	3,530	16,044	64,140
4	1,224	5,565	69,705						

El segundo criterio que se utilizó para determinar el número de factores fue el gráfico de sedimentación. El *scree plot* se obtiene trazando las raíces latentes (valores propios) frente al número de factores (factor componente) en su orden de extracción, y la forma de la curva resultante se utiliza para evaluar el límite punto. Comenzando por el primer factor, la trama desciende abruptamente, inicialmente, y luego lentamente se vuelve más o menos como una línea horizontal. Se considera que el punto después de la cual la curva comienza a enderezarse indica el número máximo de factores a extraer (Hair et al., 2006). El gráfico de sedimentación sugiere 3 factores.

**Figura 1**

*Gráfico sedimentación*



El procedimiento que se siguió para la rotación fue las rotaciones ortogonales (varimax, quartimax y equimax) pues producen factores no correlados, por lo que podrían considerarse apropiadas cuando se asume independencia de los factores, al menos desde un punto de vista conceptual (Fabrigar, Wegener, MacCallum & Strahan, 1999; Beavers et al., 2013). El método de rotación ortogonal más utilizado es “varimax” que “busca re-distribuir la varianza a lo largo de todos los componentes en la matriz de carga. Su principal característica es la intentar concentrar la carga factorial de una variable en un solo factor, maximizando así la dispersión de carga entre factores y evitar que esta variable dé cargas factoriales altas por diversos factores (Bezerra, 2009).

La selección de factores con valores propios de 1 -interpretación del diagrama “scree plot” sugiere 3 factores (Figura 1).

**Tabla 10**

*Matriz de componente rotado (para tres factores)*

	Componente		
	1	2	3
V1	,166	,741	,252
V2	,159	,877	,086
V3	,320	,575	,382
V4	,057	,030	,497
V5	,539	,276	,655

V6	-,092	,019	,731
V7	,253	,643	,449
V8	-,182	,528	,637
V9	-,100	,441	,122
V10	,237	,680	,060
V11	,273	,739	-,112
V12	,326	,465	,477
V13	,466	,320	,574
V14	,787	,163	,067
V15	,935	,156	,068
V16	,808	,112	-,007
V17	,800	,158	,087
V18	,867	,155	,144
V19	,685	,218	,570
V20	,836	,087	,124
V21	,358	,506	,452
V22	,504	,335	,569

Método de extracción: análisis de componentes principales.

Método de rotación: Varimax con normalización Kaiser.

La rotación ha convergido en 5 iteraciones

La Tabla 10, recoge el modelo teórico provisional “ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire”.

### Tabla 11

*ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire*

Factor	Ítems	
Factor I:	7	14, 15, 16, 17, 18, 19, 20
Factor II:	8	1, 2, 3, 7, 9, 10, 11, 21
Factor III:	7	4, 5, 6, 8, 12, 13, 22
Total	22	

### **Análisis factorial confirmatorio (El modelo SEM, Structural Equation-Modeling)**

La técnica de SEM se considera una extensión de varias técnicas multivariantes de regresión múltiple, el análisis factorial principalmente y el análisis de senderos (Afifi y Clark, 1990).



Los SEM trabajan con variables observables o medibles (aquellas que tienen un valor de entrada) y una variable latente o no observada (que no tiene valor como tal y que puede utilizarse como un concepto), fortaleciendo las correlaciones utilizadas y realizando estimaciones más precisas de los coeficientes estructurales.

Los principales especialistas en el SEM consideran seis pasos a seguir para aplicar esta técnica: especificación, identificación, estimación de parámetros, evaluación del ajuste, reespecificación del modelo e interpretación de resultados (Kaplan, 2000; Kline, 2005).

Para evaluar el ajuste entre el modelo teórico y el modelo empírico, se utilizaron los siguientes valores de ajuste: bondad de ajuste absoluto (determina el grado en que el modelo general predice la matriz de correlaciones), medidas de ajuste incremental (estas medidas comparan el modelo propuesto con algún otro existente) y el ajuste de parsimonia (estas relacionan la calidad de ajuste del modelo con el número de coeficientes estimados necesarios para conseguir el nivel de ajuste; los valores se congregan en tres grupos, bajos, adecuados o elevados dependiendo de su valor, ya que este oscila entre 0 y 1) (Escobedo Portillo, Hernández Gómez, Estebané Ortega y Martínez Moreno, 2016).

