



ORIGINAL

Propiedades psicométricas de la Escala de Desconexión Moral Colectiva en el Aula en adolescentes peruanos

Carlos Puma-Maque^{a,*} , Michael White^b , María del Carmen Cárdenas-Zúñiga^a 

^aUniversidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Perú
^bEscuela de Posgrado, Universidad Peruana Unión, Lima, Perú

Recibido el 10 de marzo de 2024; aceptado el 12 de junio de 2024

Resumen

Introducción: la desconexión moral colectiva (DMC) emplea mecanismos que distorsionan la percepción moral y justifican comportamientos cuestionables en un grupo, y permiten que estos se desvinculen éticamente de acciones perjudiciales. El presente estudio tiene como objetivo evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Desconexión Moral Colectiva en el Aula en adolescentes peruanos. **Método:** se analizaron 646 adolescentes peruanos de siete instituciones educativas secundarias (edad promedio 13.73 años). La escala se tradujo al español y se evaluó mediante el análisis factorial confirmatorio y teoría de respuesta al ítem. **Resultados:** se encontró que el instrumento sigue un modelo unidimensional con 17 ítems, presentando adecuados índices de ajuste y confiabilidad ($\alpha = .97$; $\omega = .97$). La invarianza por sexo y edad se confirmó, demostrando equivalencia en ambos grupos. Los resultados de la Teoría Respuesta Ítem (TRI) respaldaron la fiabilidad y validez de la escala. **Conclusiones:** se ha demostrado que la escala posee niveles destacados de calidad psicométrica, lo que la hace idónea para su aplicación en la evaluación de estrategias que podrían representar un riesgo para el ambiente escolar de esta población.

Palabras clave: Desconexión moral colectiva, psicometría, teoría de respuesta al ítem, invarianza de medida.

© 2024 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Psychometric properties of the Classroom Collective Moral Disengagement Scale among peruvian adolescents

Abstract

Introduction: Collective Moral Disengagement (CMD) employs mechanisms that distort moral perception and justify questionable behaviors within a group, allowing members to ethically disengage from harmful actions. The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of the Classroom Collective Moral Disengagement Scale (CCMDS) in Peruvian adolescents. **Method:** A sample of 646 Peruvian adolescents from seven secondary educational institutions (average age 13.73 years) was

* Autor de correspondencia.
 Correo electrónico: opuma@unsa.edu.pe

<https://doi.org/10.14349/sumapsi.2024.v31.n1.6>

ISSN 0121-4381, ISSN-E 2145-9797 © 2024 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

analyzed. The scale was translated into Spanish and assessed using Confirmatory Factor Analysis and Item Response Theory. **Results:** The instrument was found to follow a unidimensional model with 17 items, showing adequate fit indices and reliability ($\alpha = .97$; $\omega = .97$). Invariance by sex and age was confirmed, demonstrating equivalence across both groups. The IRT results supported the scale's reliability and validity. **Conclusions:** The scale has been shown to have high levels of psychometric quality, making it suitable for evaluating strategies that may pose a risk to the school environment for this population.

Keywords: Collective moral disengagement, psychometric, item response theory, measurement invariance.

© 2024 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

El comportamiento moral de un individuo desempeña un papel fundamental en la sociedad, ya que se reflejan los estándares éticos personales. Se puede analizar desde dos perspectivas: la positiva, con acciones altruistas y de ayuda mutua, y la negativa, que involucra transgredir normas sociales, en ocasiones justificada para evitar consecuencias o sanciones por actos moralmente incorrectos (Bandura, 2016). Bandura (1990) introdujo el concepto de "desconexión moral" (DM), que es la capacidad cognitiva que presentan las personas para separar los valores morales de las acciones, lo que les permite actuar en contra de sus estándares morales sin sentir culpa o remordimiento (Bandura, 2002, 2016). Bandura (1999, 2002, 2016) y Bandura et al. (1996) proponen un modelo teórico con ocho mecanismos de DM, los cuales son justificación moral; etiqueta eufemística; comparación ventajosa; difusión de responsabilidad; desplazamiento de responsabilidad; distorsión de consecuencias; deshumanización y atribución de culpa.

La DM en educación ha generado interés por su relación con la agresividad en niños y adolescentes (Domínguez-Vergara et al., 2023; Gini et al., 2014, 2015; Kokkinos & Kiprissi, 2018). Según la Unesco (2019), el *bullying* afecta al 30 % de los estudiantes a nivel global. En el 2022, el Ministerio de Educación de Perú informó 7626 casos de violencia escolar en el Portal SíseVe. La encuesta nacional sobre relaciones sociales del Instituto Nacional de Estadística e Informática del 2019 muestra que el 75 % de niños y el 81.3 % de adolescentes sufrieron violencia en el aula (28.9 % en el patio). Estas estadísticas resaltan la urgencia de abordar las cuestiones morales que se encuentran detrás de la agresión en las escuelas.

Gini et al. (2014) y Killer et al. (2019) estudiaron la DM individual y su relación con el acoso escolar. La desconexión moral colectiva (DMC), según White et al. (2009), implica la coordinación grupal para justificar acciones inmorales, utilizando los mismos mecanismos que la desconexión individual (Gini et al., 2014). En el acoso escolar, un fenómeno grupal (Carmona-Rojas et al., 2023; Salmivalli et al., 1996, 2010), una alta DMC en adolescentes puede llevar a comportamientos negligentes frecuentes (Gini et al., 2015; Navas et al., 2022; Thornberg et al., 2017), fomenta la intimidación y contribuye a un entorno escolar inseguro (Thornberg et al., 2022; Yang et al., 2022).

