

Propiedades psicométricas de la Escala de Motivación Deportiva y análisis de la motivación en las clases de educación física y su relación con nivel de práctica de actividad física extraescolar

Psychometric properties of the Sports Motivation Scale, and analysis of motivation in physical education classes and its relationship with out-of-school physical activity levels

*Jose Enrique Moral García, *Jorge Román-Palmero, *Sergio López García, **Andrés Rosa Guillamón, **Juan José Pérez Soto, **Eliseo García Cantó

*Universidad Pontificia de Salamanca (España), **Universidad de Murcia (España)

Resumen: El objetivo de este estudio fue analizar las relaciones existentes entre las motivaciones generadas por el docente de educación física con el género y nivel de práctica de actividad física de los adolescentes. Para ello se analizaron previamente las propiedades psicométricas de la Escala de Motivación Deportiva, para posteriormente en nuestra muestra establecer la baremación de la escala y conocer si existen diferencias por género y nivel de práctica de actividad física. Se utilizó la versión adaptada al español de la Escala de Motivación Deportiva. Se trata de un estudio no experimental, ex post factor, de carácter descriptivo y de corte transversal. Participaron un total de 315 adolescentes de Educación Secundaria Obligatoria de la Comunidad de Madrid, con una edad media de 14.2 ± 1.6 años (52.2% hombres). Los resultados encontrados sugieren seguir el modelo de 7 factores, ya que presentaron un buen ajuste de los datos en cuanto a fiabilidad y validez. El mayor nivel de motivación encontrado correspondió con indicadores de motivación intrínseca. Las correlaciones muestran que las variables más relacionadas son las de motivación intrínseca. Los hombres tuvieron mayor motivación que las mujeres, excepto en motivación externa introyectada y No motivación. Los adolescentes más activos se sintieron más motivados que los sedentarios. Quedó evidenciado que el instrumento analizado es válido y fiable, recomendándose respetar la estructura de 7 factores, pudiéndose observar la correlación positiva entre niveles elevados de motivación con los varones y adolescentes activos.

Palabras clave: motivación, psicometría, actividad física, adolescencia, educación secundaria, autodeterminación.

Abstract: The objective of this study was to analyze the relation between the motivations generated by the physical education teachers, gender, and level of physical practice in adolescents. For this reason, the psychometric characteristics of the Sports Motivation Scale were analyzed; successively, the scale was applied to our sample to assess differences by gender and levels of physical practice. A Spanish version of the Sports Motivation Scale was employed. This study is non-experimental, ex post facto, descriptive, and cross-sectional. A total of 315 adolescents (average age of 14.2 years; 52.2% men) from Compulsory Secondary Education in the Community of Madrid participated. Our results suggest to adopt the 7-factor model, since it presents a good data adjustment in terms of reliability and validity. Intrinsic motivation was the dimension showing the highest scores. The correlational analysis revealed intrinsic motivation variables as the most related. Men are more motivated than women, except in introjected external motivation and amotivation. The most active adolescents felt more motivated than the sedentary ones. Findings suggest that the analyzed instrument is valid and reliable when using the 7-factor structure, as a positive correlation between high levels of motivation and active males and adolescents could be observed.

Key word: Motivation, psychometry, physical activity, adolescence, secondary education, self-determination.

Introducción

La motivación es considerada como un constructo multidimensional (Guzmán, Garratalá, García-Ferriol y Carratalá, 2006), entendida como una dimensión que define los factores internos o externos que favorecen la aparición o mantenimiento de determinados comportamiento o acciones (Candela, Zucchetti y Villosio, 2014). Esto ayuda a comprender la Teoría de la Autodeterminación de Deci y Ryan, en la cual se afirma que sobre la conducta se pueden ejercer tres tipos de motivaciones: intrínseca (MI), extrínseca (ME) o no estar motivada (Deci y Ryan, 1985, 1991).

En el ámbito de la psicología de la actividad física y de deporte se distinguen dos líneas fundamentales de investigación, la primera que analiza los estados de ánimo desde un enfoque básicamente cognitivo (Quintana, Rivera, De la Vega y Ruiz, 2012; Parry, Chinnsamy, Papadopoulou, Noakes y Micklewright, 2011; Vallerand y Blanchard, 1999) y la segunda formada por las investigaciones cuyo objetivo principal gira en torno a la dimensión motivacional (Deci y Ryan,

1985; Gillet, Berjot, Vallerand, Amoura y Rosnet, 2012; Li et al., 2011; Plessner, 2010). En concreto, la Escala de Motivación Deportiva (EMD) quedaría englobada dentro de la segunda línea de actuación (Vega, Ruiz, Tejero y Rivera, 2014).

La EMD ha sido aplicada en el contexto deportivo con cierta regularidad, en estudios nacionales (Balaguer, Castillo, Duda y García Merita, 2011; Núñez, Martín-Albo, Navarro y González, 2006; López, 2000; Pelletier et al., 1995) e internacionales (Legrain, 2011; Martens y Webber, 2002), obteniendo en todos ellos niveles de fiabilidad aceptables (α e .70).