Se aplicó el programa AMOS de SPSS versión 24 para el ajuste del modelo de Análisis Factorial. En el diagrama de la Figura 12, se pueden observar las estimaciones estandarizadas para cada uno de los parámetros libres del modelo propuesto, realizadas con el criterio de máxima verosimilitud.

Se observa que en “multivariante” el valor c.r. da por encima de 1,96 (158,655), por lo tanto, el conjunto de las variables satisface el supuesto de normalidad (Tabla 12).

**Tabla 12**

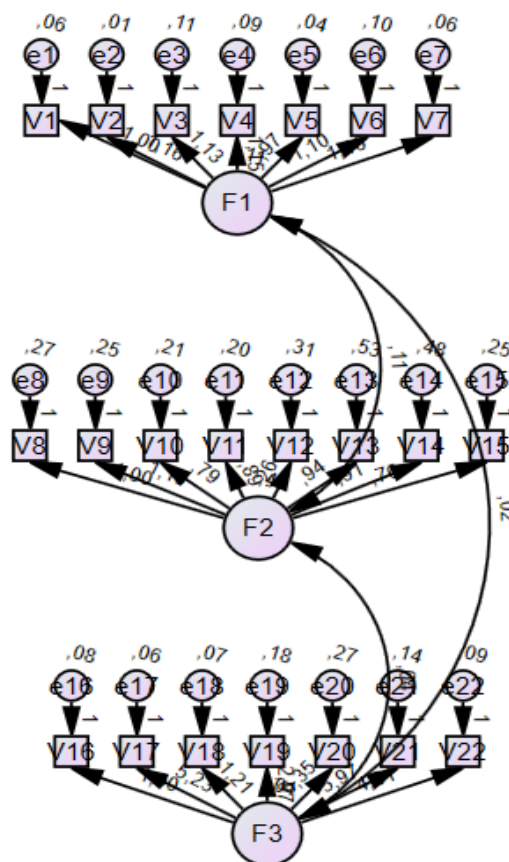
*Test de normalidad (Assessment of normality)*

Variable	min	max	skew	c.r.	Kurtosis	c.r.
V22	1,000	5,000	5,090	24,761	29,981	72,927
V21	1,000	5,000	3,803	18,501	16,676	40,564
V20	1,000	5,000	3,278	15,946	11,279	27,435
V19	1,000	5,000	6,843	33,290	49,059	119,333
V18	1,000	3,000	5,472	26,619	30,765	74,834
V17	1,000	5,000	5,837	28,395	38,043	92,537
V16	1,000	3,000	3,971	19,320	16,423	39,948
V15	1,000	5,000	3,194	15,539	11,617	28,257
V14	1,000	5,000	2,810	13,671	7,878	19,163
V13	1,000	5,000	2,018	9,815	4,101	9,975
V12	1,000	5,000	5,027	24,455	27,574	67,071
V11	1,000	5,000	4,354	21,182	19,045	46,326
V10	1,000	5,000	3,941	19,170	17,481	42,522
V9	1,000	5,000	2,287	11,124	5,528	13,446

Variable	min	max	skew	c.r.	Kurtosis	c.r.
V8	1,000	5,000	2,936	14,284	9,051	22,015
V7	1,000	5,000	5,790	28,165	39,712	96,595
V6	1,000	5,000	6,262	30,463	40,710	99,024
V5	1,000	5,000	8,398	40,857	80,018	194,637
V4	1,000	5,000	6,038	29,372	38,343	93,267
V3	1,000	5,000	7,048	34,285	50,018	121,665
V2	1,000	5,000	7,528	36,621	63,800	155,188
V1	1,000	5,000	6,830	33,225	54,484	132,528
<b>Multivariate</b>					<b>865,312</b>	<b>158,655</b>

**Figura 2**

*Análisis factorial confirmatorio*



El modelo indicó un ajuste aceptable,  $\chi^2 = 938,132$ ;  $\chi^2/df = 206$ ; RMSEA = 0,78; RMR= 0,35; CFI= ,909; TLI= ,890; NFI= ,912; IFI= ,890; PRATIO= ,892; PGFI= ,710 (entre 0,5-0,7 aceptable); PNFI= ,587 (ajuste medio);

La Tabla 12 enumera las estadísticas de ajuste del modelo. Los resultados estadísticos confirman que el modelo teórico propuesto es adecuado.

