



## Cuestionario breve de conductas disruptivas en Educación Física: propiedades psicométricas

*Brief questionnaire on disruptive behavior in Physical Education: psychometric properties*

### Autores

Ramón Alfonso González-Rivas <sup>1</sup>  
Perla Jannet Jurado-García <sup>1</sup>  
Víctor Hugo López-Trujillo <sup>1, 2</sup>  
Susana Ivonne Aguirre Vásquez <sup>1</sup>

<sup>1</sup> Universidad Autónoma de Chihuahua (México)

<sup>2</sup> Servicios Educativos del Estado de Chihuahua (México)

Autora de correspondencia:  
Perla Jannet Jurado-García  
pjurado@uach.mx

Recibido: 29-12-25  
Aceptado: 13-02-26

### Cómo citar en APA

González-Rivas, R. A., Jurado García, P. J., López-Trujillo, V. H., & Aguirre Vásquez, S. I. (2026). Cuestionario breve de conductas disruptivas en Educación Física: propiedades psicométricas. *Retos*, 78, 126-139. <https://doi.org/10.47197/retos.v78.118469>

### Resumen

**Introducción:** La gestión de conductas disruptivas es un tema prioritario en educación, especialmente en contextos donde se busca promover el bienestar psicológico y el aprendizaje activo.

**Objetivo:** El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario para las Conductas Disruptivas en Educación Física (CCDEF); así como comprobar su invarianza factorial de acuerdo con el sexo.

**Metodología:** En una muestra de estudiantes mexicanos de secundaria del Estado de Chihuahua (México), participaron 785 sujetos, de los cuales 409 fueron mujeres y 376 fueron hombres, las edades oscilaron entre los 12 y 15 años, con una  $M = 13.22$  ( $DE = .93$ ). Esta muestra estuvo compuesta por estudiantes de ambos subsistemas educativos: 447 (60.8%) de secundarias del estado y 308 (39.2%) federales; se realizó un análisis de redes, análisis factorial confirmatorio e invarianza factorial según el sexo.

**Resultados:** El modelo propuesto por los autores presentó índices de ajuste no aceptables, por lo que se probó el modelo CCDEF-1F8 que demostró ajuste óptimo:  $GFI = .982$ ,  $RMSEA = .058$ ,  $CFI = .990$ , una excelente fiabilidad del instrumento se evidenció con los coeficientes  $\alpha$  y  $\Omega$  de  $.92$ . Además, los resultados de la invarianza factorial respaldaron su aplicación para ambos sexos.

**Discusión:** No se encontraron diferencias significativas en las conductas disruptivas entre hombres y mujeres.

**Conclusiones:** Se concluyó que el CCDEF-1F8 es un instrumento confiable y válido para su aplicación en las clases de Educación Física con estudiantes de secundaria de la región centro-norte de México.

### Palabras clave

Adolescentes; análisis de redes psicológicas; análisis factorial confirmatorio; Educación Física; invarianza factorial.

### Abstract

**Introduction:** Managing disruptive behaviors is a priority issue in education, especially in contexts where the goal is to promote psychological well-being and active learning.

**Objective:** The aim of this study was to examine the psychometric properties of the Questionnaire on Disruptive Behavior in Physical Education in a sample of Mexican junior high school students, and to assess its factorial invariance across sex.

**Methodology:** A total of 785 students participated, including 409 females and 376 males, aged between 12 and 15 years ( $M=13.22$ ;  $SD=0.93$ ). The sample included students from both educational subsystems: 447 (60.8%) from state junior high schools and 308 (39.2%) from federal junior high schools.

**Results:** Network analysis, confirmatory factor analysis, and factorial invariance testing by sex were conducted. Confirmatory factor analysis supported the adequacy of a unidimensional structure (CCDEF-1F8 model), showing excellent fit indices ( $GFI = .982$ ,  $RMSEA = .058$ ,  $CFI = .990$ ), and high internal consistency ( $\alpha$  and  $\Omega = .92$ ). Furthermore, results from the factorial invariance analysis confirmed the instrument's equivalence across sexes.

**Discussion:** No significant differences in disruptive behavior were observed between males and females.

**Conclusions:** In conclusion, the brief version of the CCDEF-1F8 demonstrates validity and reliability for use in Physical Education settings among junior high students in north-central Mexico.

### Keywords

Adolescents; confirmatory factor analysis; factorial invariance; Physical Education; psychological network analysis.

## Introducción

El sistema educativo mexicano, tiene una estructura de educación básica secuenciada en diversas etapas: preescolar, primaria y secundaria, esta última incluye estudiantes de edades aproximadas de 12 a 15 años y es la población objeto de este estudio. Las instituciones educativas públicas pueden ser administradas por dos entidades gubernamentales: Federal o Estatal, pero ambas, siguen el mismo programa educativo según la Ley General de Educación (1993). De acuerdo con la Secretaría de Educación Pública, en México durante el ciclo escolar 2023-2024, hubo 6,284,377 estudiantes de nivel secundaria, de los cuales 50.4% fueron hombres y 49.6% fueron mujeres, 90.1% han sido atendidos en escuelas secundarias públicas. Sin embargo, en los últimos años los índices de reprobación han aumentado de 0.7% en el 2022 a 3 % en 2023. Esto se refiere a estudiantes que no han alcanzado una calificación aprobatoria mínima de 6 durante el curso. En este mismo periodo de tiempo, la tasa de terminación escolar disminuyó de 88.6 % a 84.5 % (Secretaría de Educación Pública, 2024), es decir estudiantes que por algún motivo abandonan sus estudios. A pesar de los esfuerzos del gobierno federal, estas cifras evidencian un retroceso en el rendimiento académico y destacan la necesidad investigar los factores que perjudican el desempeño escolar de los estudiantes de secundaria.

En este sentido, para Kessels y Heyder (2020) el comportamiento disruptivo de los estudiantes es un posible factor que influye en el rendimiento académico. La conducta disruptiva es aquel comportamiento del alumno que interfiere, molesta, interrumpe e impide que el docente lleve a cabo su labor educativa” (Gómez y Cuña, 2017, p. 279). Debido a que el inadecuado comportamiento de los estudiantes está relacionado con el menor logro académico (Spengler et al., 2018), es de interés investigar sobre las conductas disruptivas. Asimismo, adquiere relevancia identificar acciones de indisciplina, para generar estrategias que contribuyan a afrontar de forma asertiva conductas inadecuadas en el aula y mejorar el rendimiento académico (Guil et al., 2024).

Particularmente, en las clases de Educación Física, es común encontrar conductas como desobediencia, interrupciones, falta de atención e indisciplinas menores, lo que afecta el ambiente educativo y el aprendizaje (Packham y Street, 2019; Valdivia y Zavala, 2025). Con el propósito de comprender los comportamientos disruptivos comunes en la clase de Educación Física, se toma de referencia a Kulinna et al. (2003), quien los clasificó en tres niveles: alteraciones leves, son aquellas actitudes en las que el estudiante no muestra interés por la clase, por ejemplo abandonar las actividades en desarrollo o moverse lentamente a propósito; alteraciones moderadas, aquellas en las que los estudiantes muestran actitudes desafiantes como uso de lenguaje inadecuado o actitudes antideportivas; y alteraciones severas, son aquellas que ponen en riesgo la integridad del alumno y sus compañeros, las amenazas y la intimidación son ejemplos.

