

Propiedades psicométricas del Cuestionario de Conductas Disociales en estudiantes de secundaria de Piura

Psychometric properties of the Antisocial Behavior Questionnaire in secondary school students in Piura

Miguel Edgardo Calderon Castillo

mcaldersonc1@ucvvirtual.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0003-0153-9254>

Universidad Cesar Vallejo. Trujillo, Perú

Julissa Torres Gamonal

tgamonalj@ucvvirtual.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0003-2707-4707>

Universidad Cesar Vallejo. Trujillo, Perú

Artículo recibido: 15 de diciembre de 2025/Arbitrado: 20 de enero de 2026/Aceptado: 09 de febrero 2026/Publicado: 02 de marzo de 2026

<https://doi.org/10.62319/simonrodriguez.v.6i11.135>

RESUMEN

Las conductas disociales en adolescentes constituyen un reto para los sistemas educativos contemporáneos, lo que requiere de instrumentos de evaluación válidos y confiables para poder identificarlas a tiempo. Por eso, el objetivo de esta investigación fue determinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Conductas Disociales en estudiantes de educación secundaria de Piura, Perú. Se realizó un estudio instrumental con una muestra de 243 estudiantes de educación secundaria, a quienes se aplicó el Cuestionario de Conductas Disociales compuesto en sus inicios por 36 ítems dicotómicos. El análisis factorial exploratorio identificó una estructura de 7 factores que explicaron el 65.7 % de la varianza total, con 32 ítems que presentaron cargas factoriales superiores a .40. Los coeficientes de confiabilidad alfa y omega se ubicaron en rangos aceptables para seis factores ($\alpha > .63$; $\omega > .65$), aunque el factor 7 mostró valores marginales ($\alpha = .532$; $\omega = .554$). El índice KMO alcanzó .681 y la prueba de Bartlett resultó significativa ($\chi^2 = 6537.03$; $p < .001$). Las normas percentilares establecidas reflejaron una distribución con tendencia hacia puntuaciones bajas. Se concluye que, el Cuestionario de Conductas Disociales presenta propiedades psicométricas aceptables para su aplicación en estudiantes de educación secundaria de Piura.

Palabras clave:

Adolescencia;
Conducta antisocial;
Conducta disocial;
Psicometría; Validez
de las pruebas

ABSTRACT

Antisocial behaviors in adolescents pose a challenge to contemporary educational systems, requiring valid and reliable assessment instruments for their timely identification. Therefore, the objective of this research was to determine the psychometric properties of the Antisocial Behavior Questionnaire in secondary school students in Piura, Peru. An instrumental study was conducted with a sample of 243 secondary school students, who were administered the Antisocial Behavior Questionnaire, initially composed of 36 dichotomous items. Exploratory factor analysis identified a 7 factor structure that explained 65.7% of the total variance, with 32 items showing factor loadings greater than .40. The alpha and omega reliability coefficients were within acceptable ranges for six factors ($\alpha > .63$; $\omega > .65$), although factor 7 showed marginal values ($\alpha = .532$; $\omega = .554$). The KMO index reached .681, and Bartlett's test was significant ($\chi^2 = 6537.03$; $p < .001$). The established percentile norms reflected a distribution with a tendency toward low scores. It is concluded that the Questionnaire of Dissocial Behaviors presents acceptable psychometric properties for its application to secondary school students in Piura.

Keywords:

Adolescence; Antisocial
behavior; Dissocial
behavior;
Psychometrics; Test
validity

INTRODUCCIÓN

Las conductas disociales son un fenómeno complicado que afecta el desarrollo psicosocial de los adolescentes y representa un gran reto para los sistemas educativos de hoy en día. Estas conductas van más allá de la simple indisciplina escolar y se convierten en señales de riesgo en trayectorias de vida difíciles. Según Moreno (2025), la adolescencia es una etapa crucial en la que la formación de patrones antisociales puede tener consecuencias duraderas, como el fracaso académico, la exclusión social y la criminalidad. Padrós et al. (2018) indican que para detectar a tiempo los trastornos de conducta, se necesitan herramientas psicométricas robustas que ayuden a identificar manifestaciones relevantes. Además, Phan et al. (2023) destacan la necesidad de crear cuestionarios específicos para evaluar comportamientos antisociales en diferentes grupos, con el reconocimiento de la diversidad en sus expresiones.

En consecuencia, la forma en que se entiende en teoría las conductas antisociales ha avanzado hacia modelos que reconocen su complejidad y cómo se manifiestan de manera diferente en distintos contextos culturales. Villafuerte et al. (2022) documentaron la frecuencia de comportamientos antisociales entre adolescentes en España y su relación con percepciones negativas sobre su salud general. Por otro lado, Blanco et al. (2022) organizaron los problemas de comportamiento en niños desde enfoques conceptuales amplios, recalcaron la necesidad de distinguir entre manifestaciones normales y aquellas que indican patrones clínicamente relevantes. Además, Martínez (2022) examinó la conducta antisocial en escuelas secundarias, donde identificaron factores de riesgo vinculados a dinámicas familiares problemáticas y comunidades desfavorables.

Asimismo, la medición precisa de conductas antisociales enfrenta desafíos metodológicos significativos que pueden afectar la validez de las evaluaciones, en especial cuando los instrumentos no cuentan con propiedades psicométricas adecuadas. Rafiey et al. (2020) desarrollaron y validaron una escala de rasgos antisociales en la población general, en la que demostraron que es posible crear herramientas específicas que capturen diferentes dimensiones del constructo con una confiabilidad adecuada. Begoña (2024) propuso protocolos de evaluación para entender las conductas antisociales en personas privadas de libertad, donde se destaca la necesidad de contar con instrumentos que sean sensibles a las manifestaciones más extremas del espectro conductual. Hauck y Valentini (2022) abordaron el tema de la deseabilidad social en los autorreportes de conducta antisocial, al mostrar cómo los sesgos de respuesta pueden distorsionar los resultados y poner en riesgo la validez del constructo.