En la adolescencia, la influencia del grupo es crucial en la formación de los jóvenes, con la DMC (también se ha estudiado en niños, adultos y en otros ámbitos como el social) siendo relevante. Los adolescentes ajustan sus principios morales según su círculo social (Brechwald & Prinstein, 2011; Oriol et al., 2023). La DMC es más fuerte en la adolescencia media (Paciello et al., 2008), aunque su relación con la edad es debatida por la falta de estudios longitudinales que dificultan demostrar su estabilidad y comprender los cambios en la niñez y la adolescencia (Caravita et al., 2014; Gini et al., 2022; Obermann, 2013; Thornberg, 2023; Thornberg et al., 2021).

Investigaciones recientes señalan que en aulas con altos niveles de DMC, los estudiantes tienen una mayor probabilidad de involucrarse en comportamientos de intimidación, ya sea como agresores o víctimas (Bjärehed et al., 2021; Gini et al., 2014; Thornberg et al., 2023). Se detectan diferencias significativas por sexo, los varones tienden a mostrar mayor inclinación al acoso cibernetico, mientras que las mujeres al hostigamiento verbal; asimismo, niveles más altos de DM se asocian con más ciberacoso y predicen la perpetración del acoso (Bjärehed, 2022; Hoareau et al., 2019; Thornberg et al., 2019; Wang et al., 2016).

Bandura et al. (1996) crearon una escala de 32 ítems para medir la desconexión moral (DM) en niños y adolescentes italianos de 10 a 15 años. Esta escala ha sido validada en diversas culturas, como la norteamericana (Ettekall & Ladd, 2020) y la europea (Romera et al., 2021). El modelo reconoce que estos mecanismos operan tanto a nivel individual como colectivo, lo que implica que los procesos cognitivos que facilitan la DM pueden ser compartidos por grupos. Según Bandura (1999, 2002), esto permite a los grupos minimizar conductas dañinas sin autocensura, y justifican el uso de una escala diseñada para capturar estos procesos en contextos grupales. La DMC puede manifestarse en conflictos intergrupales, violencia política y crímenes de guerra, y respaldan el uso de una escala colectiva para su estudio. Gini et al. (2014) desarrollaron la escala de DMC para abordar este fenómeno. Tras su evaluación en adolescentes italianos de 11 a 16 años, se confirmó una estructura unidimensional con buena confiabilidad. Se logró invarianza de medida por sexo y edad, aunque parcialmente en este último. Kollerová et al. (2018) también evaluaron la escala, y obtuvieron resultados satisfactorios y alta confiabilidad, incluyeron invarianza por sexo a nivel escalar.

En el presente estudio se llevó a cabo una traducción de la escala de DMC al español latinoamericano. Continuando con los estudios anteriores en otros idiomas, se

analizó la carga factorial, invarianza según sexo y edad. Es relevante señalar la falta de evaluación de los modelos de Teoría Respuesta Ítem (TRI). Estos modelos, más avanzados que la Teoría Clásica de los Test (TCT), son ideales para analizar datos de escalas tipo Likert (MacDonald & Paunonen, 2002). Además de estimar la precisión a nivel de ítems, estos ofrecen información crucial sobre la dificultad y capacidad de discriminación de cada ítem, independientemente de las características de la muestra (DeMars, 2010).

La investigación se centra en analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Desconexión Moral Colectiva en el Aula (EDMCA) en adolescentes peruanos de educación secundaria. Se busca determinar la presencia de invarianza. Además, se pretende evaluar la discriminación y dificultad de los ítems mediante un modelo de TRI.

Metodología

Diseño

El estudio actual se clasifica como instrumental, ya que aborda problemas centrados en demostrar las propiedades psicométricas de los instrumentos de medición (Ato et al., 2013; Montero & León, 2007).

Participantes

En el estudio participaron 646 estudiantes provenientes de siete instituciones educativas de la ciudad de Arequipa y se determinó la muestra final sin que se registrara ninguna pérdida de participantes. Dicha muestra es mayor que el promedio (sin extremos) de hasta 555 en estudios publicados en Scopus con un enfoque en análisis factorial confirmatorio (White, 2023). Se empleó muestreo por conveniencia para su selección. Edades entre 11 y 16 años (adolescencia temprana [11-13 años] y media [14-16 años]) (Papalia, 2009). La edad promedio fue de 13.73 años ($DE = 1.46$), con un rango de entre 11 y 16 años; se detallan más datos en la Tabla 1.

Instrumento

La Escala de Desconexión Moral Colectiva en el Aula (EDMCA), desarrollada por Gini et al. (2014), consta de 17 ítems que evalúan los ocho mecanismos de DM dentro de una estructura unidimensional ($\chi^2 [119] = 271.04, p < .001$, CFI = .965, GFI = .974, RMSEA = .044 [90 % CI = .037, .051]). La escala utiliza un formato de respuesta tipo Likert de 1 a 5, donde 1 = “Nadie piensa eso”, 2 = “Alrededor del 25 % piensa eso”, 3 = “Aproximadamente la mitad piensa eso”, 4 = “Alrededor del 75 % piensa eso” y 5 = “Todos piensan eso”. En el estudio de Gini et al. (2014), la EDMCA demostró una alta confiabilidad ($\alpha = .84$ y $\omega = .85$), lo que indica una consistencia interna robusta en las respuestas de los participantes. Para el presente estudio, se recopilaron datos sociodemográficos que incluyen el sexo, la edad, el tipo de colegio (público o privado) y el nivel de instrucción (primer, segundo, tercero, cuarto y quinto año de secundaria).