Sin embargo, la motivación hacía el deporte ha sido menos analizada en el ámbito docente, aunque en el contexto internacional autores como de Li y Harmer (1996), con la versión de cinco subescalas (motivación intrínseca, regulación identificada, regulación introyectada, regulación externa y no motivación) obtuvieron niveles alfa aceptables (entre .68 y .87). Por eso, es importante estudiar la motivación generada por el docente en las clases de educación física, ya que está demostrado que el docente tiene una labor muy importante en el fomento de hábitos positivos, debido a la gran influencia que puede ejercer sobre el clima motivacional generado en las clases de educación física (EF), apoyándose en tareas que fomenten la autonomía, el trabajo en equipo,

todo enmarcado en un contexto lúdico (Castro-Sánchez, Zurita-Ortega, Martínez-Martínez, Chacón-Cuberos y Espejo-Garcés, 2016; Cervelló et al., 2011; Conde y Almagro, 2013), teniendo en cuenta que la práctica de actividad física puede diferir en función del género de los participantes (Torres, Carpio, Lara y Zagalaz, 2014).

Desde una perspectiva teórica la motivación en el contexto deportivo puede tener diferencias en relación al ámbito educativo. Por ello, se pretende acotar la terminología al respecto. Una meta académica se puede considerar como un modelo o estilo motivacional integrado de creencias, atribuciones y afectos/sentimientos que dirigen las intenciones de la conducta, aquello que los sujetos hacen o quieren hacer en el contexto educativo de enseñanza/aprendizaje (Barca, Almeida, Porto, Peralbo y Brenlla, 2012; Pintrich y Schunk, 2006); De la Fuente, 2004; Deweck y Leggett, 1988; Ames (1992). Para Koka (2014) y Riley (2011) el alumno considera las motivaciones intrínsecas e inherentes a su personalidad, mientras que las extrínsecas aparecen a través del proceso de enseñanza aprendizaje suscitado por el docente. Ommundsen (2010) plantea que las necesidades de competencia y autonomía están en relación directa y positiva con la motivación intrínseca, y Gillet, Berjot, Vallerand, Amoura and Rosnet (2012) sostienen que a mayor nivel de motivación, mayor es el rendimiento obtenido.

Existen estudios que han analizado la EMD y su relación con el género de los sujetos. Aunque no hay un consenso claro, se ha relacionado más la motivación intrínseca con las mujeres y la extrínseca con los hombres (Brière et al., 1995; Balaguer, Castillo y Duda, 2007; Candela, Zucchetti y Villosio, 2014; Pelletier et al., 1995; Pelletier et al., 1995; Núñez et al., 2006). Parece ser que la motivación percibida sobre las clases de EF influye positivamente en la práctica de AF extraescolar (Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Sánchez-fuentes y Martínez-Molina, 2014; Moreno, Zomeño, Marín, Cervelló y Ruiz, 2009; Yli-Piipari et al., 2009).

En base a los antecedentes mencionados, hemos considerado necesario abordar este estudio que aporte una información más actualizada sobre las motivaciones deportivas de los estudiantes. Por consiguiente, el objetivo general de este estudio fue estudiar las propiedades psicométricas de la Escala de Motivación Deportiva adaptada al contexto docente con escolares adolescentes. De esta propuesta inicial se desprenden cuatro finalidades secundarias: verificar la viabilidad del modelo de 7 factores para nuestra población y contexto educativo; conocer la consistencia interna de la escala, mediante estudios de fiabilidad (alfa de Cronbach y validez (Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y prueba de Esfericidad de Bartlett); proceder a la baremación de la escala para poder así establecer modelos de comparación; conocer si existen diferencias por género y nivel de práctica, para así poder determinar si se reproducen las tendencias encontradas en estudios precedentes.

Metodología

Participantes

Se realizó un estudio no experimental, ex post facto, de carácter descriptivo y de corte transversal en escolares madrileños. Se llevó a cabo una medición única a todo el grupo.

Para la selección de la muestra se aplicó un muestreo aleatorio simple (Moreno y León, 2007), se trabajó con un error del 5% y con un nivel de confianza del 95%. La población objeto de estudio estuvo compuesta por estudiantes madrileños de Educación Secundaria Obligatoria (ESO). La muestra analizada estuvo formada por un total de 315 alumnos de ESO de Madrid el promedio de edad de los participantes fue de 14.21 ± 1.6 años dentro de un rango comprendido entre los 12 y 16 años. Atendiendo al género, se encontró que el 52.2% (n=158) eran hombres y el 49.8% (n=157) mujeres.

Instrumento

Se utilizó la Escala de Motivación Deportiva (EMD), originaria de Pelletier et al. (1995), en concreto la versión adaptada al español de Balaguer, Castillo y Duda (2007).

a) *Descripción de la EMD.* Consta de 28 ítems, con preguntas cerradas, las cuales hay que responder según el grado de semejanza que tenga dicho ítem con el ejecutor del test. La puntuación es de 1 a 7, siendo 1 la menor relación existente, y 7 la mayor, indicando un total ajuste a la persona.

b) *Descripción de los factores de la escala EMD:* factor MI para conocer (ítems 2, 4, 23 y 27), factor MI para experimentar estimulación (ítems 1, 13, 18, 25), factor MI para conseguir cosas (ítems 8, 12, 15 y 12), factor ME regulación identificada (ítems 7, 11, 17 y 24), factor ME regulación introyectada (ítems 9, 14, 21 y 26), factor ME regulación externa (ítems 6, 10, 16 y 22) y factor no motivación (ítems 3, 5, 19 y 28).

c) *Descripción de la fiabilidad original de la EMD.* La fiabilidad de la escala en la versión española (Balaguer, Castillo y Duda, 2007) es de 0.86 para la escala global, y para los factores toma los siguientes valores: MI conocer (.80), MI experimentar estimulación (.76), MI conseguir cosas (.83), ME regulación identificada (.68), ME regulación introyectada (.64), ME regulación externa (.74) y no motivación (.74).

