

Validación española de la versión corta del *Physical Education Classroom Instrument* para la medición de conductas disruptivas en alumnado de secundaria

Validation of the short-form Spanish version of the *Physical Education Classroom Instrument* measuring secondary pupils' disruptive behaviours

Validação da versão curta espanhola do questionário em Educação Física para medir o comportamento disruptivo em estudantes do ensino médio

Granero-Gallegos, A.^{1*} y Baena-Extremera, A.²

¹ Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad de Almería (España). ² Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad de Granada (España).

Resumen: El objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la versión española del *Physical Education Classroom Instrument* en una muestra de estudiantes de secundaria. Se pretende determinar si constituye un instrumento válido y fiable para medir las conductas disruptivas en Educación Física, así como para su utilización en futuras investigaciones. Fue administrado a un total de 758 estudiantes de secundaria de 12 a 18 años, analizándose la estructura del instrumento mediante procedimientos confirmatorios. Los análisis apoyan el modelo teórico hipotetizado de cinco factores. La versión española del instrumento se denomina *Cuestionario para las Conductas Disruptivas en Educación Física* y mostró niveles aceptables de consistencia interna y estabilidad temporal. La validez concurrente se exploró examinando la relación con la satisfacción/diversión con la escuela mediante modelos de ecuaciones estructurales. La irresponsabilidad y el bajo autocontrol personal se mostraron como los principales predictores negativos de la satisfacción con la escuela.

Palabras clave: Educación Física, conductas disruptivas, propiedades psicométricas, CCDEF.

Abstract: The objective of this research was to analyze the psychometric properties of the *Physical Education Classroom Instrument* adapted in a Spanish sample of secondary pupils. It is intended to determine whether it constitutes a valid and reliable measure disruptive behaviors in Physical Education instrument and to be used in future research. It was administered to a total of 758 high school students from 12-18 years analysing the structure of the instrument by confirmatory procedures. The theoretical analyses support the hypothesized

five-factor model. The Spanish version of the instrument is called *Disruptive Behaviours Questionnaire for Physical Education* and temporal stability showed acceptable levels of internal consistency. Concurrent validity was explored by examining the relationship satisfaction / fun with the school through structural equation models. The irresponsibility and low personal control were shown as the main negative predictors of satisfaction with the school.

Keywords: Physical Education, disruptive behaviors, psychometric properties, CCDEF.

Resumo: O objetivo desta pesquisa foi analisar as propriedades psicométricas da versão curta espanhola do questionário em Educação Física em uma amostra de estudantes do ensino médio. Pretendeu-se determinar se constitui um instrumento válido e confiável para medir comportamentos disruptivos em educação física, assim como para a utilização em futuras pesquisas. Foi administrado a um total de 758 estudantes do ensino médio de 12 a 18 anos, analisou-se a estrutura do instrumento por meio de procedimentos confirmatórios. As análises apoiam o modelo teórico hipotetizado de cinco fatores. A versão em espanhol do instrumento leva por nome Questionário para as condutas disruptivas em Educação Física e, mostrou níveis aceitáveis de consistência interna e estabilidade temporal. A validade concorrente foi explorada testando-se a relação entre satisfação / diversão com a escola por meio da modelagem de equações estruturais. A Irresponsabilidade e baixo autocontrol pessoal foram mostrados como os principais preditores negativos da satisfação com a escola. **Palavras-chave:** Educação Física, comportamento disruptivo, propriedades psicométricas, CCDEF.

Introducción

Los aspectos disciplinarios del alumnado en las aulas de secundaria constituyen un problema en la enseñanza escolar actual y, por ello, se hace necesario apuntar la atención de los investigadores hacia las conductas disruptivas de los estudiantes. Por

este motivo, en los últimos años la disciplina en clase ha sido objeto de estudio de diversas investigaciones, por la relación que pueda mantener con el éxito en la enseñanza (Gutiérrez, López, y Ruiz, 2009; Wang, Selman, Dishion, y Stormshak, 2010). De hecho, las interrupciones en clase por indisciplina no sólo perturban al profesor, sino también al estudiante al impedir su derecho a recibir una enseñanza de calidad (Ley 8/2013 de Mejora de la Calidad Educativa). En el caso del docente, Goyette, Doré, y Dion (2000) y Tsouloupas, Carson,

Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Antonio Granero-Gallegos. Área de Didáctica de la Expresión Corporal, Departamento de Educación. Facultad de Ciencias de la Educación. Universidad de Almería. C/. Ctra. de Sacramento, s/n. 04120. La Cañada, Almería (España). E-mail: agranero@ual.es

Matthews, Grawitch, y Barber (2010), encontraron también que el mal comportamiento del alumnado era una de las principales causas de estrés en el trabajo para el profesorado y que contribuían, por tanto, a su baja laboral (Ervasti et al., 2011).

La Educación Física (EF) es una materia eminentemente práctica y, en ocasiones, ha sido etiquetada como un área curricular conflictiva debido a las frecuentes interacciones que en ella se producen (Buscà, Ruiz, y Rekalde, 2014). Además, en ocasiones se producen conflictos debido a las diferencias culturales, a la discriminación según la habilidad o competencia motriz de los estudiantes o, incluso, por la búsqueda obsesiva de la victoria (Klomsten, Marsh, y Skaalvik, 2005). A pesar de ello, esta asignatura también se ha distinguido por crear entre el alumnado un clima de distensión, diversión, evasión del estrés y motivación que, como arrojan Baena-Extremera y Granero-Gallegos (2015), contribuye de forma destacada al nivel de satisfacción del alumnado en relación con dicha asignatura y con el sistema escolar.

En los últimos años, las investigaciones en torno a la disciplina se han visto aumentadas, también en el contexto español, debido a la importancia que conlleva para el buen desarrollo del sistema escolar (Gutiérrez, Ruiz, y López, 2010; Gutiérrez y López, 2011). Muchos de los trabajos se han centrado en las estrategias docentes para mantener esa disciplina o en las razones que el alumnado expone para comportarse correctamente (Gómez-López, Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Bracho-Amador y Pérez-Quero, 2015; Martínez-Galindo, Cervelló y Moreno-Murcia, 2012). Incluso algunas investigaciones recientes han tenido en cuenta el género y experiencia docente del profesorado a la hora de analizar las estrategias de disciplina del alumnado (Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Bracho-Amador y Pérez-Quero, en prensa).