Por tanto, se concluye que la estructura factorial inicial de la escala adaptada presentó resultados satisfactorios de fiabilidad y de validez,

**Tabla 13***Índices de bondad de ajuste*

Índices	Ajuste absoluto				Incrementables /relativos				Parsimonia		
	X <sup>2</sup>	X <sup>2</sup> /df	RMSEA	RMR	CFI	TLI	NFI	IFI	PRATIO	PGFI	PNFI
Valores	938,132	206	,78	0,35	,909	,890	,912	,890	,892	,710	,587

### Discusión

La consistencia interna del “ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire” para adolescentes se consideró aceptable para los factores X, XX y XXX. En general, se han encontrado índices que oscilan entre 0,931 ( $\alpha$  de Cronbach) y ,930 ( $\omega$  de McDonald) para la dimensión X;  $\alpha = ,889$  y  $\omega = ,892$  para la dimensión XX y  $\alpha = ,846$  y  $\omega = ,852$  para la dimensión XXX. Estos índices son algo inferiores a los obtenidos por Herrera López et al. (2017)  $\alpha = 0,97$ ,  $\alpha = 0,93$  y  $\alpha = 0,96$ , respectivamente. Sin embargo, estos autores obtuvieron una estructura factorial de dos factores.

Valores superiores en  $\omega$  de McDonald se obtuvieron respecto al estudio de Álvarez Martín et al. (2022) cuyos índices oscilaron entre  $\omega = ,72$  y  $\omega = ,82$ .

Se puede establecer que el instrumento ECIPQ es necesario para detectar la implicación de adolescentes que son víctimas o agresiones para que los investigadores y quienes aplican el ECIPQ puedan abordar el ciberbullying en el colegio.

### Conclusiones

Se concluye que el cuestionario “ECIP-Q European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire” cuenta con evidencias psicométricas para su aplicación como instrumento de cribado en adolescentes paraguayos. No obstante, se sugiere realizar futuras investigaciones para obtener mayores evidencias de validez, fiabilidad y equidad, y elaborar datos normativos.

Se considera que contribuye a la psicometría paraguaya, ya que el ECI-P, es un instrumento europeo con reconocimiento internacional, al ser validado en el contexto educativo paraguayo podrá ser utilizado no sólo para la detección de ciberbullying en las instituciones educativas sino también para la realización de investigaciones sobre este fenómeno creciente a nivel mundial.

## Referencias

- Affi, A. & Clark, V. (1990). *Computer aided multivariate analysis*. Chapman & Hall: New York.
- Álvarez Marín, I., Pérez Albéniz, A., Lucas Molina, B., Martínez Valderrey, V. y Fonseca Pedrero, E. (2022). Development and Validation of a Brief Version of the European Bullying and Cyberbullying Intervention Project Questionnaires (EBIP-Q and ECIP-Q). *Psicothema*, 34(4), 571-581. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.156> Corresponding author: Ildfonso Álvarez Marín, [ildfonso.alvarez@ui1.es](mailto:ildfonso.alvarez@ui1.es)
- Alvarado Lagunas, E. y Luyando Cuevas, J. (2013). Alimentos saludables: la percepción de los jóvenes adolescentes en Monterrey, Nuevo León. *Estudios sociales*, 21(41), 143-164
- Beavers, A.S., Lounsbury, J. ., Richards, J.K., Huck, S.W., Skolits, G.J. & Esquivel, S. L. (2013). Practical considerations for using exploratory factor analysis in educational research. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 18(6). <http://pare-online.net/pdf/v18n6.pdf>
- Bezerra, F.A. (2009). *Análise fatorial*. In *Análise multivariada para os cursos de administração, ciências contábeis e economia*, 73-130. São Paulo: Atlas.
- Brighi, A., Ortega, R., Pyzalski, J., Scheithauer, H., Smith, P. K., Tsormpatzoudis, C. & Thompson, J. (2012). *European Bullying Intervention Project Questionnaire (EBIPQ)* (Unpublished manuscript). University of Bologna.
- Comrey, A.L. (1973). *A first course in factor analysis*. Nueva York: Academic Press.
- Conway, J.M. & Huffcutt, A.I. (2003). A review and evaluation of exploratory factor analysis practices in organizational research. *Organizational Research Methods*, 6(2), 147-168. doi:10.1177/1094428103251541
- Cook, T. & Campbell, D. (1979): *Quasi-experimentation: Design and analysis issues for field settings*. Boston: Houghton Mifflin.
- Del Rey, P. Elipe, R. & Ortega Ruiz, R. (2012). Bullying and cyberbullying: Overlapping and predictive value of the co-occurrence. *Behavior Psychology*, 24, 608-613.
- Escobedo Portillo, Hernández Gómez, Estebané Ortega y Martínez Moreno, 2016). Modelos de Ecuaciones Estructurales: Características, Fases, Construcción, Aplicación y Resultados. *Cienc Trab.* Ene-Abr, 18(55), 16-22. <https://scielo.conicyt.cl/pdf/cyt/v18n55/art04.pdf>
- Fabrigar, L.R., Wegener, D.T., MacCallum, R.C. & Strahan, E.J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. doi:10.1037/1082-989X.4.3.272