Por otro lado, la validación transcultural de herramientas de evaluación se ha vuelto importante, pues se ha reconocido que las manifestaciones de conducta antisocial pueden variar según contextos socioculturales específicos. Liu et al. (2025) validaron un cuestionario sobre comportamiento antisocial en niños y adolescentes con una muestra representativa en China, donde se establecieron normas que reflejan las particularidades culturales en la expresión de estas conductas. Mezquita et al. (2021) revisaron la validez preliminar de la Escala Breve de Comportamiento Antisocial en jóvenes adultos de cuatro países, donde demostraron propiedades psicométricas aceptables, aunque también encontraron variaciones en las estructuras factoriales según contextos nacionales. Villafuerte et al. (2024) estudiaron los comportamientos antisociales en el ámbito escolar, con la diferenciación entre grupos normativos y aquellos en riesgo, lo que proporciona evidencia sobre la necesidad de establecer puntos de corte que estén contextualizados.

A pesar de los avances a nivel internacional en la evaluación de conductas disociales, en Perú hay carencia de herramientas validadas que permitan identificar de manera temprana a los adolescentes en riesgo dentro del sistema educativo. Esta situación es preocupante en la región de Piura, donde

factores como la adversidad socioeconómica, la violencia comunitaria y la escasez de servicios de salud mental se combinan para aumentar la vulnerabilidad de los jóvenes a seguir trayectorias antisociales. Las instituciones educativas no cuentan con diagnósticos confiables que faciliten la detección oportuna de aquellos estudiantes que necesitan intervención especializada. Lo ideal sería disponer de instrumentos psicométricos adaptados culturalmente y con normas locales que guíen decisiones educativas y clínicas basadas en evidencia. Esta investigación se enfoca en esta problemática al validar el Cuestionario de Conductas Disociales en la población estudiantil de Piura, en respuesta a la pregunta: ¿cuáles son las propiedades psicométricas de este instrumento en estudiantes de educación secundaria de la región?

Un estudio en este sentido ayudaría a fortalecer la infraestructura de evaluación psicológica en los entornos educativos de Perú. Esto ofrecería a los profesionales de la educación y la salud mental una herramienta confiable para identificar a los estudiantes que están en riesgo de desarrollar trayectorias antisociales crónicas. Contar con instrumentos que tengan propiedades psicométricas comprobadas facilitaría la implementación de programas preventivos, lo que optimizaría los recursos limitados de las instituciones al priorizar los casos que necesitan más atención. Además, establecer normas percentiles para la población de Piura permitiría hacer interpretaciones diagnósticas más contextualizadas, lo que evitaría errores de clasificación que pueden surgir al aplicar estándares de otros lugares. Por lo tanto, el objetivo de esta investigación fue determinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Conductas Disociales en estudiantes de educación secundaria de Piura, Perú.

METODOLOGÍA

El estudio adoptó un diseño instrumental con un enfoque cuantitativo, centrado en adaptar y evaluar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Conductas Disociales en estudiantes de secundaria. Se optó por un diseño observacional de corte transversal, dado que la recolección de datos se llevó a cabo en un solo momento sin manipulación experimental de variables. La intención fue obtener evidencias sobre la validez de contenido, la estructura y la consistencia interna, además de generar normas percentiles preliminares para la población estudiada. La estrategia metodológica se enfocó en procedimientos estandarizados de evaluación psicométrica y criterios técnicos para la depuración de ítems, lo que asegura que los resultados proporcionen información valiosa para la aplicación del instrumento en contextos educativos similares.

La población objeto de estudio la constituyeron 661 estudiantes que estaban matriculados en los cursos de 3.º a 5.º de secundaria en una institución educativa de la provincia de Piura, en Perú. Para determinar el tamaño de la muestra, se utilizó un nivel de confianza del 95 % y un margen de error del 5 %, del que resultó en una muestra final de 243 participantes. Se aplicó un muestreo no probabilístico por conveniencia, basado en la accesibilidad y la autorización de la institución. Se incluyeron estudiantes que asistían con regularidad y que dieron su asentimiento informado, así como aquellos cuyos padres o tutores firmaron el consentimiento. Se excluyeron cuestionarios incompletos y a los participantes que no cumplían con los criterios de inclusión. Al final, la muestra estuvo compuesta por 129 varones (53.1 %) y 114 mujeres (46.9 %), con edades que oscilaban entre los 13 y 18 años ($M = 15.19$; $DE = 1.10$).

Se empleó el Cuestionario de Conductas Disociales de Rodríguez Vacca (1995) en su formato dicotómico de Sí/No, que originalmente consta de 36 ítems diseñados para identificar comportamientos que infringen normas sociales, familiares y escolares. Se definió el constructo en dimensiones teóricas

basadas en una revisión bibliográfica y se adaptaron las instrucciones para que se ajusten al contexto local. Antes de realizar el análisis formal, se revisó la claridad semántica de los ítems y se recopilieron datos sociodemográficos básicos. Dado que el instrumento no contaba con estudios previos en la población peruana, se evaluó su validez de constructo a través de un análisis factorial exploratorio y se verificó su consistencia interna mediante coeficientes de fiabilidad, lo que proporcionó evidencias iniciales de validez y confiabilidad.

El proceso de recolección siguió un protocolo que había sido aprobado por la dirección de la institución educativa. Se informó a la comunidad escolar sobre los objetivos del estudio y se entregaron los consentimientos informados a los padres o tutores, así como los asentimientos a los estudiantes. La administración del cuestionario se realizó de manera colectiva en el aula, en una sola sesión por grupo, siempre bajo la supervisión del equipo investigador, donde se aseguró el anonimato y la confidencialidad de las respuestas. Se explicaron las instrucciones y se resolvieron dudas sin influir en las respuestas de los participantes. El registro de datos se llevó a cabo entre el 15 de agosto y el 30 de septiembre de 2024, durante el horario escolar regular y en coordinación con la dirección y el cuerpo docente.