En esta misma línea de ideas, no puede desestimarse la relación entre el comportamiento de los estudiantes en la clase de Educación Física con factores como el entorno físico de la escuela, los recursos disponibles y la cultura escolar (González-Rivas et al., 2022; Valdivia y Zavala, 2025). Cabe señalar que el desempeño competente del profesorado contribuye a disminuir los malos comportamientos (Martínez-Molina et al., 2020). Desde la perspectiva de los estudiantes, estudios han demostrado diversos factores que influyen en las conductas disruptivas como el género (Granero-Gallegos et al., 2020; Tounsi et al., 2024), la motivación y el estímulo de las necesidades psicológicas básicas (Baños, 2020, 2021; Baños et al., 2024; Granero-Gallegos et al., 2019), las habilidades sociales de los estudiantes y la afinidad para practicar algún deporte (Navarro-Patón et al., 2022). Respecto a factores externos, el ambiente social y el entorno familiar influyen en el comportamiento de los adolescentes (Miranda-Rodríguez y García-Méndez, 2021; Oh et al., 2021). Para Bergmüller (2013) el contexto cultural es una variable determinante en la conducta. Particularmente, en las clases de Educación Física, la cultura influye la motivación y el agrado por la práctica de la actividad física por parte de los estudiantes (Gurleyik, 2012).

Debido a la importancia de identificar las conductas disruptivas en las clases de Educación Física, Kulinna et al. (2003), diseñó un instrumento estructurado con 59 ítems agrupados en seis dimensiones. Derivado de este cuestionario, Krech et al. (2010) realizaron una versión corta: el Physical Education Classroom Instrument (PECI) constituido por 20 ítems distribuidos en cinco dimensiones: agresividad, irresponsabilidad y bajo compromiso, desobediencia de las normas, perturbador del ambiente de clase y bajo autocontrol personal. De manera similar, Granero-Gallegos y Baena-Extremera (2016), realizaron la adaptación de esta versión corta al castellano: el Cuestionario para las Conductas Disruptivas en



Educación Física (CCDEF), con los 5 factores, pero reduciéndolo a 17 ítems. Por su parte Baños et al. (2024) lo redujo a 4 factores, eliminando el factor de agresividad. Esto demuestra la necesidad pedagógica y científica de identificar el comportamiento inadecuado de los estudiantes.

Si bien es cierto que las propiedades psicométricas del CCDEF han sido probadas en determinadas regiones de México (Baños et al., 2024). También es cierto que se trata de un país con diversidad cultural y lingüística, con contrastes sociales y educativos, por lo que no es posible asumir que el comportamiento psicométrico de dicho instrumento sea el mismo en todo el país. Debido a que las conductas disruptivas y violentas son un fenómeno complicado y común en instituciones educativas de México (Luna et al., 2024), es necesario investigar a profundidad la conducta de los estudiantes. Por lo que es indispensable contar con un cuestionario adecuado al contexto socioeducativo. No contar con un instrumento válido representa una barrera metodológica para investigadores que deseen profundizar en esta línea de investigación. Este estudio busca contribuir en la generalización del modelo o proponer uno apropiado al contexto socioeducativo de los estudiantes (Baños et al., 2024; Granero-Gallegos y Baena-Extremera, 2016). En este sentido, surge el interés científico de examinar las propiedades psicométricas del CCDEF en otras regiones de México. Por este motivo, el objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas del CCDEF, en una muestra de estudiantes mexicanos de secundaria del Estado de Chihuahua, así como comprobar su invarianza factorial de acuerdo al sexo.

## Método

Se trató de un estudio instrumental (Montero y León, 2007) debido a que tiene la finalidad de fortalecer la estructura factorial del CCDEF propuesta por Granero-Gallegos y Baena-Extremera (2016), para contribuir en la generalización del instrumento en el contexto educativo de nivel secundaria en México.

### *Participantes*

Participaron 785 estudiantes de secundaria del Estado de Chihuahua, de los cuales 409 fueron mujeres y 376 fueron hombres, las edades oscilaron entre los 12 y 15 años, con una media de 13.22 (DE = .93). La muestra fue no probabilística por conveniencia compuesta por estudiantes de ambos subsistemas educativos, 447 (60.8%) de secundarias del estado y 308 (39.2%) federales. Fue una muestra conformada por estudiantes de 8 secundarias pertenecientes a zonas urbanas.

### *Procedimiento*

Se solicitó el permiso a las autoridades educativas competentes en el Estado de Chihuahua (México), se les informaron los requerimientos y beneficios de esta investigación, obteniendo su aprobación. Por medio de los directores de las secundarias seleccionadas, se envió a los padres o tutores de los estudiantes el consentimiento informado.

La recolección de datos fue en el aula, los investigadores recogieron el consentimiento informado firmado por los padres o tutores, se compartió con los estudiantes el código QR para que lo escanearan con su teléfono celular y tuvieran acceso al cuestionario que se encontraba en Google Formularios. Antes de que comenzaran a responder se recalcó verbalmente la voluntariedad de la participación, se aclaró que independientemente de su contribución no habría ninguna repercusión o beneficio académico, sus respuestas serían anónimas, podrían abandonar el cuestionario en el momento que quisieran y se resaltó la importancia de la honestidad en sus respuestas. Asimismo, el cuestionario empezaba preguntando primero si estaban de acuerdo en participar.

Los datos se almacenaron automáticamente en Google Formularios, la aplicación de la encuesta tuvo una duración aproximada de 20 minutos, durante este periodo estuvo presente por lo menos un miembro del equipo de investigadores para aclarar cualquier duda. Este estudio forma parte de un macroproyecto de investigación que tiene el objetivo de fortalecer la asignatura de Educación Física en México y fue evaluado y aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Autónoma de Chihuahua, cuenta con el folio de registro: CI-061-24.

### *Instrumento*

Para este estudio se utilizó la versión corta del Cuestionario para las Conductas Disruptivas en Educación Física (CCDEF) validado al español por Granero-Gallegos y Baena-Extremera (2016) derivado de la



versión original de Krech et al. (2010), se seleccionó este instrumento debido a las posibles similitudes existentes entre la cultura española y mexicana.

### Cuestionario para las Conductas Disruptivas en Educación Física (CCDEF)

Consta de 17 ítems distribuidos en 5 dimensiones: 1) agresividad, 2) irresponsabilidad y bajo compromiso, 3) desobediencia de las normas, 4) perturbador del ambiente de clase y 5) bajo autocontrol personal. La frase introductoria a cada ítem es: "Piensa en tu propio comportamiento en clase de Educación Física y dinos tu grado de acuerdo con las siguientes afirmaciones". Las opciones de respuesta son en una escala tipo Likert que va de 1 a 5, en donde 1 significa nunca y 5 es siempre. Los valores del Alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) y la varianza media extraída (AVE) para las dimensiones fueron los siguientes: agresividad  $\alpha = .58$ , AVE = .72; irresponsabilidad y bajo compromiso  $\alpha = .73$ , AVE = .64; desobediencia de las normas  $\alpha = .77$ , AVE = .81; perturbador del ambiente de clase  $\alpha = .81$ , AVE = .87; y bajo autocontrol personal  $\alpha = .84$ , AVE = .92. Se escogió este instrumento debido al interés por comprobar la estructura psicométrica con los 5 factores en su versión en idioma español.