- Ferrando, P.J. y Anguiano Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <http://www.cop.es/papeles>
- Frías Navarro, D., y Pascual Soler, M. (2012). Prácticas del análisis factorial exploratorio (AFE) en la investigación sobre conducta del consumidor y marketing. *Suma Psicológica*, 19(1), 47-58.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error: Algebra and Statistics. *Journal of Marketing Research*, 18, 382-388. <http://dx.doi.org/10.2307/3150980>
- González Alonso, J. & Pazmiño Santacruz, M. (2015). Cálculo e interpretación del Alfa de Cronbach para el caso de validación de la consistencia interna de un cuestionario, con dos posibles escalas tipo Likert. *Revista Publicando*, 2(1). 62-67. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-423821>
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J. & Anderson, R.E. (2010). *Multivariate data analysis: A global perspective* (7a ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Herrera Vega, J.C. y De Jesús Rhamer, B. (2018). Aplicación del análisis factorial exploratorio en la escala de satisfacción de los usuarios. Caso de estudio para una organización no gubernamental. *Revista ESPACIOS*, 39(32). <https://www.revistaespacios.com/a18v39n32/a18v39n32p19.pdf>
- Herrera López, M., Casas, J.A., Romera, E.M., Ortega Ruiz, R. y Del Rey, R. (2017). Validation of the European Cyberbullying Intervention Project Questionnaire for Colombian Adolescents. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20(2), 117-125. DOI: 10.1089/cyber.2016.0414
- Hogan, T. (2004). *Pruebas Psicológicas Una introducción práctica (1º)*. México D.F.: El Manual Moderno
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36.
- Kaplan, D. (2000). *Structural equation modeling: Foundations and extensions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Kline, R.B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd Ed.). New York: Guilford.
- López Aguado, M. y Gutiérrez Provecho, L. (2019). Cómo realizar e interpretar un análisis factorial exploratorio utilizando SPSS. REIRE. *Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, 12(2), 1-14. <http://doi.org/10.1344/reire2019.12.227057>

- Mavrou, I. (2015). Análisis factorial exploratorio: cuestiones conceptuales y metodológicas. *Revista Nebrija de Lingüística Aplicada a la Enseñanza de Lenguas*, 19, 71-80. Doi.org/10.26378/rnlael019283
- Maroco, J. & García Marques, T. (2013). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas? *Laboratório de Psicologia*, 4(1), 65-90.
- McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Merenda, P. (1997). A guide to the proper use of factor analysis in the conduct and reporting of research: Pitfalls to avoid. *Measurement and Evaluation in Counseling and Evaluation*, 30, 156-163.
- Moral de la Rubia, J. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la Varianza Media Extraída. *Psychologia*, 13(2), 25-41. doi: 10.21500/19002386.4119.
- Ortiz Ramírez, L. y Vergel Ortega, M. (2016). Fiabilidad de instrumento para medir resolución de problemas en grado tercero en población vulnerable. *Revista Logos, Ciencia & Tecnología*, 7(3), 157-170.
- Oviedo, H.C. & Campo Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach; An Approach to the Use of Cronbach's Alfa. *Rev. colomb. psiquiatr*, 34(4), 572-580.
- Peñaherrera, S., Saltos Cruz, G., Peñaherrera, A. & Lara, A. (2020). La varianza media extraída y la validez discriminante de un constructo de merchandising. *CienciAmérica*, 9(1). <https://dx.doi.org/10.33210/ca.v9i1.252>
- Pérez, E.R. y Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Vizioli, N. y Pagano, A. (2022). De alfa a omega: Estimación de la confiabilidad ordinal. Una guía práctica. *Revista Costarricense de Psicología*. Jul-Dic, 41(2) 119-136. DOI: <http://dx.doi.org/10.22544/rcps.v41i02.02>
- Zeller, R.A. & Carmines, E.G. (1980). *Measurement in the social sciences, the link between theory and data*. Cambridge. Reino Unido. Cambridge University Press.