El estudio respetó los principios éticos de la Declaración de Helsinki y las normativas nacionales sobre la investigación con menores. Dado que la institución no contaba con un comité de ética formal, la dirección escolar evaluó y aprobó el proyecto a través de una constancia de aprobación, que estaba sujeta a la obtención de consentimientos y asentimientos informados. Se aseguró que la participación fuera voluntaria, se mantuvo la confidencialidad y el anonimato, y se evaluó el riesgo como mínimo, pues la aplicación del cuestionario no implicó procedimientos invasivos ni expuso a los participantes a daños físicos o psicológicos significativos. Además, se establecieron mecanismos para derivar a servicios de apoyo en caso de que algún participante experimentara malestar durante la aplicación.

El análisis estadístico se llevó a cabo con el uso de IBM SPSS Statistics versión 23 y siguió un proceso bien definido. Para ello, se calcularon estadísticas descriptivas para los ítems, como la media, la desviación estándar, la asimetría y la curtosis, además de la correlación ítem-total corregida, en la que se eliminaron aquellos ítems con R_{itc} inferiores a .20. Luego, se evaluó la adecuación de la muestra mediante el índice KMO y la prueba de esfericidad de Bartlett. Para investigar la estructura factorial, se realizaron análisis factoriales exploratorios con la extracción adecuada y rotación oblicua (Oblimin), con la selección de cargas factoriales de al menos .40. Además, se estimó la consistencia interna con el uso del alfa de Cronbach y el omega de McDonald, con intervalos de confianza del 95 %. El nivel de significación establecido para las pruebas inferenciales fue $\alpha = .05$, y las hipótesis se formularon de manera bilateral.

RESULTADOS

A continuación, se presentan los resultados del análisis psicométrico del Cuestionario de Conductas Disociales. Primero, se presenta una evaluación descriptiva de los ítems, lo que ayuda a entender su comportamiento inicial y a decidir si deben incluirse en el modelo. Después, se explican los procedimientos de depuración y el análisis factorial exploratorio, que permiten descubrir la estructura subyacente del instrumento y definir las dimensiones que lo componen. Luego, se reportan los índices de confiabilidad de cada factor, lo que proporciona evidencia sobre la consistencia interna del cuestionario. Por último, se presentan las normas percentilares preliminares, que son útiles para categorizar las puntuaciones directas en la muestra estudiada.

Respecto al análisis descriptivo de los ítems del Cuestionario de Conductas Disociales que se aplicó a la muestra estudiantil, en la Tabla 1 se describen los resultados. En ella, se presentan las medias, las desviaciones estándar, los índices de asimetría y curtosis, además de las correlaciones ítem-total corregidas.

Tabla 1. Análisis de los ítems del cuestionario de conductas disociales (n=243)

Ítem	M	DE	g1	g2	R _{itc}
1. De manera frecuente permanece fuera de casa de noche sin interesarle las prohibiciones y sanciones familiares.	.074	.262	3.27	8.78	.448
2. Asiste de noche a lugares en los cuales permanece gran tiempo por placer, creándose conflictos con sus padres o tutores.	.057	.233	3.82	12.70	.399
3. Ha fugado de su hogar, pernoctando fuera de él, mínimo dos veces.	.070	.255	3.39	9.59	.181
4. Ha desaparecido de su hogar durante un largo período aduciendo cualquier motivo, mínimo una vez en su vida.	.115	.319	2.42	3.91	.169
5. Escapa de clases pretextando cualquier justificación, habiéndose iniciándose antes de los 13 años.	.123	.329	2.30	3.33	.384
6. No asiste a su centro de estudio, por diversión, desde antes de los 13 años.	.123	.329	2.30	3.33	.356
7. Presenta constantes problemas y/o genera conflictos con las actividades escolares.	.090	.287	2.87	6.29	.381
8. Ha sido cambiado de centro educativo por causales disciplinarias.	.057	.233	3.82	12.70	.365
9. Le agrada vincularse a grupos marginados de la sociedad que causan conflictos sociales.	.053	.225	3.99	14.06	.339
10. Interviene en grescas o problemas que violan la ley o las normas sociales.	.071	.262	3.27	8.78	.355
11. Si ha trabajado prefiere los trabajos eventuales en los cuales presenta un rendimiento irregular.	.154	.363	1.90	1.63	.365
12. Incumplimiento de los horarios y reglamentos laborales y las funciones que le encomienden.	.177	.382	1.70	.909	.363
13. Ha sustraído, sistemática o imperceptiblemente, objetos de cierto valor, usando indebidamente o falsificando documentos.	.045	.208	4.40	17.52	.269
14. Ha robado a escondidas bienes familiares o ajenas para utilidad propia o simple recreación.	.127	.334	2.24	3.07	.418
15. Frecuentes Mentiras de manera espontánea para evitar responsabilidades.	.325	.469	.751	-1.44	.396
16. Engaños constantes para lograr beneficios.	.230	.421	1.28	-.344	.548
17. De manera recreativa o seria, ha propiciado o participado en violentar el automóvil o casa de alguna persona.	.061	.241	3.66	11.52	.352
18. En forma individual o en grupo ha destruido bienes de otras personas para sustraer objetos.	.074	.262	3.27	8.78	.401
19. Ha dañado las propiedades de alguna persona de manera deliberada.	.082	.275	3.05	7.41	.344