Entre los instrumentos para analizar estas variables se han desarrollado los siguientes: el *Cuestionario de Percepción de las Estrategias que Emplean los Profesores para Mantener la Disciplina en Clase* (SDSS), validado por Gutiérrez et al. (2009), y el *Cuestionario de Razones para ser Disciplinados en Clase* (RDS) de Papaionnou (1998), validado por Cervelló, Jiménez, Del Villar, Ramos, y Santos-Rosa (2004). Otro de los instrumentos destacado en estas investigaciones es el *Inventario de Conductas de Disciplina-Indisciplina en EF* (ICDIEF) de Cervelló et al. (2004) que, como su nombre indica, evalúa tanto la disciplina como la indisciplina en esta materia.

Un aspecto de gran interés es ahondar, no sólo en la situación de indisciplina que ocurre sino, incluso, en catalogar la gravedad de la misma. Así, Goyette et al. (2000) identificaron en su trabajo hasta tres niveles de gravedad: (a) de tipo primario, que ocurre cuando el alumno está distraído, habla con los compañeros, llega tarde a clase, etc.; (b) de tipo secundario, como hablar frecuentemente haciendo reír al resto de compañeros, ocasionar alguna pequeña pelea, molestar y acosar a otros alumnos, etc.; (c) de tipo terciario, como rom-

per material escolar, ocasionar peleas graves, etc. En la evaluación de esta gravedad, a día de hoy en España, hace falta un instrumento que arroje datos y tenga la suficiente validez para poder investigar sobre estas actuaciones.

Fuera de España, y teniendo en cuenta la gravedad de estas conductas, Cothran y Kulinna (2003, 2007), Kulinna, Cothran, y Regualos (2003, 2006), llevaron a cabo importantes investigaciones con más de 2.000 alumnos americanos, desarrollando la escala *Physical Education Classroom Instrument* (PECI) para medir, no sólo la frecuencia de la indisciplina, sino incluso la gravedad de la conducta del alumno (Cothran y Kulinna 2007). Esta escala comenzó teniendo seis factores (Kulinna et al., 2003), hasta llegar a la versión final de cinco dimensiones de Krech, Kulinna, y Cothran (2010), eliminando el factor de conductas perjudiciales e ilegales.

Así, este instrumento puede resultar de gran interés ya que podría contribuir no sólo a precisar las estrategias de los docentes por mantener la disciplina sino, también, a tener en cuenta la gravedad de la misma. De este modo, estudiando estas características se podrían establecer en el futuro estrategias generales para abordar estos ambientes disruptivos. Por todo ello, el objetivo de este trabajo es analizar las propiedades psicométricas de la versión española del Peci en una muestra de adolescentes estudiantes de educación secundaria. Para la elaboración de este trabajo se siguieron las directrices de Carretero-Díos y Pérez (2007).

Método

Diseño

El diseño de esta investigación fue transversal, no experimental y correlacional-causal (Hernández, Fernández, y Baptista, 2010).

Participantes

En este estudio participaron un total de 758 alumnos (347 hombres=45,8%; 411 mujeres=54,2%) de educación secundaria de la Región de Murcia (España). El rango de edad estuvo comprendido entre 13 y 18 años ($M=15,22$; $SD=1,27$), siendo la edad media de los chicos 15,2 ($SD=1,29$) y la de las chicas 15,18 ($SD=1,26$). Para evaluar la estabilidad temporal del instrumento estudiado se utilizó una segunda muestra de 150 estudiantes. Esta muestra, elegida previamente y de forma aleatoria, estuvo compuesta por 72 alumnos ($M=14,72$; $SD=1,26$) y 77 alumnas ($M=14,80$; $SD=1,32$) que completaron nuevamente el instrumento siete semanas después.

Proceso de adaptación del instrumento al español

La adaptación española de la escala *Physical Education Classroom Instrument* se realizó atendiendo a los estándares metodológicos

internacionales recomendados por la International Test Commission (ITC) para adaptar correctamente test y escalas de unas culturas a otras (Hambleton, 2005; Muñiz y Bartram, 2007; Muñiz y Hambleton, 2000). Para evitar imprecisiones, se combinaron los diseños de traducción directa e inversa de los ítems, según el procedimiento *parallel back translation* (Brislin, 1986).

La evaluación cualitativa de ítems (*validez de contenido*) se efectuó mediante el juicio de cuatro expertos (Osterlind, 1989): dos en construcción de escalas y dos conocedores del constructo a evaluar. Todos los ítems fueron analizados y revisados convenientemente para que recogiesen la dimensión teórica correspondiente de la forma más clara y precisa. Así, tras la adaptación de los originales, se les mostró el listado de ítems para que emitieran un juicio sobre su pertinencia y su comprensión en escala de 1 (*muy en desacuerdo*) a 4 (*muy de acuerdo*). También dispusieron de un apartado en el que anotar observaciones generales sobre cada uno de los ítems, sugiriendo una redacción alternativa de cada uno si lo consideraban conveniente. Se revisaron los ítems con puntuaciones medias <2,5, tanto en pertinencia como en comprensión. El encabezamiento de la escala fue: "*Piensa en tu propio comportamiento en clase de Educación Física y dinos tu grado de acuerdo*". La concordancia global de los cuatro expertos sobre la pertinencia y comprensión de los ítems se midió mediante el Coeficiente de Correlación Intraclase (CCI), a partir de un modelo de efectos mixtos y asumiendo una definición de acuerdo absoluto (intervalo de confianza: 95%); los valores obtenidos fueron: CCI=,81 en pertinencia y CCI=,87 en comprensión.

La nueva versión fue administrada a 50 alumnos de secundaria con edades entre 12 y 18 años. Los comentarios de los mismos sobre instrucciones y forma de redacción supusieron cambios menores. Tras el análisis de los resultados psicométricos obtenidos y una última revisión por parte del equipo de investigación se llegó a la versión final española del PECEI adaptado a la EF, que se denominó: *Cuestionario para las medir las Conductas Disruptivas en Educación Física* (CCDEF).