Para esta investigación se realizaron las siguientes adaptaciones, se reemplazó la frase introductoria de cada ítem por: "Con qué frecuencia en la clase de Educación Física". Se modificó la redacción original de tres ítems: el 13 se cambió de "Tengo mucho genio y me enfado" a "Tengo mal genio y me enojo fácilmente", el 16 se ajustó de "Me salto las clases de Educación Física" a "No asisto" y en el 17 se sustituyó "Soy peleón/a" por "Soy peleonero/a", estos cambios se realizaron buscando un mejor entendimiento para los participantes del estudio.

Debido a que, para ser evaluados, los estudiantes mexicanos están familiarizados con un sistema de puntuación de 0 a 10; se reemplazaron las opciones de respuesta de la escala tipo Likert a una en donde 0 significó nunca, 1, 2 y 3 casi nunca; 4, 5 y 6 a veces; 7, 8 y 9 casi siempre; y 10 siempre. Es necesario resaltar que este tipo de adaptación ha sido utilizada con éxito en el contexto mexicano (Aguirre et al., 2022; Blanco et al., 2025; González-Rivas et al., 2025). Para una mayor practicidad de recogida y gestión de los datos, el cuestionario fue digitalizado para ser aplicado por medio de Google Formularios.

### Análisis de datos

Se utilizó el análisis de redes psicológicas, este procedimiento surgió en la psicopatología y en los últimos años ha comenzado a expandirse a otros ámbitos como el educativo (Van Hoogmoed et al., 2024; Xia et al., 2024; Xue et al., 2024). El enfoque fue el de Pairwise Markov Random Field (PMRF), con el propósito de representar la posible estructura subyacente de interacciones entre componentes (Epskamp et al., 2018). El método de estimación aplicado a correlaciones de Pearson o policóricas, fue el lazo gráfico con criterio de información bayesiano extendido con estimaciones de aristas regularizadas (EBICglasso) el cual produce estimaciones precisas del peso de los bordes, además, puede tolerar violaciones a la normalidad multivariada en muestras grandes ( $n=785$ ) (Johal y Rhemtulla, 2023). Para evaluar la estructura del modelo se calcularon diversas medidas de centralidad: Intermediación (betweenness), cercanía (closeness), fuerza (strength) e influencia esperada (expected influence), las cuales permiten estimar la importancia de cada nodo dentro de la red, en función del patrón de asociaciones que mantiene con los demás elementos (Saqr et al., 2024).

Se realizaron los análisis descriptivos de asimetría, curtosis, homogeneidad y de consistencia interna del ítem en caso de ser eliminado. Para el análisis factorial confirmatorio (AFC) se calcularon los índices absolutos, incrementales y de parsimonia teniendo en consideración los siguientes parámetros: el Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), el índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de bondad de ajuste (GFI)  $> .90$ , la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA)  $\leq .08$  (Triguero y Triguero-Sánchez, 2024), el índice corregido de la bondad de ajuste (AGFI), el índice Tucker-Lewis (TLI)  $\geq .90$  (Escobedo et al., 2016), la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad ( $\chi^2/gl$ )  $< 3$  (Tabachnick y Fidell, 2007) y el criterio de información de Akaike (AIC). Además, se tomaron en cuenta las saturaciones factoriales de los ítems  $\geq .70$  (Hair et al., 2019).

La validez convergente se calculó con la significancia y magnitud de las saturaciones factoriales de los ítems en cada factor, junto con la varianza media extraída (AVE  $> .50$ ). La validez discriminante se obtuvo con la prueba de varianza extraída, este procedimiento consistió en estimar el AVE para los factores y compararla con el cuadrado de la correlación entre factores, se puede asumir que existe validez discriminante si el AVE es mayor que el cuadrado de la correlación (Fornell y Larcker, 1981). De manera



similar se tomó como base el Alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) y el de Omega ( $\Omega$ )  $> .70$  para determinar la fiabilidad de la escala (Revelle y Zinbarg, 2009).

Finalmente, se realizó la invarianza factorial multigrupo, con la finalidad de evaluar la equivalencia del instrumento en función del sexo. Para ello se probó secuencialmente la invarianza configural, la invarianza métrica, la invarianza escalar y la varianza estricta. Se tomó como referencia que el CFI  $\leq .01$  entre los modelos sucesivos es indicativo de invarianza (Cheung y Rensvold, 2009).

Los análisis estadísticos se realizaron con los programas: SPSS 21, JASP y AMOS 21.

## Resultados

### Análisis descriptivo de los ítems

Como puede observarse en la tabla 1 en el modelo de los autores (CCDEF-5F17), las medias de las respuestas oscilaron entre .68 y 3.72 con desviaciones estándar que variaron entre 2.08 y 3.49 en una escala de opción de respuesta de 0 a 10. La mayoría de los ítems tuvieron asimetría de  $\pm 2$  y curtosis entre el rango de  $\pm 7$ , lo que reflejó normalidad univariada. La excepción fueron los ítems 1, 2 (correspondientes al mismo factor), 7 y 17. La falta de normalidad univariante de estos ítems fue considerada para análisis posteriores. Se siguieron las recomendaciones de Nunnally y Bernstein (1995) respecto a verificar que todos los ítems tuvieran un Coeficiente de Correlación Ítem-Total corregido (CCIT-c)  $\geq .30$ , una desviación estándar  $> 1$  y que todas las opciones de respuesta hayan sido seleccionadas por lo menos una ocasión. El índice de Mardia fue superior a 70, indicando no normalidad multivariada.

Se analizó el CCIT-c, lo que evidenció que los ítems 5, 8, 9 y 14 no tuvieron valores  $\geq .50$ , el resto demostró una excelente discriminación y que cada ítem aporta a su dimensión (Nunnally y Bernstein, 1995). Siguiendo la recomendación de Carretero-Dios y Pérez (2007), por medio de la estimación del  $\alpha$ . Se analizó la presencia/ausencia del ítem con su factor correspondiente, de este análisis derivó en que la posible eliminación del ítem 5 aumentaría la consistencia interna de su dimensión: Irresponsabilidad y bajo compromiso. Así mismo, destacó que el factor: Desobediencia de las normas tuvo  $\alpha = .668$ , valor inferior al sugerido de .70 (Cortina, 1993). Estos hallazgos fueron relevantes y se tuvieron en consideración para los análisis posteriores.