Tabla 1. Datos sociodemográficos

Características	n (%)
Sexo	
Femenino	284 (44 %)
Masculino	362 (56 %)
Nivel de instrucción	
1º (Edad promedio 12)	179 (27.7 %)
2º (Edad promedio 13)	111 (17.2 %)
3º (Edad promedio 14)	126 (19.5 %)
4º (Edad promedio 15)	112 (17.3 %)
5º (Edad promedio 16)	118 (18.3 %)
Tipo de colegio	
Privado	127 (19.7 %)
Público	519 (80.3 %)
Adolescentes	
Adolescencia temprana	285 (44.1 %)
Adolescencia media	361 (55.9 %)

Procedimiento

Se obtuvo autorización para utilizar la EDMCA contactando a los autores (Gini et al., 2014). El idioma original de la escala era el inglés, por lo que se tradujo al español utilizando la técnica de *back-translation* y fue evaluada por cinco expertos hispanohablantes con dominio del inglés, sin conocimiento previo de la investigación. Tres la tradujeron del inglés al español y dos revisaron la traducción comparándola con la original. Se realizó un grupo focal con ocho estudiantes de 12 a 17 años para evaluar la comprensión de la escala. La metodología Delphi (Gil & Pascual-Ezama, 2012) guio el proceso, que implica la consulta y consenso de expertos. Hicimos ajustes en nuestra versión de la escala para mejorar la comprensión de los ítems. Esta mejora se realizó en la estructura de la premisa “En tu clase, ¿cuántos estudiantes crees que... [ítem]?”. La escala final se encuentra en el Anexo complementario (véase <https://osf.io/gc5t2/>). Los datos se recopilaron entre abril y agosto de 2023. Se utilizó un formulario *online* de Google. Se capacitaron cinco estudiantes de cuarto año de psicología para administrar las encuestas. Para completar la escala se empleó un tiempo promedio de 20 minutos.

Se obtuvo la autorización para recopilar encuestas de siete instituciones educativas luego de presentar detalladamente los objetivos de la investigación. Se aseguraron los consentimientos informados de padres/tutores y el asentimiento de los estudiantes, en cumplimiento con el Código de Ética del Colegio de Psicólogos del Perú (2018), y fue evaluado y aprobado por el comité de ética de la Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa. Durante la administración del instrumento, se destacó su carácter anónimo, confidencial y voluntario.

Análisis de datos

Los datos sociodemográficos de los participantes se analizaron con frecuencias. Luego, se evaluaron los ítems usando estadísticos como asimetría y curtosis, con un punto de corte de ± 3 para verificar la normalidad de la distribución (Kline, 2023). Posteriormente, se aplicó el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el estimador *Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted* (WLSMV) para evaluar la unidimensionalidad de la escala (Brown, 2015; Hu & Bentler, 1999). Se evaluó el modelo considerando los índices *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) y *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), donde los valores $< .05$ son óptimos y $< .08$ son aceptables. También se consideró el *Comparative Fit Index* (CFI) y *Tucker-Lewis Index* (TLI), siendo $> .95$ satisfactorio y $> .90$ aceptable (Hu & Bentler, 1999). Para la confiabilidad, se usaron los coeficientes alfa y omega, con valores $> .70$ como aceptables (Hair et al., 2019; Vidalrich et al., 2017). Se utilizó el coeficiente omega, una metodología actualizada que considera cargas factoriales de ítems, proporcionando una estimación robusta de la confiabilidad de la variable latente (Anderson & Gerbing, 1988; Hayes & Coutts, 2020; McDonald, 1999).

En la segunda fase, se analizó la invarianza según sexo y edad. Se examinó la invarianza configuracional, métrica, escalar y estricta (Byrne, 2008) y se encontraron las diferencias de los índices de ajuste ΔCFI y ΔRMSEA . Valores de $\Delta\text{CFI} < .010$ indican invarianza y $\Delta\text{RMSEA} < .015$ sugiere invarianza entre grupos (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). Svetina et al. (2020) proponen una serie de pruebas para la invarianza según las proposiciones de Wu y Estabrook (2016) y añaden una medida más estricta sobre los *thresholds, loadings y residuals*.

Dicho análisis está disponible en el Anexo complementario (véase <https://osf.io/gc5t2/>) de código en R.

El análisis de TRI empleó un Modelo de Respuesta Graduada (GRM), una extensión del modelo logístico de dos parámetros (2-PLM), ya que el instrumento cumple con los supuestos clave: unidimensionalidad del instrumento e independencia local. Se utilizó la prueba M2 para evaluar el ajuste del modelo en ítems ordinales (Hambleton et al., 2011). Se consideraron los criterios de ajuste: un $\text{RMSEA} \leq .05$ y un $\text{SRMSR} \leq .05$ (Maydeu-Olivares, 2013). Se utilizaron conjuntamente los valores de CFI y TLI, siguiendo los criterios de ajuste ($\geq .95$) requeridos en modelos SEM (Lubbe & Schuster, 2019). Se estimaron dos tipos de parámetros para cada ítem: discriminación (a) y dificultad (b). El parámetro “a” determina la pendiente de variación de la respuesta de los ítems según el nivel del rasgo latente, mientras que el parámetro “b” indica la cantidad de rasgo latente necesaria para responder el ítem. Dado que la EDMCA tiene cinco opciones de respuesta, hay cuatro estimadores del parámetro “b”, uno por cada umbral. Estos cuatro umbrales indican el nivel en el que un individuo tiene un 50 % de posibilidades de obtener una puntuación igual o superior a una categoría de respuesta específica. Todos los procedimientos estadísticos se realizaron en el entorno RStudio de R (versión 2023.06.2+561).