Instrumentos

Se adaptó la versión abreviada original del *Physical Education Classroom Instrument* (PECEI) de Krech et al. (2010) y basado en el trabajo de Kulinna et al. (2003). La versión corta consta de 20 ítems para medir las conductas disruptivas en el alumnado de EF en cinco dimensiones de cuatro ítems cada una: (a) *agresividad*, (b) *irresponsabilidad y bajo compromiso*, (c) *desobediencia de las normas*, (d) *perturbador del ambiente de clase* y (e) *bajo autocontrol personal*. En las instrucciones se pide a los estudiantes que indiquen el grado de acuerdo con los ítems, recogiendo las respuestas en una escala tipo Likert de cinco puntos que oscilaba entre 1 (*nunca*) y 5 (*siempre*).

Satisfacción con la escuela. Se empleó el *Cuestionario de Satisfacción Intrínseca en la Escuela* (ISC) del *Intrinsic Satisfaction*

Classroom Scale, de Nicholls, Patashnick, y Nolen (1985), Nicholls (1989) y Duda y Nicholls (1992), adaptado al castellano por Castillo, Balaguer, y Duda (2001). Este instrumento presenta ocho ítems que miden el grado de satisfacción con la escuela, con dos subescalas que miden la *satisfacción/diversión* (cinco ítems) y el *aburrimiento* con la escuela (tres ítems). En este trabajo se ha utilizado la subescala *satisfacción/diversión*. La escala estaba precedida por la frase "*Dinos tu grado de desacuerdo o acuerdo en relación a las siguientes afirmaciones, referidas a todas tus clases en el instituto*". Las respuestas fueron recogidas mediante una escala tipo Likert que oscilaba entre 1 (*totalmente en desacuerdo*) y 5 (*totalmente de acuerdo*). Los índices de consistencia interna y validez hallados en la subescala *satisfacción/diversión* fue $\alpha=,78$; *fiabilidad compuesta*: $\alpha=,84$; *validez media extraída*: $\alpha=,55$

Procedimiento

Para la realización del trabajo de campo de este estudio fueron obtenidos los permisos de los órganos competentes, tanto de los centros de educación secundaria como universitarios, incluido el informe favorable de la Comisión de Bioética. Los padres/tutores y estudiantes fueron pertinentemente informados acerca del protocolo y objeto del estudio. La firma del consentimiento informado por parte de ambos fue requisito indispensable para participar. Los instrumentos se administraron en el aula por los investigadores, sin la presencia del docente. Se solicitó máxima sinceridad a todos los participantes, que fueron informados del objetivo de estudio, voluntariedad y confidencialidad de las respuestas y manejo de datos y que no había respuestas correctas o incorrectas.

Análisis estadísticos

Los estadísticos de homogeneidad de cada ítem y alfa de Cronbach se calcularon con SPSS 22.0. Se analizó la consistencia interna y se hallaron la *fiabilidad compuesta* y la *varianza media extraída* de cada dimensión. La evaluación de la estructura factorial del instrumento analizado se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con LISREL 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2003). Asimismo, se calculó el coeficiente de *Mardia-Based-Kappa* para estimar la normalidad multivariante. Finalmente se realizó un modelo de regresión estructural para estudiar la predicción de la satisfacción con la escuela a partir de las conductas disruptivas en Educación Física.

Resultados

Análisis de ítems de la escala

Para el análisis de cada uno de los ítems de la escala evaluada se ha seguido el procedimiento de análisis en la línea de lo establecido por Carretero-Dios y Pérez (2007). Este análisis es

necesario para estudiar la conveniencia de mantener cada ítem dentro de cada una de las dimensiones teóricas a la que pertenece, según la escala original (Krech et al. 2010). En el análisis estadístico de ítems se mantuvo la distribución ítem-factor observada en el citado instrumento original. En el estudio de los ítems se analizó si la consistencia interna de la escala aumentaba con la eliminación de algún ítem, así como los requisitos establecidos por Nunnally y Bernstein (1995) para conservar un ítem dentro de un factor: coeficiente de correlación corregido ítem-total (*CCIT-c*) \geq ,30, desviación típica (*SD*) $>$ 1, y todas las opciones de respuesta usadas en algún momento. Asimismo, los índices de asimetría y curtosis son próximos a 0 y $<$ 2 (Tabla 1).

Los estadísticos referentes a los ítems de cada factor se presentan en la Tabla 1. En la dimensión *agresividad* cabe destacar que las *SD* de los ítem 1 y 3 fueron $>$ 1, pero las de los ítem 2 y 4 fueron $<$ 1. Además, la consistencia interna de esta dimensión resultó inadecuada al no alcanzar el mínimo de ,70, aunque sube si se elimina alguno de los ítems: 2 ó 4; no obs-

tante, habría que probar esta escala eliminando los dos ítems a la vez. Este aspecto hay que tenerlo en cuenta para la evaluación del ajuste del modelo con procedimientos confirmatorios. Asimismo, los *CCIT-c* de los ítems 1 y 3 presentaron valores \geq ,41, mientras que los de los ítems 2 y 4 fueron $<$,30, datos que también recomiendan la eliminación de estos ítems de la escala.

Respecto a los ítems del factor *irresponsabilidad y bajo compromiso*, los del factor *desobediencia de las normas* y los del factor *perturbador del ambiente de clase*, presentaron valores adecuados de *SD*, consistencia interna y *CCIT-c*.

Los ítems del factor *bajo autocontrol personal* alcanzaron valores de *SD* $>$ 1, pero la consistencia interna de esta dimensión no resultó del todo adecuada al no alcanzar el mínimo de ,70, subiendo considerablemente hasta α = ,84 si se elimina el ítem 19. Este aspecto hay que tenerlo en cuenta para la evaluación del ajuste del modelo con procedimientos confirmatorios. Todos los *CCIT-c* presentaron valores \geq ,60, a excepción del ítem 19, lo que también recomienda la eliminación del ítem de la escala.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos, de consistencia interna y de homogeneidad (N = 758).