Procedimiento

Los cuestionarios fueron aplicados por un mismo investigador dentro de una sola sesión de 50 minutos de duración en el horario habitual de clase. Se contó con la autorización del centro escolar, profesorado y consentimiento escrito de los padres o tutores de los menores implicados, así como en consentimiento verbal por parte del alumnado. Se ofrecieron unas breves instrucciones y se aseguró a los participantes la confidencialidad de las respuestas emitidas. La participación fue totalmente voluntaria. Los encuestados no recibieron ninguna compensación académica o monetaria por su contribución. Ningún alumno se negó a participar. La investigación fue desarrollada siguiendo las directrices éticas de la Declaración de Helsinki vigente, cumpliendo en todo momento con los máximos estándares de seguridad y ética profesional para este tipo de trabajos.

Análisis de los datos

Se realizó análisis descriptivo de datos mediante análisis de frecuencias, que permitió extraer una información lo más exacta posible a cerca de las características de la muestra. Para averiguar el coeficiente de fiabilidad y la consistencia interna de la escala se utilizó la prueba Alfa de Cronbach y test de las Dos Mitades. De forma complementaria se aplicó

la prueba KMO (Kaiser, Meyer y Olkin) para verificar la adecuación muestral y la prueba de esfericidad de Bartlett para evaluar la aplicabilidad del análisis factorial. Se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio y otro confirmatorio para estudiar la validez de la escala. Se obtuvieron correlaciones y comparaciones de medias mediante la prueba ANOVA, donde se informó de la media, desviación típica y tamaño del efecto (mediante la ζ^2) entre los diferentes factores de la escala y las variables independientes utilizadas. El nivel de significatividad fue considerado al $p < .05$. Todos los análisis fueron desarrollados utilizando el Statistical Package for Social Sciences (SPSS, versión 20.0 for Windows; SPSS, Inc., Chicago, IL, USA).

Resultados

Para la descripción de los ítems, y de cada escala, se calcularon los descriptivos de media, mediana, desviación típica, asimetría y curtosis. Las medias más altas se corresponden a los elementos que componen la escala MI Conocer (21.38 ± 5.34) y MI Experimentar Estimulación (19.91 ± 4.97). Por el contrario, la escala con una puntuación media más baja es la no motivación (8.64 ± 2.15).

Se analizó la fiabilidad obteniendo un elevado coeficiente para la escala completa ($\alpha = .898$). Hay dos factores que se ajustan a los parámetros óptimos: MI experimentar estimulación (.857) y MI conocer (.822). Tres factores que muestran un buen índice; MI conseguir cosas (.769), ME regulación identificada (.739) y ME regulación externa (.700). Por último, dos escalas que muestran índices pobres: ME regulación introyectada (.600) y no motivación (.555). Se decidió mantener la estructura factorial inicial del cuestionario, manteniendo los siete factores, que explican el 63.292% de la varianza.

Tras los análisis de validez mediante el método de componentes principales y rotación varimax se obtuvieron valores óptimos en la prueba de KMO=0.929 y prueba de Esfericidad de Bartlett tuvo un nivel de significación menor a 0.001, con

valores de Chi-cuadrado aproximado aceptables, lo cual indica que el conjunto de los ítems están significativamente intercorrelacionados, por lo que tiene sentido la realización de un análisis factorial.

Para el análisis de la estructura factorial de la EMD se realizó un análisis factorial confirmatorio utilizando el programa AMOS (versión 6.0). Siguiendo el modelo teórico inicial se establecieron siete factores concordantes con las diferentes subescalas en las que se divide la EMD y a cada factor le fue asignado cuatro ítems. En el modelo todos los factores correlacionan entre sí. El test de ajuste global Chi-Cuadrado no fue significativo lo cual indica que hay una discrepancia con el modelo esperado. Este test es sensible a un tamaño grande de muestra, por lo que se recomienda como alternativa el CMIN/DF o prueba de Chi-Cuadrado relativo, y en este caso el valor hallado es de 2.2, el cual es muy aceptable. A pesar de que no todos los índices de Ajuste Incremental logran alcanzar el .90, varios de ellos quedan muy cercanos a dicho criterio [NFI (Normed Fit Index)= .82, IFI (Incremental Fit Index)=.894, TLI (Tucker-Lewis Index)=.867 y CFI (Comparativa Fit Index)=.892], por lo que el resultado no puede considerarse como malo. En cuanto al índice RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), el valor encontrado es de .062 ($p < .05$), por lo que está dentro de los criterios de ajuste. Estos resultados muestran, en conjunto, que el modelo testado no difiere mucho del propuesto, aunque los índices encontrados no son totalmente satisfactorios.

Los resultados del análisis ANOVA estudian si varían los motivos de práctica de AF en las clases de EF, medida con la EMD, según género y nivel de práctica de AF (Tabla 1). Existen diferencias significativas en la mayoría de los factores y el género de los estudiantes, siendo los chicos los que obtienen mayor puntuación que las chicas, como por ejemplo en el factor MI conocer global (22.31 ± 5.04 vs. 20.45 ± 5.52 ; $F(1,313)=9.75$; $p < .01$) y el factor ME identificada (19.67 ± 5.38 vs. 17.24 ± 5.20 ; $F(1,313)=16.54$; $p < .001$). La práctica de AF muestra diferencias significativas favorables a los adoles-

Tabla 1. Análisis descriptivo y de varianza de las diferentes variables analizadas que analizan la condición física según género y nivel de actividad física.