Resultados

Estadísticas descriptivas

El ítem 2 obtuvo el puntaje medio más alto ($M = 3.13$), mientras que el ítem 16 presentó el puntaje medio más bajo ($M = 2.73$). La matriz de correlaciones policóricas

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de los ítems

	M	DE	g1	g2	Ítem-total	Correlaciones policóricas														
C1	3.03	1.26	.04	-1.00	.75	1														
C2	3.13	1.28	-.05	-1.04	.76	.67***	1													
C3	2.73	1.48	.15	-1.40	.85	.70***	.72***	1												
C4	2.78	1.52	.11	-1.44	.84	.67***	.69***	.78***	1											
C5	3	1.4	-.02	-1.23	.77	.66***	.64***	.73***	.71***	1										
C6	2.81	1.43	.06	-1.33	.85	.66***	.69***	.76***	.77***	.71***	1									
C7	2.81	1.49	.10	-1.42	.85	.68***	.69***	.77***	.77***	.69***	.78***	1								
C8	2.89	1.39	.04	-1.22	.82	.68***	.68***	.74***	.73***	.69***	.74***	.74***	1							
C9	2.98	1.42	.00	-1.26	.85	.66***	.67***	.72***	.69***	.71***	.75***	.74***	.74***	1						
C10	2.89	1.43	.09	-1.28	.83	.69***	.67***	.76***	.76***	.69***	.75***	.77***	.77***	.77***	1					
C11	2.89	1.41	.04	-1.27	.84	.67***	.70***	.75***	.76***	.70***	.70***	.77***	.73***	.75***	.77***	1				
C12	2.99	1.34	-.04	-1.13	.78	.65***	.70***	.72***	.72***	.63***	.69***	.73***	.69***	.63***	.71***	.73***	1			
C13	2.93	1.44	.02	-1.31	.81	.64***	.72***	.77***	.71***	.67***	.76***	.74***	.69***	.71***	.72***	.74***	.72***	1		
C14	2.77	1.42	.10	-1.31	.84	.67***	.66***	.73***	.73***	.68***	.76***	.78***	.73***	.74***	.77***	.74***	.70***	.69	1	
C15	2.91	1.44	-.01	-1.35	.82	.65***	.66***	.75***	.72***	.70***	.75***	.72***	.71***	.73***	.72***	.70***	.68***	.72***	.74***	1
C16	3	1.39	-.04	-1.20	.80	.67***	.68***	.73***	.68***	.68***	.75***	.78***	.70***	.71***	.71***	.72***	.73***	.74***	.71***	1
C17	2.94	1.47	.01	-1.36	.83	.68***	.69***	.74***	.75***	.67***	.75***	.78***	.74***	.71***	.75***	.78***	.68***	.73***	.74***	.73***

Nota: **M** = media, **DE** = desviación estándar, **g1** = asimetría, **g2** = curtosis.

reveló coeficientes que van desde moderados hasta altos, los cuales presentan significancia estadística entre los ítems (véase Tabla 2). Asimismo, las correlaciones ítem-total son idóneas ($> .30$). Los índices de asimetría y curtosis son adecuados ($< \pm 3$).

Análisis factorial confirmatorio y confiabilidad

Se evaluó el modelo unidimensional, el cual mostró índices de ajuste satisfactorios $\chi^2 = 229.11$, $df = 119$, $\chi^2/df = 1.92$, $p < .001$, CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .04 [.03 - .04], SRMR = .01. La confiabilidad, medida mediante los coeficientes alfa y omega, arrojó buenos resultados ($\alpha = .97$; $\omega = .97$). Además, las cargas factoriales estandarizadas superaron el .75, con una carga promedio de .83 (véase Tabla 3).

Tabla 3. Cargas factoriales estandarizadas

Ítem	est.std	se	z	IC
C1	.755	.016	47.428	.724 - .787
C2	.769	.015	50.025	.739 - .799
C3	.866	.009	93.691	.847 - .884
C4	.849	.012	72.571	.826 - .872
C5	.783	.016	49.129	.752 - .814
C6	.865	.009	95.459	.847 - .883
C7	.865	.012	75.02	.843 - .888
C8	.829	.011	73.153	.807 - .852
C9	.816	.015	56.065	.787 - .844
C10	.845	.012	70.662	.821 - .868
C11	.849	.011	76.489	.827 - .871
C12	.794	.014	55.17	.766 - .823
C13	.824	.013	62.27	.798 - .850
C14	.851	.009	92.092	.833 - .869
C15	.835	.013	64.006	.810 - .861
C16	.808	.014	57.688	.780 - .835
C17	.844	.012	67.861	.820 - .869

Nota: est.std = estimación estandarizada, se = error estandarizado, z = valor z, IC = intervalo de confianza.

Invariancia según sexo y edad

La evaluación de invarianza se realizó según el sexo y la edad. Los resultados de la invarianza por sexo muestran una satisfactoria invarianza (véase Tabla 4), sin problemas identificados en ningún nivel. Los resultados de la invarianza por edad también son adecuados y no presentan inconvenientes (véase Tabla 5). En ambos casos, se logró establecer la invarianza escalar, esencial para comparar los puntajes entre grupos, según cambios en CFI, RMSEA y SRMR entre modelos.