Escala:	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>CCIT-c</i>	α sin ítem	Asimetría	Curtosis
<i>Agresividad</i> (α = ,43)						
1. Amenazo a los demás compañeros/as de clase	1,38	1,15	,56	,10	1,22	,95
3. Hablo de los demás a sus espaldas	1,87	1,11	,41	,10	1,19	,59
2. Hablo correctamente a mis compañeros/as de clase	3,96	,96	,17	,49	-1,04	,38
4. Hablo de forma correcta al profesor/a	4,20	,99	,41	,53	-1,47	1,26
<i>Irresponsabilidad y bajo compromiso</i> (α = ,73)						
8. Me muevo lentamente a propósito	1,77	1,20	,56	,64	1,17	1,08
7. Busco llamar la atención	1,63	1,06	,50	,67	1,21	1,54
5. Me quejo habitualmente	2,27	1,25	,51	,67	,60	-,76
6. Soy perezoso en clase	2,33	1,33	,49	,68	,61	-,84
<i>Desobediencia de las normas</i> (α = ,77)						
11. No presto atención en clase de EF	1,72	1,11	,67	,66	1,46	1,11
12. No sigo las instrucciones	1,60	1,02	,60	,71	1,32	1,58
9. Interrumpo las clases	1,54	1,01	,53	,74	1,00	1,32
10. Me siento inseguro en clase de EF	1,75	1,19	,51	,76	1,47	1,01
<i>Perturbador del ambiente de clase</i> (α = ,81)						
14. Abandono el grupo durante una actividad	1,45	1,23	,69	,74	1,20	1,20
15. Miento en clase	1,40	1,02	,69	,74	1,47	1,63
16. Me salto las clases de EF	1,31	1,13	,66	,75	,96	,90
13. Tengo mucho genio y me enfado	1,81	1,20	,54	,83	1,42	,99
<i>Bajo autocontrol personal</i> (α = ,69)						
20. Acoso a algunos/as compañeros/as de clase	1,33	1,14	,57	,57	,98	,02
17. Soy peleón/a	1,42	1,08	,60	,55	,48	,55
18. Me burlo de otros/as compañeros/as de clase	1,52	1,04	,65	,51	,09	,79
19. Argumento mis actos	2,65	1,41	,22	,84	,24	-1,24

Nota. N=muestra; M=media; SD=Desviación típica; *CCIT-c*=Coeficiente de correlación corregido ítem-total; α =alfa de Cronbach.

Análisis factorial confirmatorio

Con objeto de examinar la estructura factorial del instrumento, se analizaron las propiedades psicométricas de la dimensionalización original del PECEI, propuesta teóricamente por Krech et al. (2010), mediante modelos de regresión estructural. Se calcularon varios índices de ajuste para la evaluación de los modelos, combinando índices de ajuste absolutos y relativos (Markland, 2007). Entre los absolutos: el valor p , asociado con el estadístico chi cuadrado (χ^2); la *ratio* entre χ^2 y grados de libertad (gl) (χ^2/gl); las *ratios* $<2,0$ se consideran como indicadores de muy buen ajuste del modelo (Tabachnik y Fidell, 2007), aunque valores $<5,0$ son considerados aceptables (Hu y Bentler, 1999); GFI (índice de bondad de ajuste). Entre los índices relativos: NFI (índice de ajuste normalizado), NNFI (índice de ajuste no normativo) y CFI (índice de ajuste comparativo). También el RMSEA (*error de aproximación cuadrático medio*), como índice incremental. Los parámetros estimados se consideran significativos cuando el valor asociado al valor t es superior a 1,96 ($p < .05$).

En primer lugar se realizó un análisis de la normalidad multivariante de esta escala. Se realizó el *test de normalidad basado en la curtosis multivariante relativa* (RMK) de PRELIS, del programa LISREL 8.80. El valor de la *curtosis normalizada multivariante* del PECEI fue: 143,95 (*Mardia-Based-Kappa* =,705). El valor crítico considerado del test fue 1,96 (5%). Los resultados del test mostraron que no se puede aceptar la normalidad multivariante, lo que implica la utilización de estimadores robustos. Por ello, se utilizó el método de estimación *weighted least squares* (WLS) del programa LISREL 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2003). La matriz de correlaciones policóricas y la matriz de covarianzas asintóticas fueron utilizadas como input para el análisis de los datos. Se hipotetizó un modelo de medida de cinco factores.

Algunos autores (Markland, 2007) sugieren formular y analizar varios modelos si los datos así lo recomiendan y de reportar los resultados más relevantes. Teniendo en cuenta lo expuesto anteriormente en el análisis de ítems de la escala, es conveniente realizar y comparar varios modelos de regresión estructural para comprobar el que mejor se ajusta. Por ello, se decidió realizar tres modelos: uno con los 20 ítems de la escala, otro modelo suprimiendo los ítems 2 y 4 y un último modelo de 17 ítems en el que se suprimieron los ítems 2, 4 y 19.

A continuación se presentan los resultados del AFC correspondientes a los tres modelos planteados. En el modelo con 20 ítems destacan tres ítems con bajas cargas factoriales: ítem 2 (-,55), que presenta además un alto error de medición (,67); ítem 4 (-,66), con un error de medición de ,57; ítem 19 (,39), con un alto error de medición de ,84. Además, los *t-value* de los ítems 2 y 4 fueron $<$ de 1,96. Todos los ítems presentaron fiabilidad individual (R^2) $>$,50, excepto el ítem 2, 4 y 19. Estos resultados recomiendan la revisión, probando

otros modelos sin estos ítems. El modelo con 18 ítems se ha realizado sin los ítems 2 y 4. En este modelo resalta el ítem 19 con una baja carga factorial (,43) y un alto error de medición (,82). Todos los ítems presentaron $R^2 >$,50, excepto el ítem 19. Igualmente, estos resultados recomiendan la revisión, probando otros modelos sin este ítem. El modelo con 17 ítems (Figura 1) se ha realizado sin los ítems 2, 4 y 19. En este caso, todos los ítems presentan cargas factoriales altas, $R^2 >$,50 y *t-value* $>$ 1,96.