Tabla 1. Análisis descriptivos del modelo CCDEF-5F17

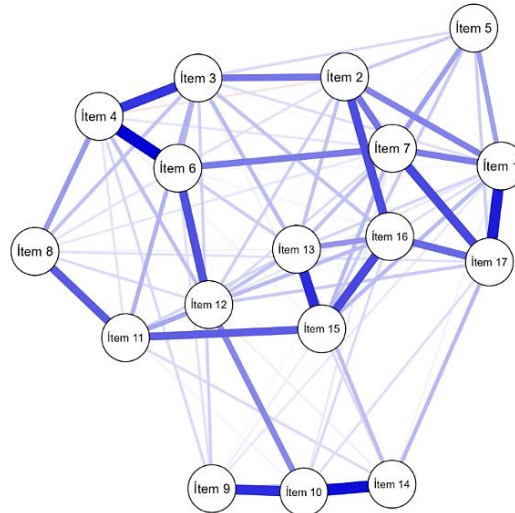
Ítems	M	DE	CCIT-c	$\alpha$ sin el ítem	As	Cu
F1. Agresividad ( $\alpha = .789$ )						
1. Amenazo a los demás compañeros/as	.94	2.30	.65	-	2.68	6.33
2. Hablo de los demás a sus espaldas	1.38	2.55	.65	-	2.13	3.73
F2. Irresponsabilidad y bajo compromiso ( $\alpha = .781$ )						
3. Me quejo habitualmente	2.45	3.05	.67	.68	1.12	.06
4. Soy perezoso	2.98	3.17	.63	.70	.81	-.54
5. Busco llamar la atención	2.05	2.79	.38	.81	1.35	.90
6. Me muevo lentamente a propósito	1.86	2.96	.67	.68	1.54	1.16
F3. Desobediencia de las normas ( $\alpha = .668$ )						
7. Interrumpo	1.26	2.48	.50	.58	2.20	3.94
8. Me siento inseguro	2.61	3.37	.36	.66	.99	-.43
9. No presto atención	3.72	3.45	.44	.60	.46	-1.13
10. No sigo las instrucciones	2.40	3.44	.52	.54	1.21	-.03
F4. Perturbador del ambiente de clase ( $\alpha = .753$ )						
11. Tengo mal genio y me enojo fácilmente	2.96	3.49	.53	.71	.88	-.65
12. Abandono el grupo durante una actividad	1.58	2.79	.61	.66	1.79	2.07
13. Miento	1.78	2.76	.62	.66	1.62	1.66
14. No asisto	1.90	3.30	.46	.74	1.60	1.07
F5. Bajo autocontrol personal ( $\alpha = .829$ )						
15. Soy peleonero/a	1.58	2.76	.68	.77	1.79	2.14
16. Me burlo de otros/as compañeros/as.	1.50	2.69	.74	.70	1.90	2.52
17. Acoso a algunos compañeros	.68	2.08	.67	.79	3.36	10.43
Índice multivariado de Mardia						217.66

Nota: M = Media, DE = Desviación Estándar, CCIT-c = Coeficiente de Correlación Ítem-Total corregido, As= Asimetría, Cu = Curtosis

## Análisis de redes psicológicas

En la figura 1 se presenta el grafo del CCDEF-5F17, destacó que el ítem 13 se ubicó en el centro de la red, en conjunto con los ítems 1, 7, 15 y 16 complementan un grupo interrelacionado fuertemente entre ellos y con otros ítems. En cambio, los ítems 5 y 8 presentaron poca relación y se encuentran separados del resto. De manera similar los ítems 9, 10 y 14 formaron un grupo ajeno a la red, esto quiere decir que están diferenciados de los demás.

Figura 1. Red psicológica del CCDEF-5F17.



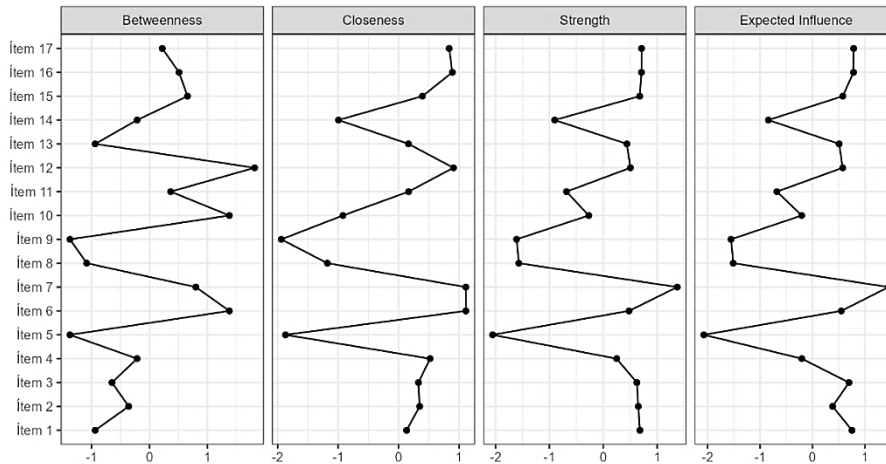
Fuente: Elaboración propia

En la tabla 2 se presentan los índices de centralidad, respecto a la intermediación los ítems 12, 10 y 6 fueron los que más fungieron como conectores entre otros ítems. Los índices de cercanía revelaron que 6, 7 y 12 influenciaron de forma más rápida en el resto de la red; en estos 2 índices los ítems 5, 8, 9 y 14 tuvieron menor valoración. Respecto a los índices de fuerza e influencia esperada, el ítem 7 destacó por su importancia, en contraparte se encontraron el 5, 8, 9 y 14. Estos resultados se tomaron en cuenta en los análisis posteriores. En la figura 2, se muestra gráficamente estos datos.

Tabla 2. Medidas de centralidad por variable

Variable	Intermediación	Cercanía	Fuerza	Influencia esperada
Ítem 1	-0.94	0.13	0.68	0.75
Ítem 2	-0.36	0.35	0.65	0.38
Ítem 3	-0.65	0.33	0.62	0.70
Ítem 4	-0.21	0.52	0.25	-0.20
Ítem 5	-1.37	-1.87	-2.06	-2.07
Ítem 6	1.38	1.11	0.48	0.55
Ítem 7	0.80	1.11	1.37	1.45
Ítem 8	-1.08	-1.18	-1.57	-1.51
Ítem 9	-1.37	-1.94	-1.61	-1.55
Ítem 10	1.38	-0.92	-0.27	-0.21
Ítem 11	0.37	0.17	-0.68	-0.68
Ítem 12	1.82	0.91	0.50	0.58
Ítem 13	-0.94	0.16	0.44	0.51
Ítem 14	-0.21	-1.00	-0.90	-0.84
Ítem 15	0.66	0.39	0.68	0.58
Ítem 16	0.51	0.89	0.71	0.78
Ítem 17	0.22	0.84	0.71	0.79

Figura 2. Gráfico de Centralidad.



Fuente: Elaboración propia

### Análisis Factorial Confirmatorio

En la tabla 3 se muestran los resultados generales del AFC, se identificaron inconsistencias que no permitieron un ajuste aceptable sin hacer cambios sustanciales al modelo propuesto por los autores, el CCDEF-5F17 ( $\chi^2/gf=8.238$ ; GFI=.873; RMSEA=.096; SRMR=.056 TLI=870; CFI=.896) con cargas factoriales entre .42 y .82, donde 6 de los 17 ítems saturan por debajo de .70 (Tabla 4) y una varianza total explicada de 72.02%. Además, sin validez discriminante, ya que las correlaciones entre los factores se encuentran en un rango de .80 y .99 destacando las más altas entre F1 y F5 (.99), F1 y F3 (.98), F3 y F5 (.97), F4 y F5 (.96).