Factores escala		DESCRIPTIVOS			ANOVA						
		Media	Desviación Típica	Error Típico	Suma de Cuadrados	gl	Media Cuadrática	f	sig.	n ²	
GÉNERO	MI Conocer	H	22.318	5.0434	.4025	Inter: 273.254	1.313	273.254	9.755	.002**	.030
		M	20.456	5.5288	.4399	Intra: 8767.266					
	MI Experimentar Estimulación	H	20.535	4.7603	.3799	Inter: 124.339	1.313	124.339	5.122	.024*	.016
		M	19.278	5.0876	.4047	Intra: 7598.804					
	MI conseguir cosas	H	16.764	3.6129	.2883	Inter: 101.939	1.313	101.939	6.623	.011*	.021
		M	15.627	4.2087	.3348	Intra: 4817.249					
	ME Introyectada	H	18.051	5.2303	.4174	Inter: 50.122	1.313	50.122	1.864	.173	.006
		M	17.253	5.1400	.4089	Intra: 8415.466					
	ME Identificada	H	19.675	5.3842	.4297	Inter: 464.365	1.313	464.365	16.547	.000***	.050
		M	17.247	5.2098	.4145	Intra: 8783.807					
	ME Externa	H	16.981	5.7306	.4573	Inter: 337.269	1.313	337.269	10.856	.001**	.034
		M	14.911	5.4133	.4307	Intra: 9723.702					
	No Motivación	H	8.541	4.1052	.3276	Inter: 2.866	1.313	2.866	.157	.692	.001
		M	8.732	4.4309	.3536	Intra: 5691.745					
ACTIVIDAD FÍSICA	MI Conocer	EF	17.644	5.3070	.6909	Inter: 1015.499	1.313	1015.499	39.608	.000***	.112
		EF+D	22.246	5.0065	.3129	Intra: 8025.022					
	MI Experimentar Estimulación	EF	16.085	5.4084	.7041	Inter: 1059.383	1.313	1059.383	49.760	.000***	.137
		EF+D	20.785	4.4135	.2758	Intra: 6663.760					
	MI conseguir cosas	EF	13.508	4.3485	.5661	Inter: 523.442	1.313	523.442	37.272	.000***	.106
		EF+D	16.813	3.5968	.2248	Intra: 4395.746					
	ME Introyectada	EF	15.763	5.3509	.6966	Inter: 258.800	1.313	258.800	9.870	.002**	.031
		EF+D	18.086	5.0667	.3167	Intra: 8206.787					
	ME Identificada	EF	15.915	5.1101	.6653	Inter: 469.068	1.313	469.068	16.724	.000***	.051
		EF+D	19.043	5.3374	.3336	Intra: 8779.104					
	ME Externa	EF	14.017	5.3963	.7025	Inter: 269.274	1.313	269.274	8.608	.004**	.027
		EF+D	16.387	5.6370	.3523	Intra: 9791.698					
	No Motivación	EF	10.707	4.2011	.5516	Inter: 304.817	1.313	304.817	17.645	.000**	.054
		EF+D	8.168	4.1462	.2591	Intra: 5389.795					

H: Hombre; M: Mujer; EF: Educación Física; D: Deporte; * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Tabla 2.
Baremación de la escala.

		MI	MI	MI	ME	ME	ME	No
		Conocer	Experimentar, Estimulación	Conseguir Cosas	Introyectada	Identificada	Externa	Motivación
		2, 4, 23 y 27	1, 13, 18 y 25	8, 12, 15 y 20	9, 14, 21 y 26	7, 11, 17 y 24	6, 10, 16 y 22	3, 5, 19 y 28
HOMBRE	N	157	157	157	157	157	157	157
	Media	22.3	20.5	16.8	18.1	19.7	17.0	8.5
	Desv. Típ.	5.0	4.8	3.6	5.2	5.4	5.7	4.1
	Asimetría	-1.047	-0.492	-0.619	-0.060	-0.525	-0.092	0.714
	Curtosis	0.620	-0.164	-0.645	-0.536	-0.263	-0.551	-0.221
	Percentiles							
	25	20	18	14	14	16	13	5
	50	23	21	17	18	20	17	7
	75	26	24	20	22	24	21	12
	MUJER	N	158	158	158	158	158	158
Media		20.5	19.3	15.6	17.3	17.2	14.9	8.7
Desv. Típ.		5.5	5.1	4.2	5.1	5.2	5.4	4.4
Asimetría		-0.612	-0.731	-0.789	-0.007	-0.015	0.083	0.985
Curtosis		0.072	0.282	0.137	-0.337	-0.391	-0.489	0.945
Percentiles								
25		17	16	13	14	14	11	5
50		21	20	16	17	17	15	8
75		25	23	19	21	21	18	11
Prueba T (Sig.)		.002	.024	.011	.173	<.001	.001	.692

centes más activos, (EF + D) los que además de las propias clases de EF hacen otra actividad deportiva extraacadémica, como se puede observar en factores como MI experimentar estimulación (20.78 ± 5.40 vs. 16.08 ± 4.41 ; $F(1,313)=49.76$; $p<.001$) o motivación externa (14.38 ± 5.63 vs. 14.01 ± 5.39 ; $F(1,313)=8.60$; $p<.01$). Además, esta tendencia se confirma puesto que en el factor no motivación estos datos se invierten, siendo los menos activos los que tienen mayores puntuaciones (10.07 ± 4.20 vs. 8.16 ± 4.14 ; $F(1,313)=17.64$; $p<.001$).