Modelo 17 ítems

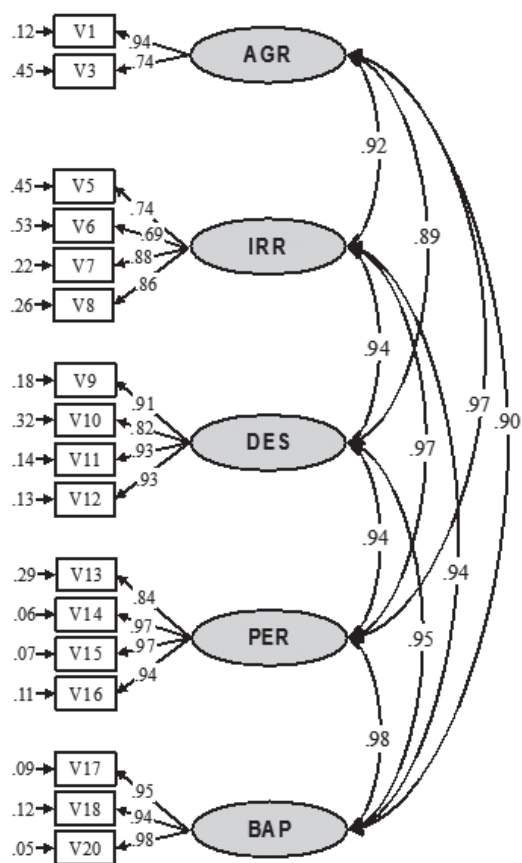


Figura 1. Path Diagram del AFC, con pesos estandarizados y errores de medición de cada uno de los ítems del CCDEF en alumnado de EF en secundaria.

AGR=agresividad; IRR=irresponsabilidad y bajo compromiso; DES=desobediencia de las normas; PER=perturbador del ambiente de clase; BAP=bajo autocontrol personal.

En la Tabla 2 se pueden observar los índices de ajuste de cada modelo evaluado. Los tres modelos mostraron índices de ajuste aceptables, siendo muy buenos estos índices en los modelos 17 y 18. No obstante, el modelo de 17 ítems es el úni-

co de los expuestos que presenta los requisitos mínimos para poder garantizarla *validez convergente* (Hair, Black, Babin, y

Anderson, 2009): cargas factoriales estandarizadas elevadas (>,60) y estadísticamente significativas (*t-value*>1,96).

Tabla 2. Índices de ajuste de cada modelo.

Modelos	χ^2	gl	p	χ^2/gl	GFI	NFI	NNFI	CFI	RMSEA	ECVI
20 ítems	452,55	160	,000	2,82	,98	,95	,96	,97	,049	,555
18 ítems	238,14	125	,000	1,90	,99	,97	,98	,98	,035	,452
17 ítems	207,48	109	,000	1,90	,99	,97	,98	,98	,034	,404

Nota: χ^2 = chi cuadrado; gl=grados de libertad; NFI=índice de ajuste normalizado; NNFI=índice de ajuste no normativo; CFI=índice de ajuste comparativo; RMSEA=error de aproximación cuadrático medio.

Con el fin de ratificar estos resultados se realizaron, además, dos procedimientos: (a) se analizaron las diferencias entre los valores de χ^2 asociados con los modelos anidados ($\Delta\chi^2$); esta diferencia se distribuye como un χ^2 con los gl igual a la diferencia de los gl de los modelos anidados; de esta manera se comprueba estadísticamente la diferencia entre dos modelos anidados (Bentler y Bonnet, 1980); (b) se calculó el índice de validación cruzada esperada (ECVI) de cada modelo, que contempla tanto el ajuste como la parsimonia del modelo, y ajusta mejor el modelo que presente un valor más bajo. Los análisis de las diferencias en χ^2 entre el modelo de 20 ítems y el de 18 mostró: $\Delta\chi^2_{(35)}=214,41$; y el realizado entre el modelo de 18 ítems y el 17 ítems $\Delta\chi^2_{(16)}=30,56$. Estos resultados demuestran que el modelo estructural de cinco factores y 17 ítems es el que mejor se ajusta a los datos; asimismo, también este modelo presentó el ECVI más bajo. En el Anexo se recoge la versión definitiva del PECEI en su versión española (CCDEF) (17 ítems).

Fiabilidad y validez de la escala

Para evaluar la consistencia interna de cada dimensión se ha utilizado el alfa de Cronbach pero, además, en el AFC de escalas con naturaleza ordinal de la matriz de correlaciones, también resulta interesante ofrecer los datos de *fiabilidad compuesta* y *varianza media extraída* (AVE - Average Variance Extracted) de cada dimensión. Incluso en el factor 1, que aunque presenta un alfa de Cronbach inferior a ,70, podría ser cuestionado, se ha de apuntar que dado el pequeño número de ítems (2) se puede considerar aceptable, según Taylor, Ntoumanis y Standage (2008); por otro lado, la fiabilidad compuestas se considera más adecuado que el alfa de Cronbach porque no depende del número de atributos asociados a cada concepto (Vandenbosch, 1996). La AVE refleja la cantidad total de varianza de los indicadores recogida por el constructo latente; a valor más alto, más representativos son los indicadores de la dimensión crítica en la que cargan. Según Hair et al. (2009) la *fiabilidad compuesta* debe tener un valor mínimo de ,70 y la AVE de ,50. En la Tabla 3 se exponen los datos de fiabilidad y validez de la escala.

Tabla 3. Fiabilidad y validez de la escala.

CCDEF - modelo 17 ítems	Fiabilidad compuesta	AVE	Alfa de Cronbach
<i>Agresividad</i>	,84	,72	,58
<i>Irresponsabilidad y bajo compromiso</i>	,87	,64	,73
<i>Desobediencia de las normas</i>	,94	,81	,77
<i>Perturbador del ambiente de clase</i>	,96	,87	,81
<i>Bajo autocontrol personal</i>	,97	,92	,84

Nota. AVE=Varianza media extractada.

Se evaluó la estabilidad temporal del instrumento con la citada muestra de 150 escolares que completaron el CCDEF en dos ocasiones con intervalo de seis semanas. Los resultados de las cinco escalas, tanto en pretest como en postest fueron: *agresividad*, pretest $\alpha=,61$ y postest $\alpha=,60$; *irresponsabilidad y bajo compromiso*, pretest $\alpha=,72$ y postest $\alpha=,73$; *desobediencia de las normas*, pretest $\alpha=,77$ y postest $\alpha=,78$; *perturbador del ambiente de clase*, pretest $\alpha=,82$ y postest $\alpha=,82$; *bajo autocontrol personal*, pretest $\alpha=,86$ y postest $\alpha=,85$. Los valores de correlación test-retest hallados oscilaron entre $r=,64$ de la dimensión *desobediencia de las normas* y $r=,82$ de la dimensión *perturbador del ambiente de clase*.