Se probó el modelo unifactorial CCDEF-1F8, el cual presentó un ajuste óptimo en sus índices ( $\chi^2/gf=3.074$ ; GFI=.982; RMSEA=.051; SRMR=.0166 TLI=985; CFI=.990) con una covarianza entre los ítems 13 y 15, y entre 15 y 16 (Tabla 4) con cargas entre .70 y 82; sin los ítems 4, 5, 6, 8, 9, 10, 11, 14 y 17 (Tablas 3 y 4) los cuales fueron excluidos por presentar carga factorial baja, índices de modificación altos o redacción redundante, además de considerar los análisis realizados previamente, este modelo explicó el 51.92% de la varianza total.

Tabla 3. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados en el AFC y la invarianza factorial.

Modelo	Índices absolutos				Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	$\chi^2$	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	$\chi^2/gf$	AIC
CCDEF-5F17	987.936*	.873	.096	.0563	.821	.879	.896	8.238	985.936
CCDEF-1F8	55.327*	.982	.051	.0166	.965	.985	.990	3.074	91.327
Invarianza factorial de acuerdo con el sexo									
Modelo sin restricciones	133.388*	.958	.059	.020	.917	.962	.976	3.705	205.388
Invarianza métrica	146.810*	.954	.056	.023	.923	.966	.974	3.414	204.810
Invarianza factorial fuerte	253.190*	.951	.058	.041	.920	.964	.971	3.612	214.910

Nota: \*  $p < .05$ ; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; SRMR= Raíz Cuadrada Media Residual Estandarizada; AGFI = índice de bondad ajustado; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo;  $\chi^2/gf$  = razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike

Tabla 4. Soluciones estandarizadas del análisis factorial confirmatorio para los modelos

Ítem	CCDEF-5F17					CCDEF-1F8
	F1	F2	F3	F4	F5	F1-VB
Con qué frecuencia en la clase de Educación Física...						
1. Amenazo a los demás compañeros/as	.81					.79
2. Hablo de los demás a sus espaldas	.80					.81
3. Me quejo habitualmente		.77				.71
4. Soy perezoso		.71				-
5. Busco llamar la atención		.49				-
6. Me muevo lentamente a propósito		.79				-
7. Interrumpo			.82			.82



8. Me siento inseguro	.50	-
9. No presto atención	.42	-
10. No sigo las instrucciones	.52	-
11. Tengo mal genio y me enojo fácilmente	.60	-
12. Abandono el grupo durante una actividad	.75	.70
13. Miento	.78	.76
14. No asisto	.52	-
15. Soy peleonero/a	.76	.72
16. Me burlo de otros/as compañeros/as.	.82	.80
17. Acoso a algunos/as compañeros/as	.80	-
Correlación entre los factores		
F1	-	.85
F2	.85	-
F3	.98	.94
F4	.90	.91
F5	.99	.80

Nota: F1=Agresividad; F2=Irresponsabilidad y bajo compromiso; F3=Desobediencia a las normas; F4= Perturbador del ambiente de clase; F5=Bajo control personal; F1-VB=Conductas disruptivas (para la versión breve del cuestionario)

### *Fiabilidad y validez convergente*

La consistencia interna de la escala para el modelo CCDEF-5F17 fue de  $\alpha = .92$ , se presenta una consistencia aceptable en la mayoría de los factores con valores en los coeficientes entre .66 y .84, además la validez convergente es aceptable en 3 de los 5 factores. Por otro lado, en el CCDEF-1F8, la consistencia interna fue adecuada con un  $\alpha = .92$  y un  $\Omega = .92$ , lo que comprueba una excelente fiabilidad (George y Mallery, 2024). Con relación a la validez convergente este modelo presenta un AVE aceptable (.59) (Hair et al., 2019).

### *Invarianza factorial de acuerdo con el sexo*

Aunque el mejor modelo de medida sobrepasa el valor de referencia en el valor de  $\chi^2/\text{gl}$  (3.074), por unas centésimas para aceptar la invarianza, el ajuste global del modelo GFI = .982; RMSEA = .051; CFI = .990 contradice esta conclusión, lo que permite aceptar el modelo base para la invarianza (Tabla 3).

Al incorporar restricciones sobre las cargas factoriales al modelo base, se evaluó la invarianza métrica. Los resultados presentados en la tabla 6 respaldan la aceptación de este nivel de invarianza. En particular, el GFI = .954 y RMSEA = .056 ofrecen evidencia convergente favorable. Asimismo, tanto el AIC = 204.810 como el índice comparativo de Bentler (CFI = .974) muestran una estabilidad relativa respecto al modelo previamente estimado, lo cual refuerza la adecuación del modelo bajo las nuevas restricciones.

Siguiendo el criterio para la evaluación de modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (2009) quienes establecen que una diferencia igual o inferior a .01 en los valores del CFI entre modelos indica que puede aceptarse el modelo restringido y, por consiguiente, se confirma la invarianza factorial, los resultados obtenidos permiten aceptar la invarianza métrica. Esto sugiere que las cargas factoriales son consistentes en ambas submuestras.

Una vez comprobada la invarianza métrica, se procedió a examinar la equivalencia de los interceptos, es decir, la invarianza factorial fuerte. Tal como se presenta en la tabla 6, los indicadores de ajuste reflejan una adecuación satisfactoria del modelo, tanto en términos absolutos como al compararlo con el modelo métrico mediante el enfoque de modelos anidados. La diferencia observada en los valores del índice comparativo de Bentler (CFI = .001), junto con un índice de ajuste general CFI = .971 y un RMSEA = .058, respaldan la aceptación de esta forma más estricta de invarianza. En consecuencia, se concluye que ambos modelos son equivalentes en cuanto a las cargas factoriales y los interceptos.

El factor Conductas Disruptivas, obtenido en los AFC presenta valores por encima de .89 tanto en hombres como en mujeres (Hombres:  $\Omega = .94$  y  $\alpha = .94$ ; Mujeres:  $\Omega = .89$  y  $\alpha = .89$ ), lo que indica una buena consistencia interna.

Se contrastaron las medias del factor entre los hombres y las mujeres, una vez comprobada la invarianza factorial, donde se tomó como referencia la muestra de hombres, y se fijó en 0 el valor de las medias, estimando libremente el valor de las medias para la muestra de mujeres. Las restricciones necesarias sobre los coeficientes de regresión e interceptos, indispensables para llevar a cabo las comparaciones entre medias, fueron implementadas de forma automática por el software utilizado en el análisis. Los

resultados de las comparaciones entre las medias revelaron que no hay diferencias estadísticamente significativas entre las conductas disruptivas de los hombres y las mujeres ( $-0.045, p > .05$ ).

## Discusión

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del CCDEF, en una muestra de estudiantes mexicanos de secundaria del Estado de Chihuahua, así como comprobar su invarianza factorial. La importancia de este trabajo se encuentra en contar con un instrumento psicométrico válido científicamente, y que facilite realizar investigaciones de calidad en esta línea de investigación y contexto socioeducativo. De igual forma es deseable que sea de interés y aplicado por el profesorado de Educación Física en la detección de conductas disruptivas durante las clases. Para ello, fue analizada en esta población la estructura factorial del CCDEF-5F17 (Granero-Gallegos y Baena-Extremera, 2016).