Modelo de teoría de respuesta al ítem: modelo GRM

El modelo GRM tiene índices de ajuste adecuados M_2 (df) = 225.316 (119); $p = < .001$; RMSEA = .03; SRMSR = .01; TLI = .99; CFI = .99 (véase Tabla 6). También se evidencia

Tabla 4. Invarianza según sexo

Modelo	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA	ΔSRMR
Configuracional	.980	.052	.020			
Métrica	.980	.051	.030	.000	.002	.010
Escalar	.979	.050	.032	.001	.000	.002
Residual	.977	.051	.032	.002	.001	.000

Tabla 5. Invarianza según edad

Modelo	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA	ΔSRMR
Configuracional	.984	.047	.020			
Métrica	.984	.045	.031	.000	.002	.011
Escalar	.984	.044	.032	.000	.001	.001
Residual	.984	.043	.031	.000	.001	.001

que todos los parámetros de “a” de los ítems están por encima del valor 1, considerado como una buena discriminación (Hambleton et al., 2011). En cuanto a los parámetros “b”, todos los estimadores de los umbrales aumentaron de manera monótona, con valores entre -.529 en la primera categoría y 1.266 logits en la última categoría de respuesta.

Discusión

La DMC puede impactar a los adolescentes, especialmente en situaciones como el acoso escolar, donde su presencia en el grupo afecta la salud emocional y psicológica de los jóvenes (Arslan et al., 2021). En este estudio, se buscó adaptar y evaluar la validez y consistencia del instrumento con estudiantes peruanos de secundaria.

Se evaluó el ajuste del modelo de la EDMCA. Los resultados mostraron un buen ajuste del modelo unidimensional de la escala con los 17 ítems originales. Estos resultados son similares a los de dos previos realizados por Gini et al. (2014) y Kollerová et al. (2018). Es importante destacar que las cargas factoriales obtenidas en este estudio son significativamente mayores en comparación con los resultados reportados en los dos estudios anteriores. Este hallazgo sugiere una mayor robustez y consistencia en la relación entre los ítems y el constructo subyacente de la EDMCA en nuestra muestra, lo cual fortalece la validez del instrumento y respalda su utilidad para evaluar la DMC en el Perú.

La EDMCA demostró una fiabilidad adecuada, estos resultados coinciden en gran medida con los estudios previos de Gini et al. (2014) y Kollerová et al. (2018), quienes reportaron valores altos para el alfa y omega en ambos estudios. En nuestra investigación, se observa que estos coeficientes son aún más altos, posiblemente debido a la homogeneidad de la muestra (Doval et al., 2023), y una formulación mejorada de los ítems (Haladyna & Rodríguez, 2013; Padilla & Benítez, 2014). Asimismo, según Raykov y Marcoulides (2010), la revisión continua y rigurosa de los ítems por parte de expertos y la realización de pruebas piloto pueden mejorar la calidad de la escala y, en consecuencia, su fiabilidad.

Tabla 6. El modelo GRM índices de ajuste, discriminación y parámetros de dificultad para el DMC

Modelo	Ítem	Parámetros del ítem					Índice de ajuste del modelo GRM					
		<i>a</i>	<i>b₁</i>	<i>b₂</i>	<i>b₃</i>	<i>b₄</i>	M ₂ (gl)	<i>p</i>	RMSEA	SRMRS	TLI	CFI
Modelo	C ₁	2.25	-1.553	-.398	.625	1.266	225.316 (119)	0	.037	.017	.997	.997
	C ₂	2.4	-1.567	-.488	.521	1.134						
	C ₃	3.716	-.531	.001	.686	1.098						
	C ₄	3.232	-.529	-.084	.637	1.075						
	C ₅	2.437	-1.072	-.327	.584	1.109						
	C ₆	3.654	-.699	-.139	.655	1.138						
	C ₇	3.746	-.605	-.039	.636	1.05						
	C ₈	3.134	-.911	-.264	.675	1.124						
	C ₉	2.975	-.984	-.261	.596	1.034						
	C ₁₀	3.467	-.888	-.147	.667	1.037						
	C ₁₁	3.504	-.870	-.204	.646	1.076						
	C ₁₂	2.639	-1.15	-.368	.588	1.181						
	C ₁₃	2.914	-.906	-.229	.592	1.07						
	C ₁₄	3.324	-.694	-.091	.688	1.195						
	C ₁₅	3.069	-.832	-.161	.563	1.104						
	C ₁₆	2.836	-1.057	-.35	.581	1.069						
	C ₁₇	3.257	-.841	-.203	.579	1.001						

Nota: *a* = parámetros de discriminación; *b* = parámetros de dificultad.

El estudio evaluó la invariancia de la EDMCA en grupos de sexo y edad. Los resultados indican que la escala fue invariante en todos los niveles de análisis en ambos grupos. Este estudio es relevante al demostrar la invarianza general. Esto facilita la comparación de diferencias en medias según sexo y edad, sin realizar invarianza parcial en ningún nivel. Además, al aplicar el enfoque propuesto por Svetina et al. (2020), se confirma la estabilidad entre los grupos analizados. Estos resultados abren un camino importante para la realización de comparaciones dentro de los grupos analizados en nuestro contexto. Respecto al factor del sexo, Gini et al. (2020, 2022) encontraron que niveles más elevados de desconexión moral colectiva predijeron un aumento en la conducta de acoso escolar tanto en varones como en mujeres. Contrariamente, Song y Wang (2021) observaron diferencias significativas según el sexo en la relación entre la desconexión moral colectiva y el acoso escolar. Estos hallazgos subrayan la influencia de factores contextuales y culturales en la desconexión moral colectiva. En cuanto a la variable de edad, Zhao y Yu (2021) resaltan que los niveles de desconexión moral colectiva aumentan con la edad, lo que sugiere una mayor propensión de los adolescentes mayores a desconectarse moralmente a nivel colectivo. Por otro lado, Thornberg et al. (2023) revelaron diferencias significativas de género y grado escolar en la relación entre la desconexión moral colectiva y el acoso escolar. Específicamente, esta relación fue más marcada en los chicos en comparación con las chicas, y también fue más fuerte en los grados superiores en comparación con los grados inferiores.