Validez concurrente

Se evalúa la validez empírica del CCDEF analizando su relación con la satisfacción/diversión con la escuela mediante análisis de regresión estructural. En este modelo de regresión estructural se hipotetizó que las dimensiones de conducta disruptiva del CCDEF actuarían como predictores negativos de la *satisfacción/diversión con la escuela*. Para ello se introdujo la subescala *satisfacción/diversión* del ISC nombrada en el apartado de los instrumentos.

Igualmente, se efectuó el *test de normalidad basado en la RMK* e indicaron que no se puede aceptar la normalidad multivariante y se procedió de forma similar a la descrita anteriormente en el AFC realizado. Los índices de ajuste del modelo fueron adecuados: $\chi^2=635,09$, $gl=194$, $p=,000$, $\chi^2/gl=3,27$, $GFI=,98$, $NFI=,95$, $NNFI=,95$, $CFI=,96$, $RMSEA=,055$.

Se comprueba una relación de predicción negativa entre la *irresponsabilidad* y la *satisfacción/diversión con la escuela* (-,58). También es destacable que el *bajo autocontrol personal* (-,21). En cambio, se establece como positiva la relación con la *perturbación en clase* (,65).

Discusión

El objetivo del presente trabajo fue validar al contexto español el PECE para poder analizar y estudiar más a fondo las conductas disruptivas de los discentes. Esta versión española se denomina CCDEF. Esto es importante abordarlo en EF porque, como afirman Macazaga, Rekalde y Vizcarra (2013), en las clases de EF es más frecuente que aparezcan los conflictos que en otras asignaturas, donde el alumnado permanece sentado haciendo sus tareas.

La estructura factorial del PECE fue analizada en un primer momento por Krech et al. (2003) y Krech et al. (2010), que concretaron un instrumento compuesto por ítems para medir las conductas disruptivas en cinco dimensiones. En el presente trabajo se testó en primer lugar el modelo de 20 ítems y se comprobó que los ítems 2, 4 y 19 presentaban algunos problemas en la *SD* y en *CCIT-c*. En consecuencia, el factor de agresividad presentaba un bajo valor alfa de Cronbach, al igual que ocurría en el factor de bajo control, en este caso debido al ítem 19. Además, en el AFC del modelo, según la estructura original, se observaban bajas cargas factoriales en los citados ítems 2, 4 y 19, así como problemas en el error de medición y en los *t-value* correspondientes. Por todo ello, y para ratificar estos datos, se probaron con modelos anidados y con el ECVI los tres posibles modelos (20, 18 y 17 ítems), demostrando que el modelo de cinco factores y de 17 ítems era el que obtenía mejores ajustes.

El AFC basado en modelos de ecuaciones estructurales apoya la validez factorial y la fiabilidad del instrumento original, sobre todo en la versión de 17 ítems, similar al del modelo hipotetizado de origen, mostrando unos índices que se ajustan a lo aceptable.

Al igual que el PECE en su versión original de 20 ítems, en esta investigación el modelo de 17 del CCDEF presenta una consistencia interna adecuada, no mejorando con la eliminación de ningún ítem más. Además, el resto de indicadores proponen dejar todos los ítems analizados, como se puede ver en la tabla 1. Otro aspecto a destacar son las altas cargas factoriales obtenidas en el modelo final, lo que denota la pertenencia de cada ítem a su factor correspondiente, así como los valores de la fiabilidad individual, todos ellos por encima del mínimo exigido por los autores de referencia citados.

Además, el *coeficiente de fiabilidad compuesta*, la *AVE* o la *estabilidad temporal* del modelo definitivo dan muestra de la fiabilidad y validez de esta escala con 17 ítems. Hay que des-

tañar que Krech et al. (2010) no aportaron en su momento estos estadísticos en la versión original.

En el análisis de validez concurrente se utilizó el factor de satisfacción del ISC debido a las posibles relaciones entre ambos constructos, aspectos que ya se han manifestado en otros estudios (Baena-Extremera y Granero-Gallegos, 2015).

Como se puede apreciar, el factor que mayor predicción negativa consigue hacia la satisfacción con la escuela es el de *irresponsabilidad* y *bajo compromiso*. Esto corrobora lo hasta ahora conocido sobre la satisfacción escolar, donde autores como Danielsen, Samdal, Hetland, y Wold (2009) y Huebner y Gilman (2006), encontraron una asociación entre ésta y el rendimiento académico. Por tanto, si el alumno se muestra irresponsable y con bajo compromiso hacia las tareas académicas, es normal que presente una baja satisfacción escolar.

Igualmente, mantiene una predicción negativa el factor de bajo autocontrol personal. En esta línea, pero a la inversa, la insatisfacción con la escuela se ha asociado con diversos comportamientos negativos propios de un pobre control personal escolar, tales como el absentismo escolar y la depresión (Luopa, Pietikäinen, y Jokela, 2006), llegando incluso a influir en el abandono escolar (Takakura, Bake, y Kobayashi, 2010).

Finalmente, la perturbación del ambiente de clase se establece como un predictor positivo de la satisfacción/diversión con la escuela. En ocasiones, la perturbación del ambiente de clase se produce por alumnado que pretende “hacer gracia” o “hacerse el gracioso”, hacer reír a los demás, lo cual le reporta a ese alumno o alumna cierta satisfacción personal, si bien se produce una interrupción del desarrollo de la sesión. Por este motivo, es posible que dicha predicción se establezca como positiva.

Para concluir, se puede afirmar que la escala CCDEF cumple con los requisitos exigidos para su validación, siguiendo los factores hipotetizados según la estructura de origen. Los resultados obtenidos avalan la utilización del CCDEF, ya que resultan coherentes con las escasas investigaciones existentes en el ámbito académico y con las relaciones lógicas de otros factores de escalas como la ISC. Queda así demostrado que la CCDEF es un instrumento válido y fiable para evaluar las conductas disruptivas en clase de EF. Finalmente, indicar que es necesario que otras investigaciones continúen evaluando los modelos aquí presentados.