20. Intencionalmente ha dañado la imagen, reputación o status de alguien mediante comentarios o actos negativos.	.115	.319	2.42	3.91	.269
21. Ha participado en juegos con fuego de manera individual o colectiva causando destrucción a la propiedad ajena.	.074	.262	3.27	8.78	.355
22. Ha provocado de manera intencional fogatas o incendios para originar daños.	.057	.233	3.82	12.70	.236
23. Usando la seducción o intimidación ha forzado a alguien a una actividad sexual.	.037	.189	4.93	22.52	.378
24. Ha intervenido activamente induciendo en actos sexuales violentos o forzados.	.024	.155	6.16	36.29	.326
25. Ha sustraído bienes en forma individual enfrentándose a su víctima.	.045	.208	4.40	17.52	.427
26. Ha participado o realizado robos en grupos enfrentándose a su víctima.	.065	.248	3.52	10.49	.537
27. Individual o colectivamente ha realizado actos de crueldad y maltrato a animales, (incluida su mascota).	.185	.389	1.63	.665	.340
28. Ha provocado la muerte a animales por simple entretenimiento.	.102	.304	2.63	4.96	.368
29. Ha insultado o maltratado físicamente a alguien, sin presentar después remordimiento sincero.	.177	.382	1.70	.909	.341
30. Ha realizado actos de crueldad, maltrato físico contra familiares o desconocidos.	.070	.255	3.39	9.59	.385
31. Ha propiciado o intervenido en agresiones físicas con objetos o armas: ladrillos, cadena, botella rota, cuchilla, etc.	.041	.190	4.64	19.77	.439
32. Ha presentado arrebatos de violencia llegando a agredir a otros con objetos o armas.	.020	.142	6.79	44.55	.345
33. De manera súbita y sin causa justificada inicia peleas.	.074	.262	3.27	8.78	.460
34. Participa u origina peleas con enfrentamiento físico a otros.	.078	.269	3.16	8.06	.536
35. Verbaliza argumentos inconsistentes, absurdos, acerca de su persona.	.045	.208	4.40	17.52	.379
36. Utilizando el fanfarroneo o alarde, trata de intimidar a otros.	.070	.255	3.39	9.59	.279

Nota: M=media; DE=desviación estándar; g1=Asimetría; g2=Curtosis; Ritc=Índice de homogeneidad. Dado el formato dicotómico, la asimetría y curtosis elevadas se consideran esperables en este tipo de escalas.

El análisis preliminar de los ítems del Cuestionario de Conductas Disociales mostró medias que oscilan entre .020 y .325, con desviaciones estándar que van de .142 a .469. Esto indica una tendencia hacia puntuaciones bajas y una distribución que se concentra en la falta de conductas disociales. La mayoría de los ítems mostró valores de curtosis superiores a ± 1.5 , algo que es bastante común en escalas dicotómicas, donde las respuestas tienden a dividirse. Las correlaciones ítem-total variaron entre .236 y .548, lo que refleja un nivel aceptable de uniformidad en la mayoría de los reactivos. Sin embargo, los ítems 3 y 4 tuvieron correlaciones por debajo de .20, lo que llevó a su eliminación debido

a su baja capacidad discriminativa. Esta depuración facilitó el avance hacia un análisis factorial exploratorio con un conjunto de ítems más coherente y psicométricamente robusto.

Estos hallazgos denotan que el cuestionario tiene un núcleo de ítems que puede diferenciar de manera eficaz entre estudiantes con diferentes niveles de conductas disociales, lo que respalda su uso como una herramienta de evaluación inicial. Al eliminar los ítems que presentan baja correlación, se refuerza la consistencia interna del instrumento y se mejora la validez de los resultados que se obtienen. La baja frecuencia de conductas en la muestra indica un perfil estudiantil que se ajusta en su mayoría a las normas sociales, aunque algunos ítems con alta homogeneidad ayudan a identificar casos con mayor riesgo. Estos resultados son un paso importante para establecer normas percentiles preliminares y fortalecer la relevancia del cuestionario en contextos educativos similares.

Por otro lado, el análisis de adecuación muestral y de esfericidad confirmó que era pertinente aplicar un análisis factorial exploratorio al cuestionario. El índice KMO alcanzó un valor de .681, lo que indica un nivel aceptable de intercorrelación entre los ítems y refleja que la matriz de datos es adecuada para identificar factores latentes. La prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($\chi^2 = 6537.03$; gl = 630; $p < .001$), lo que demuestra que las correlaciones entre los ítems no son casuales y que hay suficiente relación para proceder con la técnica factorial. La extracción de la matriz factorial se llevó a cabo mediante rotación oblicua (Oblimin), lo que permitió considerar la posible interdependencia entre los factores. En este proceso, se seleccionaron solo los ítems con cargas factoriales iguales o superiores a .40, esto aseguró la inclusión de reactivos con adecuada representatividad y capacidad de explicar la estructura subyacente del constructo. Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2. *Análisis factorial exploratorio con rotación Oblimin del Cuestionario de Conductas Disociales (n=243)*

Ítems	Factores							Comunalidades
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	
Ítem 31	.913							.021
Ítem 9	.692							.164
Ítem 34	.651							.183
Ítem 18	.537							.301
Ítem 14	.421							.413
Ítem 26		.512						.217
Ítem 23		.892						.079
Ítem 24		.622						.275
Ítem 4		.484						.309
Ítem 2		.444						.344
Ítem 32		.415						.076
Ítem 29			.790					.322
Ítem 30			.707					.142
Ítem 27			.702					.428
Ítem 28			.566					.412
Ítem 6				.717				.306
Ítem 7				.706				.320
Ítem 17				.640				.346
Ítem 19				.619				.012
Ítem 33				.477				.296

Ítem 22					.799		.342
Ítem 21					.640		.080
Ítem 11					.634		.421
Ítem 25					.546		.224
Ítem 35					.510		.356
Ítem 8						.883	.086
Ítem 13						.617	.364
Ítem 5						.557	.272
Ítem 12						.464	.504
Ítem 36							.685
Ítem 1							.503
Ítem 15							.477
Var. Exp.	11.5	10.3	9.8	9.3	9.3	9.2	6.3
Por factor							
Var. Acum.	11.5	21.7	31.5	40.8	50.1	59.3	65.7
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
F1	-						
F2	.297	-					
F3	.235	.207	-				
F4	.223	.202	.358	-			
F5	.250	.313	.202	.183	-		
F6	.187	.198	.049	.144	.143	-	
F7	.093	.088	.154	.174	.005	.157	-

En la Tabla 2, se presenta la estructura factorial que se obtuvo tras realizar un análisis exploratorio con rotación Oblimin. En este análisis, se identificaron siete factores que agrupan de manera coherente los ítems del cuestionario. Durante el proceso, se llevó a cabo una depuración inicial de los ítems 3 y 4, pues mostraban correlaciones ítem-total inferiores a .20. Además, se eliminaron los ítems 10, 16 y 20 debido a que sus cargas factoriales eran menores a .40. Al final, la solución quedó compuesta por 32 ítems distribuidos en siete factores, cada uno con un conjunto de reactivos que reflejan dimensiones específicas de las conductas disociales. En total, estos factores explicaron el 65,7 % de la varianza total, lo que demuestra que la estructura factorial es robusta y está alineada con la naturaleza multidimensional del constructo evaluado.