Se llevó a cabo una baremación de la escala. Seleccionados los ítems para cada subescala, se procedió a calcular los estadísticos que sirvan de referencia para poder comparar la puntuación individual con unos criterios estandarizados (Tabla 2). Con estos baremos que se presentan se puede posicionar a un sujeto en un grupo bajo (inferior al percentil 25; por ejemplo en no motivación una puntuación de 4), en un grupo medio-bajo (por debajo del percentil 50, por ejemplo, en no motivación una puntuación de 7), un grupo medio-alto (menor al percentil 75; por ejemplo, en no motivación una puntuación de 11), o al grupo alto (superior al percentil 75; por ejemplo, en no motivación una puntuación de 13).

Discusión

Los resultados evidencian que los índices de asimetría y de curtosis se encuentran próximos al valor cero y por debajo de dos, siguiendo las recomendaciones de Bollen y Long (1994), y coincidiendo con Nuñez, Martín-Albo y Navarro (2007). Los adolescentes de esta investigación se sienten más motivados por «conocer cosas», al igual que sucedió en el estudio de Balaguer, Castillo y Duda (2007). Almagro, Sáenz y Moreno (2012) obtuvieron unos valores medios ligeramente superiores a los nuestros, siendo en su caso la subescala más valorada la MI ejecución y la MI estimulación. Sin embargo, Candela, Zucchetti y Villosio (2014), obtuvieron menor puntuación global en todas las subescalas excepto en la no Motivación. Al igual que sucedía en el estudio de Guillet, Berjot y Paty (2009).

La fiabilidad global de la escala se encuentra dentro de los rangos aceptables establecidos por Nunally (1978) y Nunally y Bernstein (1978), siendo la subescala más valorada la MI experimentar estimulación, seguida de MI conocer. Estos datos coinciden con los de Nuñez, Martín-Albo y Navarro (2009), Balaguer, Castillo y Duda (2007) y Nuñez,

Martín-Albo, Navarro y González (2006). Sin embargo, nuestros datos difieren respecto a los de Guzmán, Carratalá, García-Ferriol y Carratalá (2006) puesto que para estos autores el valor más elevado de alfa aparecía en la subescala no motivación, aunque concuerdan Strachan, Fortier, Perras y Lugg (2013). El presente estudio mejora los resultados de fiabilidad de Almagro, Sáenz y Moreno (2012) y Lonsdale, Hodge, Hargreaves y Ng (2014), confirmando que la idoneidad de la EMD como instrumento de medida de las motivaciones deportivas.

El test de ajuste global Chi-Cuadrado no fue significativo lo cual indica que hay una discrepancia con el modelo esperado. Por su parte, aunque no todos los índices de ajuste global e incremental se sitúan dentro de los niveles plenamente aceptables (Bentler y Bonett, 1980; Browne y Cudeck, 1993; Marsh y Hocevar, 1985; Wheaton, Muthen, Alwin y Summers, 1977) nuestro modelo no difiere mucho de original. Estos datos coinciden con los de Guzman, Carratalá, Gacrcía-Ferriol y Carratalá (2006) en índices como NFI, CFI, TLI y RMSEA. Posteriormente, Balaguer, Castillo y Duda (2007) analizaron esta misma escala con la propuesta de tres, cinco y siete factores, obteniendo que el modelo con los siete factores fue el que mostró el mejor ajuste de los datos, según el conjunto de todos los índices de ajuste analizados, destacando $\div 2$, RMSEA, CFI y NFI, indicando que la estructura factorial de siete factores representó un ajuste satisfactorio de los datos. Pelletier et al. (2013) revisaron la validación de la SMD-II y aplicaron un análisis factorial (Arbuckle, 2011) encontrando que el modelo de seis factores daba resultados significativos, según diferentes indicadores, los datos surgieron que el ajuste del modelo propuesto es satisfactorio (RMSEA, CFI, NFI y TLI). Más recientemente, una investigación de Lonsdale, Hodge, Hargreaves y Ng (2014) obtuvo mejores resultados, superando incluso los puntos de corte establecidos por Hu y Bentler (1999).

Nuestros resultados difieren con respecto al estudio de Balaguer et al. (2007) y Nuñez et al. (2007) donde sólo encontraron diferencias en no motivación y en regulación externa, mientras que nosotros no obtuvimos diferencias ni en no Motivación ni en ME introyectada, pero sí en el resto. En relación al género, estudios similares analizados determinan que los varones tienen puntuaciones más elevadas en la motivación extrínseca como medio para reafirmar el ego, mientras que las mujeres se relacionan más con motivaciones intrínsecas orientadas más hacia el dominio de la tarea (Cas-

tro-Sánchez et al., 2016; Carriedo et al., 2013; Coterón-López, Franco, Pérez-Tejero y Sampedro, 2013; Cuevas et al., 2013; Torregrosa et al., 2011), circunstancia que no concuerda plenamente con los resultados hallados en esta investigación. Aunque sí coincidimos con el estudio de Candela et al. (2014) en la presencia de diferencias significativas en la ME introyectada, siendo las puntuaciones de las mujeres superiores a las de los varones. Además, ellos obtuvieron también diferencias significativas en la ME identificada, con valores medios superiores entre los hombres. Con independencia del género, es importante favorecer la motivación intrínseca como mecanismo potenciador para el desarrollo de una buena motivación para la concepción del deporte como un instrumento beneficioso para la calidad de vida (Amado, Sánchez-Miguel, Leo, Sánchez-Oliva y García-Calvo, 2014). De tal modo, cobra especial importancia e influencia la orientación motivacional que los profesores de EF ejercen en la promoción del bienestar hacia sus alumnos (Usán, Salavera, Mejías y Murillo, 2018).