Los resultados demostraron que, en el contexto educativo de este estudio, el modelo propuesto por los autores (Granero-Gallegos y Baena-Extremera, 2016) fue no aceptable, por lo que requirió modificaciones sustanciales para esta población. Se probó el CCDEF-1F8 (modelo unifactorial de 8 ítems), con el fundamento de que en los estudios confirmatorios y principalmente unifactoriales, cada ítem debe aportar significativamente al constructo, por lo que son ideales cargas factoriales  $> .70$ , la varianza total explicada fue superior a 50% (Hair et al., 2019), el AVE  $> .50$  (Fornell y Larcker, 1981) y una consistencia interna  $> .70$  (Revelle y Zinbarg, 2009). Por ello, es posible asumir que este modelo cumple con propiedades psicométricas aceptables para su aplicación con un ajuste óptimo, tanto en lo global, como en lo particular.

Debido a que para la eliminación de algún ítem es necesario contemplar diversos factores estadísticos y teóricos (Carretero-Dios y Pérez, 2007); para llegar al modelo CCDEF-1F8 se contempló: el CCIT-c, el  $\alpha$  del factor sin el ítem, los índices de centralidad del análisis de redes, la consistencia interna de cada factor, la correlación entre los factores, los índices de modificación, las cargas factoriales, la redacción del ítem y la teoría establecida en el cuestionario original (Kulinna et al., 2003). El conjunto de estos resultados aporta sólida evidencia de la validez del cuestionario basada en la estructura interna (American Educational Research Association et al., 2014). Asimismo, se tomó en cuenta que para que un modelo sea de utilidad debe cumplir con cuatro criterios: "a) se ajuste bien, b) tenga parámetros fácilmente interpretables, c) se aproxime a la realidad de la forma más precisa posible, y d) pueda utilizarse como base para la inferencia y la predicción" (Preacher y Merkle, 2012, p. 1).

En el estudio de Krech et al. (2010) la correlación entre los factores osciló entre .36 y .54 por lo que fue posible asumir la existencia de validez discriminante. Sin embargo, en el presente estudio, el modelo CCDEF-5F17 evidenció correlaciones entre los factores entre .80 a .99, por lo que no se asumió validez discriminante entre las dimensiones, tomando como referencia que valores  $< .85$  son considerados aceptables (Henseler et al., 2015). Estos resultados coinciden con los de Granero-Gallegos y Baena-Extremera (2016) y son similares a los del estudio de Baños et al. (2024). Esto sugirió solapamiento entre factores; por lo tanto, al no tener evidencia de validez discriminante, fue posible optar por un modelo unifactorial (Farrell, 2010).

Se analizó la consistencia interna de cada factor del CCDEF-17, destacando con el valor más bajo la dimensión de desobediencia de las normas con un  $\alpha = .66$ ; el CCIT-c de 2 de los ítems de este factor confirmaron ser problemáticos. En el estudio de Granero-Gallegos y Baena-Extremera (2016) el factor de agresividad fue el que tuvo menor valor con un  $\alpha = .58$ . En el trabajo de Baños et al. (2024) fueron los factores de agresividad con un  $\alpha = .56$  y el de irresponsabilidad y bajo compromiso con un  $\alpha = .69$ . Estas discrepancias pueden explicarse porque en estos estudios se utilizó la versión corta original de 20 ítems (Krech et al., 2010). En cambio, en la presente investigación, se empleó la versión adaptada al castellano que incluye 17 ítems donde se eliminaron 2 ítems del factor agresividad y uno del bajo autocontrol personal (Granero-Gallegos y Baena-Extremera, 2016), el resto de los factores quedaron igual. Estos resultados indican que el instrumento aún puede mejorarse, lo que resalta la importancia de probarlo en diferentes contextos educativos.

Por otro lado, el CCDEF-5F17 presentó 5 ítems con cargas factoriales inferiores a .70, resultados parcialmente similares a estudios también realizados en México (Baños et al., 2024), pero difieren completa-

mente de los resultados obtenidos en España (Granero-Gallegos y Baena-Extremera, 2016). Lo que indica que estos ítems no representan sustancialmente la varianza explicada con su factor, afectando al modelo en su aplicación con la población chihuahuense. Asimismo, es posible que existan inconsistencias transculturales en la adaptación del instrumento para población de estudiantes latinoamericanos.

Las discrepancias encontradas con otros estudios (Baños et al., 2024; Granero-Gallegos y Baena-Extremera, 2016; Krech et al., 2010), pueden explicarse desde diversas perspectivas. Metodológicamente, fueron utilizadas versiones diferentes del CCDEF, lo que pudo influir en los análisis estadísticos. Por otro lado, de acuerdo con Jie (2024), el entorno socioeducativo es fundamental en el desempeño y la conducta de los estudiantes. En este sentido, las clases de Educación Física en México enfrentan una serie de desafíos específicos de cada región del país. El número de horas a la semana destinadas a la clase no es homogéneo, la disponibilidad de recursos materiales e infraestructura es variada, la necesidad de programas de actualización pedagógica, se han identificado diversos perfiles profesionales entre los maestros de Educación Física; estas son algunas de las inconsistencias y particularidades del sistema educativo mexicano (G.-Olvera et al., 2021; González-Rivas et al., 2022; González-Rivas et al., 2023; Nájera et al., 2020).

Por otro lado, los resultados de la invarianza factorial indicaron que el CCDEF-1F8 puede aplicarse de forma indistinta a ambos sexos, y no se encontraron diferencias significativas en las conductas disruptivas entre hombres y mujeres. Hallazgos similares respecto a la indistinta aplicabilidad del instrumento, pero diferentes en cuanto a que los hombres suelen tener valores más altos de conductas inapropiadas que las mujeres (Martínez-Molina et al., 2020). Estas diferencias se explican por el clima motivacional de las clases de Educación Física (Baños, 2021; Granero-Gallegos et al., 2020). Lo que resalta la importancia del desempeño pedagógico del profesorado en la generación del ambiente de aprendizaje y por lo tanto en la conducta de los estudiantes.

Este estudio encontró por lo menos tres limitaciones: Primera, la recolección de datos fue a manera de autoinforme, por lo que se reconoce que pudiera existir sesgo de deseabilidad social por parte del informante, la posibilidad de que los estudiantes respondieran con poco compromiso, con fatiga o cansancio físico y/o mental, complementan posibles sesgos. Segunda limitante, la muestra fue no probabilística por conveniencia en función de la población a la que se tuvo acceso, este tipo de muestreo es utilizado frecuentemente; sin embargo, restringe la posibilidad de generalizar los hallazgos. Tercera, el diseño transversal del estudio no permitió realizar análisis de la estabilidad temporal del instrumento. Por la anterior los resultados deben ser interpretados con cautela.