Aplicaciones prácticas

Es necesario señalar la importancia de este instrumento, debido a la numerosas utilidades que presenta no sólo para los docentes de EF, sino para padres, tutores e incluso legisladores educativos. Por ejemplo, siguiendo a Krech et al. (2010) y las aportaciones de Gil, Chillón y Delgado (2016), este instrumento servirá para proporcionar habilidades de gestión del aula al profesor, dependiendo del tipo de conductas y su

gravedad, llegando incluso a poder detectar rasgos de burnout en el alumno (Portolés y González, 2016). De hecho, esta escala permitirá detectar no solo las conductas disruptivas en clase y quien las realiza sino, incluso, la gravedad de las mismas. Esto aportará un paso más en la aplicación objetiva de las medidas correctoras de faltas leves y graves recogidas por ejemplo, en secundaria, en el artículo 32 y ss. del Decreto 327/2010, de 13 de julio, por el que se aprueba el Reglamento Orgánico de los Institutos de Educación Secundaria.

Igualmente, servirá para proporcionar feedbacks, recomendaciones e, incluso, para planificar las clases. Por tanto, servirá al profesorado para evaluar la conducta del alumno a lo largo del curso y ayudará al docente en la planificación escolar, pues si de antemano conoce los resultados de este instrumento con el grupo clase, podrá organizar mejor la intervención didáctica para que pueda ser efectiva. Recientes estudios, como el de Gómez-López, et al. (2015), ponen de manifiesto la importancia que desde el docente se dirija al alumnado a través de estrategias de disciplina fundamentadas en razones

intrínsecas, de preocupación y responsabilidad, que favorezcan una motivación autodeterminada. También el clima motivacional y el nivel de autonomía del alumnado son aspectos relacionados con la motivación y la disciplina en las clases y que el profesor ha de tener muy en cuenta a la hora de planificar y desarrollar las sesiones (Abós, Sevil, Sanz, Aibar, y García-González (2016). Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Sánchez-Fuentes, y Martínez-Molina, 2014; Moreno-Murcia, Gómez y Gimeno, 2010; Moreno-Murcia, Huéscar, y Parra, 2013).

Pero igualmente, esta escala es fundamental para el cumplimiento de algunos de los artículos de la Ley Orgánica 8/2013 de Mejora de la Calidad Educativa, como el recogido en el 124 sobre convivencia escolar. Sobre esto, cabe señalar que “*la mejora de la calidad democrática de una comunidad pasa inexorablemente por la mejora de la calidad de su sistema educativo, y para ello, es necesario que las condiciones de enseñanza y de aprendizaje que rodean a los discentes, sea la adecuada*”.

Referencias

- Abós, A., Sevil, J., Sanz, M., Aibar, A., y García-González, L. (2016). El soporte de autonomía en Educación Física como medio de prevención de la oposición desafiante del alumnado. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 12(43), 65-78.
- Baena-Extremera, A. y Granero-Gallegos, A. (2015). Modelo de predicción de la satisfacción con la Educación Física y la escuela. *Revista de Psicodidáctica*, 20(1), 177-192.
- Bentler, P. M. y Bonnet, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 80, 588-606.
- Brislin, R. W. (1986). The wording and translation of research instruments. In W. Lonner y J. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hills, CA: Sage.
- Buscà, F., Ruiz, L., y Rekalde, I. (2014). Tratamiento del conflicto en las comunidades de aprendizaje a través de la educación física. *Retos. Nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 25, 156-161.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882. Recuperado de http://www.aepc.es/ijchp/articulos_pdf/ijchp-257.pdf
- Castillo, I., Balaguer, I., y Duda, J. L. (2001). Las Perspectivas de meta de los adolescentes en el contexto deportivo. *Psicothema*, 14(2), 280-287.
- Cervelló, E., Jiménez, R., del Villar, F., Ramos, L., y Santos-Rosa, F. (2004). Goal orientation, motivational climate, equality, and discipline of Spanish physical education students. *Perceptual and Motor Skills*, 99, 271-283.
- Cothran, D. y Kulinna, P. H. (2003). “This is king of giving a secret away...”: Students’ perspectives on effective class management. *Teaching and Teacher Education*, 19, 435-444.
- Cothran, D. y Kulinna, P. H. (2007). Students’ reports of misbehavior in physical education. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 78(3), 216-224.
- Danielsen, A. G., Samdal, O., Hetland, J., y Wold, B. (2009). School-related social support and students’ perceived life satisfaction. *Journal of Education Research*, 102(4), 303-318.
- Decreto 327/2010, de 13 de julio, por el que se aprueba el Reglamento Orgánico de los Institutos de Educación Secundaria.
- Duda, J. L. y Nicholls, J. G. (1992). Dimensions of achievement motivation in schoolwork and sport. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 290-299.
- Ervasti, J., Kivima, M., Puusniekka, R., Luopa, P., Pentti, J., Suominen, S., ..., Virtanen, M. (2011). Students’ school satisfaction as predictor of teachers’ sickness absence: a prospective cohort study. *European Journal of Public Health*, 22(2), 215-219.
- Gil, F. J., Chillón, P., y Delgado, M. A. (2016). Gestión de aula ante conductas contrarias a la convivencia en Educación Secundaria Obligatoria. *Retos. Nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 30, 48-53.
- Gómez-López, M., Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Bracho-Amador, C., y Pérez-Quero, F. J. (2015). Efectos de interacción de sexo y práctica de ejercicio físico sobre las estrategias para la disciplina, motivación y satisfacción en la Educación Física. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 40(1), 6-16.
- Goyette, R., Doré, R., y Dion, E. (2000). Pupils’ misbehaviors and the reactions and causal attributions of physical education student teachers: a sequential analysis. *Journal of Teaching in Physical Education*, 20, 3-14.
- Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Bracho-Amador, C., y Pérez-Quero, F. J. (en prensa). Metas sociales, clima motivacional, disciplina y actitud del alumno según el docente. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*.
- Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Sánchez-Fuentes, J. A., y Martínez-Molina, M. (2014). Validación española del Learning Climate Questionnaire (LCQ) adaptado a la Educación Física. *Psicología: Reflexión y Crítica*, 27(4), 625-633.
- Gutiérrez, M. y López, E. (2011). Percepción de las estrategias que emplean los profesores para mantener la disciplina, razones de los alumnos para ser disciplinados y comportamiento en educación física. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 22, 24-38.