Otra variable que parece influir sobre la práctica de AF extraescolar son las concepciones que tienen los alumnos acerca de la asignatura de EF, de hecho investigaciones afines reflejan que los estudiantes que conceden más importancia a la EF son más activos (Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Sánchez-fuentes y Martínez-Molina, 2014; Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Pérez-Quero, Ortíz-Camacho y Bracho-Amador, 2012; Moreno, Zomeño, Marín, Cervelló y Ruiz, 2009). En esta línea nuestros resultados asociaron mayor motivación deportiva entre los estudiantes más activos físicamente, coincidiendo con de Granero-Gallegos (2014) y Yli-Piipari et al. (2009). Del mismo modo, los estudiantes más sedentarios expresan menor motivación, tal y como sucedía en estudios precedentes (Granero-Gallegos, 2012; Moreno, Llamas y Ruiz, 2006; Yli-Piipari et al., 2009). De manera complementaria, se pone de manifiesto la importancia potenciar en las clases un clima motivacional hacia la tarea, ya que no sólo redundan positivamente en la concepción de la asignatura de EF, sino que ejerce un efecto positivo sobre la mejora en las calificaciones de los estudiantes (Servil, Aibar, Abós y García, 2017).

Las altas correlaciones encontradas entre las subescalas de MI evidencian fuertes relaciones entre las tres subescalas. Esto puede llevar a la reflexión de si realmente se trata de factores diferenciados, tal y como apuntaban Martens y Webber (2002) o Nuñez, Martín-Albo y Navarro (2007) que llegaron a planteamientos similares. Estos datos apuntan a lo que Deci y Ryan (1985) denominaron estructura simple, donde las subescalas adyacentes tuvieron correlaciones positivas elevadas y las subescalas opuestas evidenciaron una correlación negativa (Balaguer, Castillo y Duda, 2007). Se confirman nuestros datos con los obtenidos en investigaciones recientes, donde se manifestaron elevadas correlaciones positivas entre las subescalas de la MI (Candela, Zucchetti y Viloso, 2014; Filho, 2010), presentando también similitudes con los resultados obtenidos por Pelletier et al. (2013).

Conclusiones y limitaciones

La presente investigación no estuvo libre de limitacio-

nes, por ejemplo que algunas preguntas pudieran ser malinterpretadas por los estudiantes, aunque esta posibilidad quedó controlada ya que en todo momento se garantizó el anonimato y siempre estuvo presente un investigador entrenado en el control y supervisión de la escala.

Para futuras líneas de investigación se podría ampliar la muestra de esta investigación o plantearlo de forma longitudinal, lo cual aportaría más relaciones de causalidad.

Como conclusiones principales, la escala de motivación deportiva es un instrumento fiable ($\alpha=.898$), determinándose la estructura de 7 factores como la más recomendable. El análisis factorial confirmatorio muestra que el modelo testado no difiere mucho del propuesto, aunque algunos indicadores no son totalmente satisfactorios. El mayor nivel de motivación se localiza en las subescalas relacionadas con la motivación intrínseca (MI conocer y MI experimentar estimulación), experimentando también mayor correlación entre sí. Los hombres presentan mayor motivación en todas las subescalas que las mujeres, excepto en ME introyectada y no motivación. Las puntuaciones de los adolescentes activos son superiores en la motivación intrínseca y extrínseca, en cambio los sedentarios valoran superiormente la no motivación.

Referencias

- Almagro, B. J., Sáenz-López, P. y Moreno-Murcia, J. A. (2012). Perfiles motivacionales de deportistas adolescentes españoles. *Revista de Psicología del Deporte*, 21(2), 223-231.
- Amado, D., Sánchez-Miguel, P. A., Leo, F. M., Sánchez-Oliva, D. y García-Calvo, T. (2014). Diferencias de género en la motivación y percepción de utilidad del deporte escolar. *Revista internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física del Deporte*, 14(56), 651-664.
- Ames, C. (1992). Achievement goals and classroom motivational climate. En D. H. Schunk y J.L. Meece (eds.). *Student perceptions in the classroom*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Arbuckle, J. L. (2011). *IBM SPSS Amos 20 user's guide*. Chicago, IL: SPSS.
- Balaguer, I., Castillo, I. y Duda, J. L. (2007). Propiedades psicométricas de la Escala de Motivación Deportiva en deportistas españoles. *Revista Mexicana de Psicología*, 24, 197-207.
- Balaguer, I., Castillo, I., Duda, J.L. y García Merita, M. (2011). Asociaciones entre la percepción del clima motivacional creado por el entrenador, orientaciones disposicionales de meta, regulaciones motivacionales y vitalidad subjetiva en jóvenes jugadoras de tenis. *Revista de Psicología del Deporte*, 20, 133-148.
- Barca, A., Almeida, L.S., Porto, A.M., Perablo, M. y Brenlla, J.C. (2012). Motivación escolar y rendimiento: impacto de metas académicas, de estrategias de aprendizaje y autoeficacia. *Anales de Psicología*, 28(3), 848-859. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.28.3.156101>
- Bentler, P. M. y Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-600.
- Bollen, K. A. y Long, J. S. (1994). Testing structural equation