## Conclusiones

El CCDEF tuvo un comportamiento psicométrico distinto en el Estado de Chihuahua, en comparación con otras regiones del país y contextos internacionales. Derivado de esto surgió la versión breve: el CCDEF-1F8, los resultados demostraron que este modelo cuenta con una estructura factorial válida y confiable para su aplicación en el contexto socioeducativo con estudiantes mexicanos de nivel secundaria de ambos sexos. Es deseable que el profesorado de Educación Física reconozca en este instrumento una herramienta válida y de utilidad, que le permitan identificar conductas disruptivas y establecer estrategias didácticas en beneficio del aprendizaje de los estudiantes. Además, por ser una versión corta, permite su aplicación en poco tiempo, lo cual es ideal en contextos escolares con horarios ajustados, facilita su inclusión como parte de evaluaciones diagnósticas o periódicas sin interferir en la rutina académica, y los estudiantes pueden responder con mayor disposición cuando el instrumento es corto, mejorando la tasa de respuesta y reduciendo el abandono. Es recomendable continuar probando esta versión, en otros contextos nacionales e internacionales.

## Agradecimientos

Los autores expresamos nuestro agradecimiento a la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua por su apoyo en la gestión de los permisos ante las autoridades correspondientes. Asimismo, extendemos un profundo reconocimiento a Servicios Educativos del Estado de Chihuahua (SEECH) y a la Secretaría de Educación y Deporte (SEyD) por las facilidades otorgadas



para llevar a cabo este proyecto. De igual manera, agradecemos a los directivos, docentes, personal administrativo y estudiantes de cada una de las secundarias participantes por su colaboración.

## Financiación

Este proyecto no recibió financiación alguna.

## Referencias

- Aguirre, J. F., Rangel-Ledezma, Y. S., Jurado-García, P. J., Blanco, H., Ornelas, M., Jiménez-Lira, C., Blanco, J. R., & Aguirre, S. I. (2022). Validation of a computerized version of the trait subscale of the physical appearance state and trait anxiety scale in mexican preadolescents. *Children*, 9(1), 64. <https://doi.org/10.3390/children9010064>
- American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Educational Research Association
- Baños, R. (2020). Aburrimiento y comportamientos disruptivos en el aula de Educación Física. *Journal of Sport and Health Research*, 12(3). <https://recyt.fecyt.es/index.php/JSHR/article/view/83570>
- Baños, R. (2021). Clima motivacional y conductas disruptivas en Educación Física en estudiantes españoles y mexicanos de educación secundaria. *Journal of Sport and Health Research*, 13(1). <https://recyt.fecyt.es/index.php/JSHR/article/view/87340>
- Baños, R., Barretos-Ruvalcaba, M., Baena-Extremera, A., & Granero-Gallegos, A. (2024). Prediction of disruptive behaviors from boredom and satisfaction with physical education Predicción de las conductas disruptivas a partir del aburrimiento y la satisfacción con la educación física. *Cultura, Ciencias y Deporte*, 19(59), 89-101. <https://doi.org/10.12800/ccd.v19i59.2173>
- Bergmüller, S. (2013). The relationship between cultural individualism–collectivism and student aggression across 62 countries. *Aggressive behavior*, 39(3), 182-200. <https://doi.org/10.1002/ab.21472>
- Blanco, J. R., Aguirre, S. I., Díaz, A. C., & Jurado, P. (2025). Medición del ageísmo en universitarios mexicanos: propiedades psicométricas del Cuestionario de estereotipos negativos hacia la vejez. *Ciencias de la salud*, 23(1), 2. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.14478>
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of clinical and Health psychology*, 7(3), 863-882. <https://psycnet.apa.org/record/2007-14302-017>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2009). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of applied psychology*, 78(1), 98. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Epskamp, S., Borsboom, D., & Fried, E. I. (2018). Estimating psychological networks and their accuracy: A tutorial paper. *Behavior research methods*, 50, 195-212. <https://doi.org/10.3758/s13428-017-0862-1>
- Escobedo, M. T., Hernández, J. A., Estebané, V., & Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & trabajo*, 18(55), 16-22. <https://doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Farrell, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: A comment on Bove, Pervan, Beatty, and Shiu (2009). *Journal of business research*, 63(3), 324-327. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2009.05.003>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of marketing research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>



- G.-Olvera, A., Pacheco-Miranda, S., Orozco, E., Aguilar-Farias, N., López, I., & Jáuregui, A. (2021). Implementation of physical education policies in elementary and middle schools in Mexico. *Health Promotion International*, 36(2), 460-470. <https://doi.org/10.1093/heapro/daaa068>
- George, D., & Mallery, P. (2024). *IBM SPSS Statistics 29 Step by Step: A Simple Guide and Reference* (18th ed.). Routledge.
- Gómez, M. d. C., & Cuña, A. R. (2017). Estrategias de intervención en conductas disruptivas. *Educação por escrito*, 8(2), 278-293. <https://doi.org/10.15448/2179-8435.2017.2.27976>
- González-Rivas, R. A., Núñez Enríquez, O., Zueck-Enríquez, M. d. C., Gastelum-Cuadras, G., Ramírez-García, A. A., López-Alonzo, S. J., & Guedea-Delgado, J. C. (2022). Analysis of the factors that influence a quality Physical Education in Mexico: school supervision's perspective. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(5), 2869. <https://doi.org/10.3390/ijerph19052869>
- González-Rivas, R. A., Laguna, A., & Nuñez, O. (2023). Factores que influyen en la Educación Física en México. *Retos*, 48, 349-357. <https://doi.org/10.47197/retos.v48.96752>
- González-Rivas, R. A., Jurado-García, P. J., Laguna, A., & Aguirre, S. I. (2025). Adaptación del TEOSQ en Educación Física: análisis psicométrico e invarianza en adolescentes mexicanos. *Retos*, 70, 708-720. <https://doi.org/10.47197/retos.v70.115798>
- Granero-Gallegos, A., & Baena-Extremera, A. (2016). Validación española de la versión corta del Physical Education Classroom Instrument para la medición de conductas disruptivas en alumnado de secundaria. *Cuadernos de psicología del deporte*, 16(2), 89-98. <https://revistas.um.es/cpd/article/view/264451>
- Granero-Gallegos, A., Ruiz-Montero, P. J., Baena-Extremera, A., & Martínez-Molina, M. (2019). Effects of motivation, basic psychological needs, and teaching competence on disruptive behaviours in secondary school physical education students. *International journal of environmental research and public health*, 16(23), 4828. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234828>
- Granero-Gallegos, A., Gómez-López, M., Baena-Extremera, A., & Martínez-Molina, M. (2020). Interaction effects of disruptive behaviour and motivation profiles with teacher competence and school satisfaction in secondary school physical education. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(1), 114. <https://doi.org/10.3390/ijerph17010114>
- Guil, R., Holgado-Herrero, M., Gil-Olarte, P., González-Fernández, S., Costalat-Founeau, A.-M., & Gómez-Molinero, R. (2024). Disruptive behaviors in the classroom, a question of gender or of inadequate forms of coping? *Current Psychology*, 43(27), 22897-22907. <https://doi.org/10.1007/s12144-024-06190-3>
- Gurleyik, D. (2012). *The effects of cultural differences on motivation goal theory in physical activity settings*. (Tesis de maestría). The University of North Carolina at Greensboro. <https://www.proquest.com/openview/15f01e8ffda57711458899ebbb6d6ab5/1?pq-origsite=gscholar&cbl=18750>
- Hair, J. F., Black, W., Babin, B., Anderson, R., Black, W., & Anderson, R. (2019). *Multivariate data analysis (Eighth Edi)*. <https://doi.org/10.1002/9781119409137.ch4>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the academy of marketing science*, 43, 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Jie, T. (2024). Multi-Level Influences on Physical Exercise Behavior of High School Students: A Social Ecological Approach. *International Journal of Education and Humanities*, 4(3), 297-308. [https://doi.org/10.58557/\(ijeh\).v4i3.240](https://doi.org/10.58557/(ijeh).v4i3.240)
- Johal, S. K., & Rhemtulla, M. (2023). Comparing estimation methods for psychometric networks with ordinal data. *Psychological methods*, 28(6), 1251. <https://doi.org/10.1037/met0000449>
- Kessels, U., & Heyder, A. (2020). Not stupid, but lazy? Psychological benefits of disruptive classroom behavior from an attributional perspective. *Social Psychology of Education*, 23(3), 583-613. <https://doi.org/10.1007/s11218-020-09550-6>
- Krech, P. R., Kulinna, P. H., & Cothran, D. (2010). Development of a short-form version of the Physical Education Classroom Instrument: measuring secondary pupils' disruptive behaviours. *Physical Education and Sport Pedagogy*, 15(3), 209-225. <https://doi.org/10.1080/17408980903150121>
- Kulinna, P. H., Cothran, D., & Regualos, R. (2003). Development of an instrument to measure student disruptive behavior. *Measurement in physical education and exercise science*, 7(1), 25-41. [https://doi.org/10.1207/S15327841MPEE0701\\_3](https://doi.org/10.1207/S15327841MPEE0701_3)