Estos resultados indican que el cuestionario es efectivo para captar diversas manifestaciones de conductas disociales en la población estudiantil, lo que refuerza su validez como constructo. La organización en siete factores permite una interpretación más precisa de las dimensiones subyacentes, lo que facilita la identificación de perfiles de riesgo diferenciados. Al eliminar ítems con baja discriminación, se mejoró la consistencia interna y la claridad conceptual del instrumento, con lo que se asegura que cada factor represente de manera adecuada un aspecto del comportamiento disocial. Esta estructura factorial representa un avance significativo en el fortalecimiento del cuestionario como herramienta diagnóstica preliminar y proporciona bases sólidas para establecer normas percentiles en contextos educativos similares.

Asimismo, en la Tabla 3 se presenta el análisis de confiabilidad del Cuestionario de Conductas Disociales, que contiene los coeficientes alfa y omega para cada uno de los siete factores, junto con sus intervalos de confianza. Además, se reportan las medias, desviaciones estándar y correlaciones promedio entre los ítems de cada dimensión.

Tabla 3. Reporte de confiabilidad e intervalos de confianza del Cuestionario de Conductas Disociales (n=243)

Factores	N° de ítems	M	DE	r	α [IC 95%]	ω [IC 95%]
F1	5	.374	.884	.349	.700 [.591 - .809]	.702 [.643 - .760]
F2	6	.321	.795	.274	.633 [.478 - .788]	.653 [.586 - .720]
F3	4	.535	.941	.325	.648 [.547 - .748]	.658 [.586 - .829]
F4	5	.432	.931	.303	.681 [.546 - .816]	.689 [.627 - .751]
F5	5	.379	.846	.288	.651 [.505 - .798]	.663 [.595 - .732]
F6	4	.403	.794	.290	.687 [.555 - .818]	.698 [.613 - .718]
F7	3	.469	.706	.231	.532 [.377 - .688]	.554 [.427 - .681]

Nota: M=Media, DE=Desviación estándar, r=correlación media entre los elementos; α =Coeficiente alfa; ω =Coeficiente Omega; IC= Intervalos de confianza al 95%

Como se puede apreciar en la Tabla 3, los coeficientes alfa y omega se ubicaron en rangos aceptables para los factores 1 al 6, con valores que superan .63, lo que respalda la consistencia interna de la mayoría de las dimensiones. La correlación promedio entre los ítems de cada factor sobrepasó el umbral de .20, lo que indica una buena homogeneidad en las respuestas. Sin embargo, el factor 7 presentó un coeficiente alfa de .532 y un omega de .554, cifras que se consideran bajas y que refleja una menor fiabilidad en la medición de esa dimensión específica. En general, los resultados muestran que el instrumento mantiene niveles satisfactorios de confiabilidad en la mayoría de sus componentes.

Junto con lo anterior, la Tabla 4 presenta las normas percentilares establecidas para el Cuestionario de Conductas Disociales en la muestra analizada. En ella se organizan las puntuaciones directas de los participantes en rangos percentilares, lo que permite ubicar a cada estudiante dentro de un nivel de referencia en relación con el grupo.

Tabla 4. Percentiles para el Cuestionario de Conductas Disociales (n=243)

Percentil	Puntuación directa
10	0
20	0 - 1
30	1-2
40	3-4
50	5-6
60	7-7
70	8-10
80	11-14
90	15-20
M	3.40
DE	4.27

Nota: M=Media, DE=Desviación estándar

Como se puede apreciar en la Tabla 4, al poder situarse a los participantes en diferentes rangos percentilares se hace más fácil la interpretación de sus resultados en comparación con el grupo. La distribución indica una tendencia hacia puntuaciones bajas, lo que significa que hay una menor frecuencia de conductas disociales en la población evaluada. Estos percentiles son un recurso inicial

para clasificar a los estudiantes según sus niveles de riesgo, lo que proporciona criterios objetivos que refuerzan la utilidad diagnóstica del instrumento en entornos educativos.

DISCUSIÓN

El análisis descriptivo de los ítems del Cuestionario de Conductas Disociales mostró que las medias variaban entre .020 y .325, con desviaciones estándar que van de .142 a .469. Esto indica una tendencia hacia puntuaciones bajas y una notable ausencia de conductas disociales en la muestra de estudiantes de Piura. Este hallazgo se alinea con lo que reportó Rodríguez (2022) en estudiantes de secundaria de Huamachuco, quien encontró bajas prevalencias de conductas disociales vinculadas a niveles adecuados de resiliencia. Esto refleja que ciertos factores protectores individuales pueden influir en la manifestación de estos comportamientos en el entorno educativo peruano. De manera similar, Fernández et al. (2025) documentaron que, en adolescentes escolares de Trujillo, la mayoría de los alumnos mostraba niveles mínimos de conducta antisocial cuando contaban con fuertes factores de protección familiar y escolar. Esto reafirma que los estudiantes que reciben un buen apoyo tienden a tener menos transgresiones normativas.