Estos hallazgos sugieren que los factores sociales y de desarrollo pueden moderar la influencia de la desconexión moral colectiva en el comportamiento de acoso escolar.

Este estudio es el primero en analizar la EDMCA en español con la TRI. Debido a la unidimensionalidad del instrumento, es un buen candidato para este análisis adicional. De manera específica, el modelo logístico de dos parámetros (2-PLM) para elementos polítómicos ordenados, es parte de la categoría del modelo GRM. Los indicadores como el M_{2(df)}, los parámetros de “*a*” y “*b*” de la EDMCA están dentro de los valores esperados, y aportan a la validez de la escala (Hambleton et al., 2011).

La investigación tiene limitaciones importantes. Primero, los participantes se seleccionaron mediante un muestreo intencional, lo que puede sesgar los resultados. Futuras investigaciones pueden usar muestreo estratificado para una muestra más representativa de adolescentes. Además, replicar estos hallazgos con muestras más grandes validaría los resultados. Aunque la muestra es limitada, estudios sugieren que si un factor tiene cuatro o más cargas factoriales superiores a .60, la medida es confiable, criterio que se cumple aquí (Guadagnoli & Velicer, 1991; MacCallum et al., 1999). Segundo, es necesario evaluar psicométricamente la escala en muestras equitativas por sexo y edad, incluyendo adolescentes de diferentes regiones del Perú para mayor validez. Tercero, el uso de un cuestionario autoadministrado puede generar sesgos de deseabilidad social. Cuarto, investigaciones longitudinales podrían proporcionar más comprensión dada la naturaleza del estudio transversal. A pesar de las limitaciones, estos resultados respaldan empíricamente la investigación sobre la DMC. Este estudio es, hasta donde se sabe, el primero en traducir y evaluar las propiedades psicométricas de la EDMCA al español, en adolescentes peruanos.

En resumen, este estudio confirma la fiabilidad de la versión en español de la EDMCA para adolescentes peruanos de educación secundaria, ya que es un ins-

trumento unidimensional útil para investigar este fenómeno en la población adolescente. Sin embargo, se requieren más investigaciones para comprender su papel en la prevención del acoso escolar y su potencial en intervenciones. Dada la escasez de estudios en el contexto peruano, es crucial llevar a cabo más investigaciones para entender mejor sus implicaciones específicas en este entorno.

Agradecimientos

A las instituciones y a los padres de familia, los cuales nos apoyaron para realizar la presente investigación.

Financiación

El presente trabajo fue autofinanciado por los autores.