21. Gutiérrez, M., López, E., y Ruiz, L. M. (2009). Estrategias para mantener la disciplina en las clases de educación física: Validación de su medida y análisis de la concordancia entre las percepciones de los profesores y las de sus alumnos. *Revista Mexicana de Psicología*, 26(2), 203-212.
22. Gutiérrez, M., Ruiz, L. M., y López, E. (2010). Perceptions of motivational climate and teachers' strategies to sustain discipline as predictors of intrinsic motivation in physical education. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(2), 597-608.
23. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., y Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). New York: Pearson Prentice Hall.
24. Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. En R. K. Hambleton, P. F. Merenda, y S. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
25. Hernández, R., Fernández, C., y Baptista, P. (2010). *Metodología de la investigación* (5ª Ed.). México: MacGrawHill.
26. Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
27. Huebner, E. S. y Gilman, R. (2006). Students who like and dislike school. *Applied Research in Quality of Life*, 2, 139-150.
28. Jöreskog, K. y Sörbom, D. (2003). *LISREL 8.54. Structural equation modeling with the Simplis command language*. Chicago: Scientific Software International
29. Klomsten, A. T., Marsh, H. W., y Skaalvik, E. M. (2005). Adolescent's perceptions of masculine and feminine values in sport and physical education. A study of gender differences. *Sex Roles*, 52(9-10), 625-636.
30. Krech, P. R., Kulinna, P. H., y 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.
31. Kulinna, P. H., Cothran, D., y Regualos, R. (2003). Development of an Instrument to Measure Student Disruptive Behavior. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 7(1), 25-41.
32. Kulinna, P. H., Cothran, D., y Regualos, R. (2006). Teachers' reports of student misbehavior in physical education. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 77, 32-40.
33. Ley Orgánica 8/2013 de 9 de diciembre, de Mejora de la Calidad Educativa.
34. Luopa, P., Pietikänen, M., y Jokela, J. (2006). Mistä tukea? *Depression, bullying, and truancy among adolescents in Helsinki 1996-2006 (in Finnish)*. Helsinki: National Institute for Health and Welfare.
35. Macazaga, A. M., Rekalde, I., y Vizcarra, M. T. (2013). ¿Cómo encauzar la agresividad? Una propuesta de intervención a través de juegos y deportes. *Revista Española de Pedagogía*, 255, 263-276.
36. Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 851-858.
37. Martínez-Galindo, C., Cervelló, E., y Moreno-Murcia, J. A. (2012). Predicción de las razones del alumando para ser disciplinado en educación física. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 44(3), 41-52.
38. Moreno-Murcia, J. A., Gómez, A., y Gimeno, E. C. (2010). Un estudio del efecto de la cesión de autonomía en la motivación sobre las clases de educación física. *European Journal of Human Movement*, (24), 15-27.
39. Moreno-Murcia, J. A., Huéscar, E., y Parra, N. (2013). Manipulación del clima motivacional en educación física para evitar el aburrimiento. *Revista Mexicana de Psicología*, 30(2), 108-114.
40. Muñoz, J. y Bartram, D. (2007). Improving international tests and testing. *European Psychologist*, 12, 206-219.
41. Muñoz, J. y Hambleton, R. K. (2000). Adaptación de los test de unas culturas a otras. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 2, 129-149.
42. Nicholls, J. G., Patashnick, M., y Nolen, S. B. (1985). Adolescents' theories of education. *Journal of Educational Psychology*, 77, 683-692.
43. Nicholls, J. G. (1989). *The competitive ethos and democratic education*. Cambridge, MASS: Harvard University Press.
44. Nunnally, J. C. y Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: Mcgraw-Hill.
45. Osterlind, S. J. (1989). *Constructing Test Items*. Londres: Kluwer Academic Publishers.
46. Papaioannou, A. (1998). Goal perspectives, reasons for being disciplined and selfreported discipline in physical education lessons. *Journal of Teaching in Physical Education*, 17, 421- 441.
47. Portolés, A. y González, J. (2016). Actividad física y niveles de burnout en alumnos de la E.S.O. *Retos. Nuevas tendencias en Educación Física, Deportes y Recreación*, 29, 95-99.
48. Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
49. Takakura, M., Wake, N., y Kobayashi, M. (2010). The contextual effect of school satisfaction on health-risk behaviors in Japanese high school students. *Journal of School Health*, 80(11), 544-551.
50. Taylor, I., Ntoumanis, N., y Standage, M. (2008). A self-determination theory approach to understanding antecedents of teachers' motivational strategies in physical education. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 30, 75-94.
51. Tsouloupas C. N., Carson, R. L., Matthews, R., Grawitch, M. J., y Barber, L. K. (2010). Exploring the association between teachers' perceived student behavior and emotional exhaustion: the importance of teacher efficacy beliefs and emotion regulation. *Educational Psychology*, 30, 173-189.
52. Vandenbosch, M. (1996). Confirmatory Compositional Approaches to the Development of Product Spaces. *European Journal of Marketing*, 30(3), 23-46.
53. Wang, M. T., Selman, R. L., Dishion, T. J., y Stormshak, E. A. (2010). A tobit regression analysis of the covariation between middle school students' perceived school climate and behavioral problems. *Journal of Research on Adolescence*, 20(2), 274-286.

Anexo: Version española del Cuestionario para medir las Conductas Disruptivas en Educación Física (CCDEF)

“Piensa en tu propio comportamiento en clase de EF y dinos tu grado de acuerdo con las siguientes afirmaciones”.

Ítems	Nunca	Casi nunca	Algunas veces	Con frecuencia	Siempre
1. Amenazo a los demás compañeros/as de clase	1	2	3	4	5
2. Hablo de los demás a sus espaldas	1	2	3	4	5
3. Me quejo habitualmente	1	2	3	4	5
4. Soy perezoso en clase	1	2	3	4	5
5. Busco llamar la atención	1	2	3	4	5
6. Me muevo lentamente a propósito	1	2	3	4	5
7. Interrumpo las clases	1	2	3	4	5
8. Me siento inseguro en clase de EF	1	2	3	4	5
9. No presto atención en clase de EF	1	2	3	4	5
10. No sigo las instrucciones	1	2	3	4	5
11. Tengo mucho genio y me enfado	1	2	3	4	5
12. Abandono el grupo durante una actividad	1	2	3	4	5
13. Miento en clase	1	2	3	4	5
14. Me salto las clases de EF	1	2	3	4	5
15. Soy peleón/a	1	2	3	4	5
16. Me burlo de otros/as compañeros/as de clase	1	2	3	4	5
17. Acoso a algunos/as compañeros/as de clase	1	2	3	4	5