Por otro lado, la depuración inicial del instrumento llevó a la eliminación de los ítems 3 y 4, pues sus correlaciones ítem-total eran inferiores a .20. Esto mostró que no tenían la capacidad necesaria para diferenciar los niveles de conducta disocial en la muestra evaluada. Este enfoque metodológico está respaldado por el trabajo de Espejo et al. (2025), quienes, durante la validación española del Cuestionario de Comportamiento Antisocial Autorreportado, decidieron eliminar reactivos con correlaciones débiles para mejorar la consistencia interna del instrumento. Esto demuestra que una depuración basada en criterios psicométricos puede fortalecer la validez de constructo. Además, Maya et al. (2023) informaron en su estudio con adolescentes españoles con problemas conductuales que la exclusión de ítems con uniformidad insuficiente mejoró las propiedades psicométricas del Inventario de Apego a Padres e Iguales. Estos autores coinciden con el presente estudio en que mantener reactivos débiles puede comprometer la precisión diagnóstica y generar estructuras factoriales inestables.

En consecuencia, el análisis factorial exploratorio identificó una estructura de siete factores que explicaron el 65.7 % de la varianza total, con cargas factoriales superiores a .40 en 32 ítems después de la depuración. Esto confirma que el constructo de conductas disociales en adolescentes peruanos es multidimensional. Sánchez et al. (2022) encontraron resultados similares en escolares adolescentes de Lima y Callao, donde identificaron varias dimensiones de comportamientos psicosociales desajustados organizados en factores distintos relacionados con la agresividad, la transgresión de normas y conductas de riesgo. De manera similar, Argumedos y Solórzano (2024) reportaron en adolescentes colombianos de la Costa Caribe una estructura factorial compleja que diferenciaba entre conductas antisociales encubiertas y manifiestas, lo que respalda la necesidad de modelos multifactoriales para entender la diversidad del comportamiento disocial en la adolescencia.

Además, los coeficientes de confiabilidad alfa y omega se encontraron en rangos aceptables para los factores del 1 al 6, con valores que superan .63. Sin embargo, el factor 7 mostró un coeficiente alfa de .532 y un omega de .554, cifras que se consideran bajas y que indican una menor fiabilidad en esa dimensión específica. Liu et al. (2025) observaron en una muestra representativa de estudiantes en China que, si bien su cuestionario de conducta antisocial demostró buena fiabilidad general, existían variaciones en la consistencia interna entre las distintas dimensiones evaluadas, lo que sugiere que la fiabilidad puede fluctuar dependiendo del constructo específico medido dentro de la conducta

antisocial. Por otro lado, Martínez y Gaeta (2022) documentaron en adolescentes brasileños que los instrumentos de evaluación del comportamiento antisocial a menudo presentan factores con confiabilidades variadas, en especial en aquellos que miden conductas de baja prevalencia o manifestaciones sutiles de transgresión normativa, lo que refleja que hay desafíos metodológicos inherentes a la medición de constructos con distribuciones asimétricas en poblaciones no clínicas.

Es importante señalar que las correlaciones promedio entre los ítems de cada factor superaron el umbral de .20, lo que significa una adecuada similitud en las respuestas y una coherencia conceptual dentro de las dimensiones identificadas. Aranda y Bazán (2025) encontraron en su estudio con hinchas organizados de fútbol en Perú correlaciones inter-ítem similares al evaluar rasgos de personalidad vinculados a conductas antisociales. Esto demuestra que la consistencia interna de las escalas que miden comportamientos transgresores depende en gran medida de la selección de reactivos que compartan núcleos semánticos comunes y que capten manifestaciones conductuales relacionadas. Además, Ordóñez y Shugulí (2023) identificaron en adolescentes ecuatorianos que las correlaciones entre ítems de conducta antisocial y delictiva aumentaban cuando los reactivos evaluaban comportamientos dentro del mismo dominio funcional. Esto indica que la uniformidad interna refleja propiedades estadísticas y también la validez de contenido de las dimensiones evaluadas.

De manera similar, el índice KMO alcanzó un valor de .681 y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($\chi^2 = 6537.03$; $gl = 630$; $p < .001$), con lo que se confirma que la muestra era adecuada para el análisis factorial y que había correlaciones suficientes entre los ítems. Tapia et al. (2023) encontraron índices de adecuación muestral comparables en estudiantes ecuatorianos al evaluar conductas asociales relacionadas con disfuncionalidad familiar, lo que evidencia que muestras de tamaño moderado pueden ofrecer bases estadísticas adecuadas para análisis factoriales cuando las intercorrelaciones entre variables son robustas. De manera similar, Torres et al. (2023) reportaron en una población mexicana valores KMO superiores a .60 al examinar la relación entre la habitabilidad del hogar, el estrés percibido y el comportamiento antisocial, con lo que demuestran que la estructura correlacional de los instrumentos que evalúan conductas disociales tiende a cumplir con los criterios de factorabilidad, incluso en contextos culturales diversos.

Por otro lado, las normas percentilares establecidas mostraron una tendencia hacia puntuaciones bajas, donde el percentil 50 se situó entre 5 y 6. Esto indica que la mayoría de los estudiantes evaluados presenta niveles mínimos de conductas disociales. Vargas (2023) documentó en adolescentes peruanos patrones distributivos similares al analizar conductas antisociales en relación con las dinámicas familiares y los estilos de crianza. Identificó que las poblaciones escolares con un buen funcionamiento familiar tienden a mostrar una menor prevalencia de comportamientos problemáticos. Por otro lado, Spaan et al. (2023) informaron que, en adolescentes holandeses en riesgo, las distribuciones eran más dispersas, con una mayor representación en percentiles altos al utilizar el Cuestionario de Capacidades y Dificultades. Esto denota que las características de la muestra y los criterios de selección inciden en los parámetros normativos, lo que hace necesario desarrollar baremos específicos para cada contexto poblacional.