- models. Newbury Park, CA: Sage.
- Brière, N. M., Vallerand, R. J., Blais, M. R. y Pelletier, L. G. (1995). Développement et validation d'une mesure de motivation intrinsèque et d'amotivation en contexte sportif: l'Échelle de Motivation dans les Sports (EMS). [Development and validation of the French form of the Sport Motivation Scale]. *International Journal of Sport Psychology*, 26, 465-489.
- Browne, M.W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen, & J.S. Long [Eds.] *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Candela, F., Zucchetti, G. y Villosio, C. (2014). Preliminary validation of the Italian version of the original sport motivation scale. *Journal Of Human Sport & Exercise*, 1(9), 136-147. doi:10.4100/jhse.2014.91.14
- Carriedo, A., González, C. y López, I. (2013). Relación entre las metas de logro en las clases de educación física y el autoconcepto de los adolescentes. *Revista Española de Educación Física y Deportes*, 403, 13-24.
- Castro-Sánchez, M., Zurita-Ortega, F., Martínez-Martínez, A., Chacón-Cuberos, R. y Espejo-Garcés, T. (2016). Clima motivacional de los adolescentes y su relación con el género, la práctica de actividad física, la modalidad deportiva, la práctica deportiva federada y la actividad física familiar. *RICYDE. Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 12(45), 262-277. doi:10.5232/ricyde
- Cervelló, E. M., Moreno, J. A., Martínez, C., Ferriz, R. y Moya, M. (2011). El papel del clima motivacional, la relación con los demás y la orientación de metas en la predicción del Flow disposicional en educación física. *Revista de Psicología del Deporte*, 20(1), 165-178.
- Conde, C. y Almagro, B. J. (2013). Estrategias para desarrollar la inteligencia emocional y la motivación en el alumnado de educación física. *Revista de Educación, Motricidad e Investigación*, 1, 212-220.
- Coterón-López, J., Franco, E., Pérez-Tejero, J. y Sampedro, J. (2013). Clima motivacional, competencia percibida, compromiso y ansiedad en Educación Física. Diferencias en función de la obligatoriedad de la enseñanza. *Revista de Psicología del Deporte*, 22(1), 151-157.
- Cuevas, R., García-Calvo, T. y Contreras, O. (2013). Perfiles motivacionales en Educación Física: una aproximación desde la teoría de las Metas de Logro 2x2. *Anales de Psicología*, 29(3), 685-692. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.175821>
- De la Fuente, J. (2004). Perspectivas recientes en el estudio de la motivación: la teoría de la orientación de metas. *Revista Electrónica de Investigación Psicoeducativa*, 2(1), 35-62.
- Deci, E.L. y Ryan, R.M. (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. In R. Deinstbier (Ed.), *Nebraska symposium on motivation: Vol. 38. Perspectives on motivation* (pp. 237-288). Lincoln, NE: University of Nebraska Press.
- Deci, E.L. y Ryan, R.M. (Eds.). (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York, USA: Plenum.
- Doganis, G. (2000). Development of a Greek version of the Sport Motivation Scale. *Percept Motor Skill*, 90(2), 505-512.
- Dweck, C.S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41, 1040-1048.
- Filho, M.B., Andrade, D., Miranda, R., Nunez, J.L, Martin-Albo, J. y Ribas, P.R. (2010). Preliminary validation of a brazilian version of the sport motivation scale. *Univ Psychol*, 10(2), pp.557-566
- Gillet, N., Berjot, S. y Paty, B. (2009). Motivational profile and sport performance. *Psychologie Francaise*, 54, 173-190.
- Gillet, N., Berjot, S. y Rosnet, E. (2009). An analysis of the impact of environmental conditions on the relationships between need satisfaction and intrinsic motivation in sport. *International Journal of Sport Psychology*, 40(2), 249-269.
- Gillet, N., Berjot, S., Vallerand, R. J., Amoura, S. y Rosnet, E. (2012). Examining the motivation-performance relationship in competitive sport: a cluster-analytic approach. *International Journal of Sport Psychology*, 43(2), 79.
- Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Pérez-Quero, F. J., Ortiz-Camacho, M. M., y Bracho-Amador, C. (2012). Analysis of motivational profiles of satisfaction and importance of physical education in high school adolescents. *Journal of Sports Science and Medicine*, 11, 614-623.
- Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Sánchez-Fuentes, J. A. y Martínez-Molina, M. (2014). Perfiles motivacionales de apoyo a la autonomía, autodeterminación, satisfacción, importancia de la educación física e intención de práctica física en tiempo libre. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 14(2), 59-70.
- Guzman, J.F., Carratala, E., García-Ferriol, A. y Carratalá, V. (2006). Propiedades psicométricas de una escala de motivación deportiva. *European Journal of Human Movement*, 16, 85-98.
- Hu, L.-t. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1e55.
- Koka, A. (2014). The relative roles of teachers and peers on students' motivation in physical education and its relationship to self-esteem and health-related quality of life. *International Journal of Sport Psychology*, 45(3), 187-213.
- Legrain, P., Paquet, Y., D'Arripe-Longueville, F. y Antonini Philippe, R. (2011). Influence of desirability for control on instructional interactions and intrinsic motivation in a sport peer tutoring setting. *International Journal of Sport Psychology*, 42(1), 69-83.
- Li, C. H., Chi, L. K., Yeh, S. R., Guo, K. B., Ou, C. T. y Kao, C.C. (2011). Prediction of intrinsic motivation and sports performance using 2x2 achievement goal framework. *Psychological Reports*, 108(2), 625-637. DOI 10.2466/05.11.14.PR0.108.2.625-637
- Li, F. y Harmer, P. (1996). Testing the simplex assumption underlying the sport motivation scale: A structural equation modeling analysis. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 67, 396-405.
- Lonsdale, C., Hodge, K., Hargreaves, E. y Ng, J.Y.Y. (2014). Comparing sport motivation scales: A response to