Conflicto de intereses

Los autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Referencias

- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>
- Arslan, G., Allen, K.-A., & Tanhan, A. (2021). School bullying, mental health, and wellbeing in adolescents: Mediating impact of positive psychological orientations. *Child Indicators Research*, 14(3), 1007-1026. <https://doi.org/10.1007/s12187-020-09780-2>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.17851>
- Bandura, A. (1990). Selective activation and disengagement of moral control. *Journal of Social Issues*, 46(1), 27-46. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1990.tb00270.x>
- Bandura, A. (1999). Moral disengagement in the perpetration of inhumanities. *Personality and Social Psychology Review*, 3(3), 193-209. https://doi.org/10.1207/s15327957pspro303_3
- Bandura, A. (2002). Selective moral disengagement in the exercise of moral agency. *Journal of Moral Education*, 31(2), 101-119. <https://doi.org/10.1080/0305724022014322>
- Bandura, A. (2016). *Moral disengagement: How people do harm and live with themselves*. Worth Publishers.
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (1996). Mechanisms of moral disengagement in the exercise of moral agency. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 364-374. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.2.364>
- Bjärehed, M. (2022). *The association between moral disengagement and bullying in early adolescence* (Dissertation Doctoral). Linköping University Electronic Press. <https://doi.org/10.3384/9789179291280>
- Bjärehed, M., Thornberg, R., Wänström, L., & Gini, G. (2021). Individual moral disengagement and bullying among swedish fifth graders: The role of collective moral disengagement and pro-bullying behavior within classrooms. *Journal of Interpersonal Violence*, 36(17-18), NP9576-NP9600. <https://doi.org/10.1177/0886260519860889>
- Brechwald, W. A., & Prinstein, M. J. (2011). Beyond homophily: A decade of advances in understanding peer influence processes. *Journal of Research on Adolescence*, 21(1), 166-179. <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2010.00721.x>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Publications.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Caravita, S. C. S., Sijtsema, J. J., Rambaran, J. A., & Gini, G. (2014). Peer influences on moral disengagement in late childhood and early adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 43(2), 193-207. <https://doi.org/10.1007/s10964-013-9953-1>
- Carmona-Rojas, M., Ortega-Ruiz, R., Romera, E., & Bravo, A. (2023). Aggressive and defensive behaviour, normative, and social adjustment in the complex dynamics of school bullying. *Psychosocial Intervention*, 32(3), 165-175. <https://doi.org/10.5093/pi2023a11>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10704910701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Colegio de Psicólogos del Perú. (2018). *Código de ética y deontología*. https://www.cpsp.pe/documentos/marco_legal/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- DeMars, C. (2010). *Item response theory*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195377033.001.0001>
- Domínguez-Vergara, J., Santa-Cruz-Espinoza, H., Chávez-Ventura, G., & Ybañez-Carranza, J. (2023). The moral disconnection as a mediator between aggressiveness and cyberbullying in schoolchildren. *International Journal of Sociology of Education*, 12(1), 1-24. <https://doi.org/10.17583/rise.10786>
- Doval, E., Viladrich, C., & Angulo-Brunet, A. (2023). Coefficient Alpha: The Resistance of a Classic. *Psicothema*, 35(1), 5-20. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.321>
- Ettekall, I., & Ladd, G. W. (2020). Development of aggressive-victims from childhood through adolescence: Associations with emotion dysregulation, withdrawn behaviors, moral disengagement, peer rejection, and friendships. *Development and Psychopathology*, 32(1), 271-291. <https://doi.org/10.1017/S0954579419000063>
- Gil, B., & Pascual-Ezama, D. (2012). La metodología Delphi como técnica de estudio de la validez de contenido. *Anales de Psicología*, 28(3), 1011-1020. <https://doi.org/10.6018/analesps.28.3.156211>
- Gini, G., Pozzoli, T., & Bussey, K. (2014). Collective moral disengagement: Initial validation of a scale for adolescents. *European Journal of Developmental Psychology*, 11(3), 386-395. <https://doi.org/10.1080/17405629.2013.851024>
- Gini, G., Pozzoli, T., & Bussey, K. (2015). The role of individual and collective moral disengagement in peer aggression and bystander behavior: A multilevel analysis. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 43(3), 441-452. <https://doi.org/10.1007/s10802-014-9920-7>
- Gini, G., Thornberg, R., Bussey, K., Angelini, F., & Pozzoli, T. (2022). Longitudinal links of individual and collective morality with adolescents' peer aggression. *Journal of Youth and Adolescence*, 51(3), 524-539. <https://doi.org/10.1007/s10964-021-01518-9>
- Gini, G., Thornberg, R., & Pozzoli, T. (2020). Individual moral disengagement and bystander behavior in bullying: The role of moral distress and collective moral disengagement. *Psychology of Violence*, 10(1), 38-47. <https://doi.org/10.1037/vioooooo223>
- Guadagnoli, E., & Velicer, W. (1991). A comparison of pattern matching indices. *Multivariate Behavioral Research*, 26(2), 323-343. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2602_7

- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis eighth edition*. Cengage.
- Haladyna, T. M., & Rodriguez, M. C. (2013). *Developing and validating test items*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203850381>
- Hambleton, R. K., van der Linden, W. J., & Wells, C. S. (2011). IRT models for the analysis of polytomously scored data. En *Handbook of polytomous item response theory models* (pp. 21-42). Routledge. <http://www.routledge-ny.com/books/Handbook-of-Polytomous-Item-Response-Theory-Models-isbn9780805859928>
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hoareau, N., Bagès, C., Allaire, M., & Guerrien, A. (2019). The role of psychopathic traits and moral disengagement in cyberbullying among adolescents. *Criminal Behaviour and Mental Health*, 29(5-6), 321-331. <https://doi.org/10.1002/cbm.2135>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2019). *Encuesta Nacional sobre Relaciones Sociales - ENARES 2019*. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/boletines/presentacion_enares_2019.pdf
- Killer, B., Bussey, K., Hawes, D. J., & Hunt, C. (2019). A meta analysis of the relationship between moral disengagement and bullying roles in youth. *Aggressive Behavior*, 45(4), 450-462. <https://doi.org/10.1002/ab.21833>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Publications.
- Kokkinos, C. M., & Kiprutsi, E. (2018). Bullying, moral disengagement and empathy: Exploring the links among early adolescents. *Educational Psychology*, 38(4), 535-552. <https://doi.org/10.1080/01443410.2017.1363376>
- Kollerová, L., Soukup, P., & Gini, G. (2018). Classroom collective moral disengagement scale: Validation in Czech adolescents. *European Journal of Developmental Psychology*, 15(2), 184-191. <https://doi.org/10.1080/17405629.2017.1292907>
- Lubbe, D., & Schuster, C. (2019). A graded response model framework for questionnaires with uniform response formats. *Applied Psychological Measurement*, 43(4), 290-302. <https://doi.org/10.1177/0146621618789394>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84-99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
- MacDonald, P., & Paunonen, S. V. (2002). A Monte Carlo comparison of item and person statistics based on item response theory versus classical test theory. *Educational and Psychological Measurement*, 62(6), 921-943. <https://doi.org/10.1177/0013164402238082>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum. <https://doi.org/10.4324/9781410601087>
- Maydeu-Olivares, A. (2013). Goodness-of-fit assessment of item response theory models. *Measurement: Interdisciplinary Research & Perspective*, 11(3), 71-101. <https://doi.org/10.1080/15366367.2013.831680>
- Ministerio de Educación del Perú (Minedu). (2022). Portal Sis-Eve. <http://www.siseve.pe/Web/>
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Navas, M. P., Gómez-Fraguela, J. A., & Sobral, J. (2022). Sexismo y triada oscura de la personalidad en adolescentes: el rol mediador de la desconexión moral. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 54, 76-85. <https://doi.org/10.14349/rlp.2022.v54.9>
- Obermann, M. L. (2013). Temporal aspects of moral disengagement in school bullying: Crystallization or escalation? *Journal of School Violence*, 12(2), 193-210. <https://doi.org/10.1080/15388220.2013.766133>
- Oriol, X., Miranda, R., & Amutio, A. (2023). Dispositional and situational moral emotions, bullying and prosocial behavior in adolescence. *Current Psychology*, 42(13), 11115-11132. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02396-x>
- Paciello, M., Fida, R., Tramontano, C., Lupinetti, C., & Caprara, G. V. (2008). Stability and change of moral disengagement and its impact on aggression and violence in late adolescence. *Child Development*, 79(5), 1288-1309. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2008.01189.x>
- Padilla, J. L., & Benítez, I. (2014). Validity evidence based on response processes. *Psicothema*, 26(1), 136-144. <http://www.psicothema.com/pdf/4171.pdf>
- Papalia, D. E. (2009). *Desarrollo humano*. McGraw-Hill.
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2010). *Introduction to psychometric theory*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203841624>
- Romera, E., Ortega, R., Runions, K., & Falla, D. (2021). Moral Disengagement Strategies in Online and Offline Bullying. *Psychosocial Intervention*, 30(2), 85-93. <https://doi.org/10.5093/pizo2020a21>
- Salmivalli, C. (2010). Bullying and the peer group: A review. *Aggression and Violent Behavior*, 15(2), 112-120. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2009.08.007>
- Salmivalli, C., Lagerspetz, K., Björqvist, K., Österman, K., & Kaukiainen, A. (1996). Bullying as a group process: Participant roles and their relations to social status within the group. *Aggressive Behavior*, 22(1), 1-15. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-2337\(199622\):1<1::AID-AB1>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-2337(199622):1<1::AID-AB1>3.0.CO;2-T)
- Song, Y., & Wang, L. (2021). The influence of school loose-tight culture on bullying of middle school students: The mediating role of collective moral disengagement and collective efficacy. *Best Evidence in Chinese Education*, 9(2), 1263-1272. <https://doi.org/10.15354/bece.21.arc060>
- Svetina, D., Rutkowski, L., & Rutkowski, D. (2020). Multiple-group invariance with categorical outcomes using updated guidelines: An illustration using M plus and the lavaan/semTools packages. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 111-130. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1602776>
- Thornberg, R. (2023). Longitudinal link between moral disengagement and bullying among children and adolescents: A systematic review. *European Journal of Developmental Psychology*, 20(6), 1099-1129. <https://doi.org/10.1080/17405629.2023.2191945>
- Thornberg, R., Bjereld, Y., & Caravita, S. C. (2023). Moral disengagement and bullying: Sex and age trends among Swedish students. *Cogent Education*, 10(1), 1-15. <https://doi.org/10.1080/2331186X.2023.2203604>
- Thornberg, R., Pozzoli, T., & Gini, G. (2022). Defending or remaining passive as a bystander of school bullying in Sweden: The role of moral disengagement and antibullying class norms. *Journal of Interpersonal Violence*, 37(19-20), NP18666-NP18689. <https://doi.org/10.1177/08862605211037427>
- Thornberg, R., Wänström, L., Gini, G., Varjas, K., Meyers, J., Elmelid, R., Johansson, A., & Mellander, E. (2021). Collective moral disengagement and its associations with bullying perpetration and victimization in students. *Educational Psychology*, 41(8), 952-966. <https://doi.org/10.1080/01443410.2020.1843005>

- Thornberg, R., Wänström, L., Pozzoli, T., & Hong, J. S. (2019). Moral disengagement and school bullying perpetration in middle childhood: A short-term longitudinal study in Sweden. *Journal of School Violence*, 18(4), 585-596. <https://doi.org/10.1080/15388220.2019.1636383>
- Thornberg, R., Wänström, L., Hong, J. S., & Espelage, D. L. (2017). Classroom relationship qualities and social-cognitive correlates of defending and passive bystanding in school bullying in Sweden: A multilevel analysis. *Journal of School Psychology*, 63, 49-62. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2017.03.002>
- Unesco (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura). (2019). *Behind the numbers: Ending school violence and bullying*. Unesco. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000366483>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Wang, X., Lei, L., Liu, D., & Hu, H. (2016). Moderating effects of moral reasoning and gender on the relation between moral disengagement and cyberbullying in adolescents. *Personality and Individual Differences*, 98, 244-249. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.04.056>
- White, J., Bandura, A., & Bero, L. A. (2009). Moral disengagement in the corporate world. *Accountability in Research*, 16(1), 41-74. <https://doi.org/10.1080/08989620802689847>
- White, M. (2023). Sample size in quantitative instrument-based studies published in Scopus up to 2022: An artificial intelligence aided systematic review. *Acta Psychologica*, 241, 104095. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2023.104095>
- Wu, H., & Estabrook, R. (2016). Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika*, 81(4), 1014-1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>
- Yang, J., Li, S., Gao, L., & Wang, X. (2022). Longitudinal associations among peer pressure, moral disengagement and cyberbullying perpetration in adolescents. *Computers in Human Behavior*, 137, 107-420. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2022.107420>
- Zhao, L., & Yu, J. (2021). A meta-analytic review of moral disengagement and cyberbullying. *Frontiers in Psychology*, 12, Article 681299. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.681299>