No menos importante, la estructura factorial multidimensional que se ha identificado, junto con las propiedades psicométricas aceptables en la mayoría de los factores, respalda la utilidad del Cuestionario de Conductas Disociales como una herramienta valiosa para la evaluación preliminar en los contextos educativos de Perú. Villanera y Palacios (2025) destacaron en su revisión sobre el clima familiar y las conductas antisociales en adolescentes que contar con instrumentos válidos y confiables es un requisito esencial para implementar programas preventivos basados en evidencia. Esto permite

identificar de manera temprana a los estudiantes en riesgo que necesitan intervención especializada. Por otro lado, Ruiz et al. (2022) demostraron en una población española que los cuestionarios con propiedades psicométricas robustas facilitan la evaluación de comportamientos problemáticos en el ámbito escolar. Esto refleja la importancia de tener instrumentos que estén culturalmente adaptados.

A pesar de los valiosos aportes de esta investigación, es importante reconocer algunas limitaciones que afectan la generalización de los hallazgos. La muestra se centró solo en estudiantes de educación secundaria de Piura, lo que restringe la posibilidad de aplicar los resultados a otras regiones de Perú que tienen características sociodemográficas diferentes. Además, el diseño transversal no permitió evaluar la estabilidad temporal de las propiedades psicométricas del instrumento, un aspecto fundamental para determinar su confiabilidad en pruebas repetidas. La confiabilidad algo baja del factor siete indica que sería necesario hacer ajustes, ya sea mediante la reformulación de los ítems o al añadir preguntas que capturen mejor esa dimensión específica.

Futuras investigaciones deberían enfocarse en superar estas limitaciones a través de estudios que contemplen muestras representativas de diferentes regiones de Perú. Esto permitirá establecer normas nacionales y evaluar la invarianza factorial del instrumento en contextos geográficos variados. Es crucial llevar a cabo análisis factoriales confirmatorios que validen la estabilidad de la estructura de los siete factores que se han identificado, así como explorar modelos alternativos que puedan mejorar el ajuste. Además, la implementación de diseños longitudinales facilitaría la evaluación de la estabilidad a lo largo del tiempo y la capacidad predictiva del cuestionario en relación con trayectorias de conducta disocial.

CONCLUSIONES

El Cuestionario de Conductas Disociales demostró tener propiedades psicométricas aceptables para su aplicación en estudiantes de secundaria en Piura, Perú. A través de un análisis factorial exploratorio, se identificó una estructura de siete factores que explicaron el 65.7 % de la varianza total, con cargas factoriales superiores a .40 en 32 ítems después de eliminar aquellos con baja capacidad discriminativa. Los coeficientes de confiabilidad alfa y omega se situaron en rangos aceptables para seis de los siete factores, con valores que superaron .63, aunque el séptimo factor presentó coeficientes marginales de .532 y .554, respectivamente. El índice KMO alcanzó .681 y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($\chi^2 = 6537.03$; $p < .001$), lo que confirma que la muestra es adecuada para el análisis factorial. Las correlaciones ítem-total corregidas variaron entre .236 y .548, lo que indica una uniformidad adecuada en la mayoría de los ítems. Las normas percentilares establecidas mostraron una distribución que tiende hacia puntuaciones bajas, donde el percentil 50 correspondió a puntuaciones directas entre 5 y 6.

Estos resultados indican que el instrumento es una herramienta válida para evaluar conductas disociales en el contexto educativo de Piura, lo que ayuda a identificar de manera temprana a los estudiantes en riesgo que necesitan intervención especializada. Se recomienda fortalecer el factor 7 añadiendo ítems que mejoren su consistencia interna y su capacidad para discriminar. Las instituciones educativas podrían usar este cuestionario como parte de un protocolo de tamizaje, donde se enfoquen recursos en aquellos casos que superen el percentil 70. Además, se sugiere llevar a cabo estudios de validación confirmatoria para asegurar la estabilidad de la estructura factorial encontrada y establecer normas regionales específicas. Los profesionales de la salud mental y la educación deben interpretar las puntuaciones según los factores contextuales y complementar la evaluación con entrevistas clínicas estructuradas que profundicen en las conductas específicas identificadas por el instrumento.