- Ley General de Educación. (1993). <https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LGE.pdf>
- Luna, A. C. A., Valencia, A. C., & Nava, J. M. (2024). Más allá del bullying: conducta violenta y disruptiva en adolescentes de bachillerato de Guadalajara, México. *Espergesia*, 11(2), e110202-e110202. <https://doi.org/10.18050/rev.espergesia.v11i2.3089>
- Martínez-Molina, M., Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., & Baños, R. (2020). Invarianza factorial por sexo del cuestionario para las conductas disruptivas y escala de evaluación de la competencia docente en educación física en estudiantes de secundaria. *Psychology, Society & Education*, 12(2), 125-137. <https://doi.org/10.25115/psye.v12i2.3172>
- Miranda-Rodríguez, R. A., & García-Méndez, M. (2021). Modelo sociocultural del dominio moral en adolescentes mexicanos. *Acta Colombiana de Psicología*, 24(2), 69-79. <https://doi.org/10.14718/ACP.2021.24.2.7>
- 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. [https://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07\\_es.pdf](https://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf)
- Nájera, R. J., Nuñez, O., Candia, R., López, S. J., Islas, S. A., & Guedea, J. C. (2020). How is my teaching? teaching styles among Mexican physical education teachers. *Movimento (Porto Alegre)*, e26058-e26058. <https://doi.org/10.22456/1982-8918.99495>
- Navarro-Patón, R., Mecías-Calvo, M., Eirín-Nemiña, R., & Arufe-Giráldez, V. (2022). Disruptive behaviors in physical education: A matched study of social skills and sport practice in a region of Spain. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(3), 1166. <https://doi.org/10.3390/ijerph19031166>
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica*. McGraw-Hill.
- Oh, W., Bowker, J. C., Santos, A. J., Ribeiro, O., Guedes, M., Freitas, M., Kim, H. K., Song, S., & Rubin, K. H. (2021). Distinct profiles of relationships with mothers, fathers, and best friends and social-behavioral functioning in early adolescence: A cross-cultural study. *Child Development*, 92(6), e1154-e1170. <https://doi.org/10.1111/cdev.13610>
- Packham, A., & Street, B. (2019). The effects of physical education on student fitness, achievement, and behavior. *Economics of Education Review*, 72, 1-18. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2019.04.003>
- Preacher, K. J., & Merkle, E. C. (2012). The problem of model selection uncertainty in structural equation modeling. *Psychological methods*, 17(1), 1. <https://doi.org/10.1037/a0026804>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Saqr, M., Beck, E., & López-Pernas, S. (2024). Psychological networks: a modern approach to analysis of learning and complex learning processes. En *Learning analytics methods and tutorials: A practical guide using R* (pp. 639-671). Springer Nature Switzerland Cham. [https://doi.org/10.1007/978-3-031-54464-4\\_19](https://doi.org/10.1007/978-3-031-54464-4_19)
- Secretaría de Educación Pública. (2024). *Principales cifras del sistema educativo nacional 2023-2024*. Secretaría de Educación Pública. [https://www.planeacion.sep.gob.mx/Doc/estadistica\\_e\\_indicadores/principales\\_cifras/principales\\_cifras\\_2023\\_2024\\_bolsillo.pdf](https://www.planeacion.sep.gob.mx/Doc/estadistica_e_indicadores/principales_cifras/principales_cifras_2023_2024_bolsillo.pdf)
- Spengler, M., Damian, R. I., & Roberts, B. W. (2018). How you behave in school predicts life success above and beyond family background, broad traits, and cognitive ability. *Journal of Personality and Social Psychology*, 114(4), 620. <https://doi.org/10.1037/pspp0000185>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Tounsi, O., Trabelsi, O., Souissi, M. A., Koubaa, A., Gharbi, A., Scharenberg, S., & Bahloul, M. (2024). Disruptive behaviors in Tunisian physical education settings: Gender and school level can matter. *Psychology in the Schools*, 61(3), 962-975. <https://doi.org/10.1002/pits.23093>
- Triguero, M., & Triguero-Sánchez, R. (2024). *Modelos Ecuaciones Estructuras con AMOS. Manual práctico para la investigación*. Independently published.
- Valdivia, J. E., & Zavala, J. (2025). Un estudio cualitativo sobre entornos de aprendizaje y interrupción en la Educación Física. *Retos: nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*(66), 832-848. <https://doi.org/10.47197/retos.v66.113340>
- Van Hoogmoed, A. H., Adriaanse, P., Vermeiden, M., & Weggemans, R. (2024). Combining cognitive and affective factors related to mathematical achievement in 4th graders: A psychological network



analysis study. *Trends in Neuroscience and Education*, 37, 100241. <https://doi.org/10.1016/j.tine.2024.100241>

Xia, Y., Sun, H., Liu, T.-H., & Ma, Z. (2024). Understanding the relations between personality traits, bullying perpetration, and victimization among Chinese adolescents: a psychological network analysis. *Current Psychology*, 43(27), 23004-23015. <https://doi.org/10.1007/s12144-024-06029-x>

Xue, D., Sun, B., Li, W., Li, X., & Xiao, W. (2024). The relationship between resiliency, psychological empowerment, and teacher burnout across different genders: A psychological network analysis. *Behavioral Sciences*, 14(10), 878. <https://doi.org/10.3390/bs14100878>

## Datos de los autores:

Ramón Alfonso González Rivas  
Perla Jannet Jurado García  
Víctor Hugo López Trujillo  
Susana Ivonne Aguirre Vásquez

rgrivas@uach.mx  
pjurado@uach.mx  
victor.lopez.tru@chih.nuevaescuela.mx  
siaguirre@uach.mx

Autor  
Autora  
Autor  
Autora