- Pelletier et al. *Psychology of Sport and Exercise*, 15, 446-452 <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2014.03.006>
- López, J.M. (2000). Estandarización de la Escala de Motivación en el Deporte (EMD) de Brière N.M., Vallerand, R.J., Blais, M.R. y Pelletier, L.G., en deportistas mexicanos. *Motricidad*, 6, 67-93.
- Marsh, H. W. y Hocevar, Dennis (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First- and higher order factor models and their invariance across groups *Psychological Bulletin*, 97(3), 562-582.
- Martens, M. P. y Webber, S. N. (2002). Psychometric properties of the Sport Motivation Scale: an evaluation with college varsity athletes from the U.S. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 24, 254-270.
- Montero, I. y León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3):847-862.
- Moreno, J. A., Zomeño, T. E., Marín, L. M., Cervelló, E. y Ruiz, L. M. (2009). Variables motivacionales relacionadas con la práctica deportiva extraescolar en estudiantes adolescentes d'educació física. *Apunts*, 95, 38-43.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.H. (1998). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Núñez, J.L., Martín-Albo, J., Navarro, J.G. y González, V. M. (2006). Preliminary validation of a Spanish version of the Sport Motivation Scale. *Perceptual and Motor Skills*, 102, 919-930.
- Núñez, J.L., Martín-Albo, L. y Navarro, J.G. (2007). Propiedades psicométricas de la versión española de la escala de motivación deportiva. *Revista de psicología del deporte*, 16(2), 211-223.
- Ommundsen, Y., Lemyre, P. N., Abrahamsen, F. y Roberts, G. C. (2010). Motivational climate, need satisfaction, regulation of motivation and subjective vitality: a study of young soccer players. *International Journal of Sport Psychology*, 41(3), 216-242.
- Parry, D., Chinnasamy, C., Papadopoulou, E., Noakes, T. y Micklewright, D. (2011). Cognition and performance: Anxiety, mood and perceived exertion among Ironman triathletes. *British Journal of Sport Medicine*, 45(14), 1088-1094.
- Pelletier, L.G., Fortier, M.S., Vallerand, R.J., Tuson, K.M., Brière, N.M. y Blais, M.R. (1995). Toward a new measure of intrinsic motivation, extrinsic motivation, and amotivation in sports: The sport motivation scale (SMS). *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 17, 35-53.
- Pelletier, L.G., Rocchi, M.A., Vallerand, R.J., Deci, E.L. y Ryan, R.M. (2013). Validation of the revised sport motivation scale (SMD-II). *Psychology of Sport and Exercise*, 14, 329-341. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2012.12.002>
- Pintrich, P.R. y Schunk, D. H. (2006). *Motivación en contextos educativos. Teoría, investigación y aplicaciones*. Madrid: Pearson. Prentice Hall.
- Plessner, H. (2010). New perspectives on the motivation-performance link in sport. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 32, S24-S24.
- Quintana, M., Rivera, O., De la Vega, R. y Ruiz, R. (2012). Mapping the runner's mind: A new methodology for real-time tracking of cognitions. *Psychology*, 3(8), 590-594. <http://dx.doi.org/10.4236/psych.2012.38088>
- Riley, A. y Smith, A. L. (2011). Perceived coach-athlete and peer relationships of young athletes and self-determined motivation for sport. *International Journal of Sport Psychology*, 42(1), 115.
- Servile Serrano, J., Aibar Solana, A., Abós Catalán, A. y García González, L. (2017). El clima motivacional del docente de Educación Física: ¿Puede afectar a las calificaciones del alumnado? *Retos: nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*, (31), 98-102.
- Strachan, S. M., Fortier, M. S., Perras, M. G. y Lugg, C. (2013). Understanding variations in exercise-identity strength through identity theory and self-determination theory. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 11(3), 273-285. <http://dx.doi.org/10.1080/1612197X.2013.749005>
- Torregrosa, M., Viladrich, C., Ramis, Y., Azócar, F., Latinjak, A. y Cruz, J. (2011). Efectos en la percepción del clima motivacional generado por los entrenadores y compañeros sobre la diversión y el compromiso. Diferencias en función del género. *Revista de Psicología del Deporte*, 20(1), 243-255.
- Torres-Luque, G., Carpio, E., Lara, A., & Zagalaz, M.L. (2014). Fitness levels of elementary school children in relation to gender and level of physical activity. *Retos. Nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 25, 17-22
- Usán, P., Salavera, C., Mejías, J.J. y Murillo, V. (2018). Orientación motivacional y percepción de promoción del bienestar en profesorado de Educación Física hacia sus alumnos. *Retos: nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*, (33), 46-49.
- Vallerand, R.J. y Blanchard, C. M. (1999). The study of emotion in sport and exercise: Historical, definitional, and conceptual perspectives. En Hanin, Y. (1999) *Emotions in Sport*, (pp. 3-37). Champaign, IL: Human Kinetics
- Vega, R., Ruiz, R., Tejero, C. y Rivera, M. (2014). Relación entre estados de ánimo y rendimiento en voleibol masculino de alto nivel. *Revista de Psicología del Deporte*, 23(4), 9-56.
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D., F. y Summers, G. (1977). Assessing Reliability and Stability in Panel Models. *Sociological Methodology*, 8(1), 84-136.
- Yli-Piipari, S., Watt, A., Jaakkola, T., Liukkonen, J. y Nurmi, J. E. (2009). Relationships between physical education students' motivational profiles, enjoyment, state anxiety, and self-reported physical activity. *Journal of Sports Science and Medicine*, 8, 327-336.