REFERENCIAS

- Aranda, M. y Bazán, E. F. (2025). Relación entre los rasgos de personalidad y la conducta antisocial en una hinchada organizada de un club de fútbol. *Revista Científica de la Facultad de Filosofía*, 21(1). <https://doi.org/10.57201/rcff.v21ej1.30>
- Argumedos, C. y Solórzano, M. del C. (2024). Conductas antisociales y delictivas en una muestra de adolescentes colombianos entre 11 y 17 años pertenecientes a una región de la Costa Caribe. *Revista Logos Ciencia & Tecnología*, 16(1), 32-51. <https://doi.org/10.22335/rlct.v16i1.1888>
- Begoña, M. (2024). Protocolo de evaluación para la comprensión de conducta antisociales en sujeto privado de libertad. *PSIQUIS UBA*, 5(1), 62-72. <https://revistasuba.com/index.php/PSIQUISUBA/article/view/971>
- Blanco, B., Fernández, H. G., Ortega, J. A. y Germano, G. (2022). Problemas Comportamentales en la Infancia: Conceptualización, evaluación e impacto. *Subjetividad y Procesos Cognitivos*, 26(2), 1-29. <https://publicacionescientificas.uces.edu.ar/index.php/subyprocog/article/view/1343>
- Espejo, R., Nasaescu, E., Zych, I. y Farrington, D. P. (2025). Spanish Validation of the Self-Reported Antisocial Behavior Questionnaire and Comparison of Adolescent Antisocial Behaviors Between Pittsburgh and Cordoba. *Crime & Delinquency*, 71(6-7), 1957-1980. <https://doi.org/10.1177/00111287231164919>
- Fernández, M. M., Vera, V. G., & Rincón, I. B. (2025). Conducta antisocial y violencia en adolescentes escolares de Trujillo, Perú: factores de riesgo y protección. *Revista Hispanoamericana de Ciencias de la Salud*, 11(2), 81-87. <https://doi.org/10.56239/rhcs.2025.112.966>
- Hauck, N. y Valentini, F. (2022). Modeling Social Desirability in the Antisocial Self-Report (ASR-13) scores. *Avaliação Psicológica*, 21(4), 418-426. <https://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v21n4/06.pdf>
- Liu, W., Fan, X., Wu, J., Lin, S., Xia, L. y Zhang, J. (2025). Validation of the child and adolescent antisocial behavior questionnaire: Based on a large-scale nationally representative sample. *Current Psychology*, 44(2), 907-919. <https://doi.org/10.1007/s12144-025-07323-y>
- Martínez, E. S. (2022). Conducta antisocial en adolescentes de escuelas secundarias. *Formación Estratégica*, 6(02), 75-105. <https://www.formacionestrategica.com/index.php/foes/article/view/90>
- Martínez, V. y Gaeta, M. (2022). Educational Prevention of Antisocial and Delinquent Behavior in Brazilian Adolescents. *Psicothema*, 4(34), 544-552. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.118>
- Maya, J., Arcos, A. I. y Hidalgo, V. (2023). Psychometric Properties of the Inventory of Parents-Peer Attachment (IPPA) in Adolescents with Behavioural Problems. *Clínica y Salud*, 34(3), 131-137. <https://doi.org/10.5093/clysa2023a13>
- Mezquita, L., Bravo, A. J., Pilatti, A., Ortet, G. y Ibáñez, M. I. (2021). Preliminary validity and reliability evidence of the Brief Antisocial Behavior Scale (B-ABS) in young adults from four countries. *PLOS ONE*, 16(2), e0247528. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0247528>
- Moreno, F. J. (2025). El peritaje psicológico de la reincidencia delictiva en menores y adultos. *Revista Jurídica Cajamarca*, (16), 1-13. <https://doi.org/10.5281/ZENODO.15019993>
- Ordóñez, J. y Shugulí, C. (2023). Consumo de alcohol y conducta antisocial-delictiva en adolescentes. *Chakiñan Revista de ciencias sociales y humanidades*, (22), 145-158. <https://doi.org/10.37135/chk.002.22.09>
- Padrós, F., Olavarrieta, A. D., Martinez, M. P. y González, F. (2018). Estudio psicométrico del Cuestionario de Detección del Trastorno de Conducta (CDTC). *Psicodebate*, 18(1), 7-20. <https://doi.org/10.18682/pd.v18i1.701>
- Phan, T. X., Reeder, J. E., Keener, L. C., Considine, C. M., Zald, D. H., Claassen, D. O. y Darby, R. R. (2023). Measuring Antisocial Behaviors in Behavioral Variant Frontotemporal Dementia With a Novel Informant-Based Questionnaire. *The Journal of Neuropsychiatry and Clinical Neurosciences*, 35(4), 374-384. <https://doi.org/10.1176/appi.neuropsych.20220135>
- Rafiey, H., Alipour, F., Lebeau, R. y Salimi, Y. (2020). Development and Validation of the Antisocial Traits Scale in the General Population. *Criminal Justice and Behavior*, 47(3), 369-380.

<https://doi.org/10.1177/0093854819892896>

- Rodríguez, S. E. (2022). Resiliencia como predictora de conductas disociales en estudiantes de educación secundaria de Huamachuco, 2021. *Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar*, 6(6), 6250-6269. https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v6i6.3872
- Rodríguez Vacca, J. (1995). Cuestionario de Conductas Disociales [Instrumento no publicado].
- Ruiz, J. A., Ruiz, C. M., López, D. P., Llor, L., Pagán, M., Jiménez, J. A. y Puente, E. (2022). Evaluation of School Climate Behaviors in the School Context: CONVIVE Questionnaire. *Youth & Society*, 54(5), 833-857. <https://doi.org/10.1177/0044118X21997852>
- Sánchez, H. H., Matos, P. y Reyes, C. (2022). Comportamientos psicosociales desajustados y su incidencia en la propensión a la conducta violenta en escolares adolescentes de Lima y Callao. *Ciencia y Psique*, 2(2), 13-38. <https://doi.org/10.59885/cienciaypsique.2023.v2n2.01>
- Spaan, P., van den, F., Grootendorst, N. H., Hoogendijk, W. J. G. y Roza, S. J. (2023). Screening for disruptive behavior in adolescents at risk using the strengths and difficulties questionnaire. *Journal of Research on Adolescence*, 33(4), 1085-1097. <https://doi.org/10.1111/jora.12858>
- Tapia, M. C., Fajardo, J. P., Alvarado, E. A., Romero, J. D. y Chicaiza, L. A. (2023). Las familias disfuncionales como predictores de conductas asociales en los estudiantes de edades comprendidas entre los 14 a 16 años de una Unidad Educativa de la Ciudad de Loja. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades*, 4(5), 218-244. <https://doi.org/10.56712/latam.v4i5.1314>
- Torres, N. Y., Rascón, F. G., Medina, J. A., García, R. A., Poblete, E. y García, G. R. (2023). Home habitability, perceived stress and antisocial behaviour. *International Journal of Social Psychology*, 38(2), 355-378. <https://doi.org/10.1080/02134748.2022.2158592>
- Vargas, R. E. (2023). Predicción de conductas antisociales adolescentes mediante relaciones intrafamiliares y estilos de crianza. *Revista de Climatología*, 23, 1287-1296. <https://doi.org/10.59427/rcli/2023/v23cs.1287-1296>
- Villafuerte, A., Abate, M., Moreno, C. y Ramos, P. (2024). Antisocial behaviors at school: Analysis of normative and at-risk groups. *Children and Youth Services Review*, 166, 107918. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2024.107918>
- Villafuerte, A., Ramos, P., Rivera, F. y Moreno, C. (2022). Antisocial behavior of Spanish adolescents: Prevalence and relationship with their perceived global health. *Behavioral Psychology*, 30(3), 641-661. <https://doi.org/10.51668/bp.8322303n>
- Villanera, M. y Palacios, M. J. (2025). El impacto del clima familiar en las conductas antisociales y delictivas de los adolescentes. *Revista InveCom*, 5(3). <https://doi.org/10.5281/zenodo.14502170>