Silva, P.C. da C.; Sicilia, Á.; Burgueño, R. y Lirola, M.J. (2018) Motivación educativa en la formación inicial del profesorado de educación física / Academic Motivation in Physical Education Teacher Education. Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte vol. 18 (71) pp. 537-554 <http://cdeporte.rediris.es/revista/revista71/artestudio937.htm>
DOI: <http://dx.doi.org/10.15366/rimcafd2018.71.009>

ORIGINAL

MOTIVACIÓN EDUCATIVA EN LA FORMACIÓN INICIAL DEL PROFESORADO DE EDUCACIÓN FÍSICA

ACADEMIC MOTIVATION IN THE INITIAL TRAINING OF PHYSICAL EDUCATION TEACHERS

Silva, P.C. da C.¹; Sicilia, Á.²; Burgueño, R.³ y Lirola, M.J.⁴

¹ Profesora de la Universidade Federal do Espírito Santo (Brasil) letpau13@gmail.com

² Profesor de la Universidad de Almería (España) asicilia@ual.es

³ Estudiante de doctorado de la Universidad de Almería (España) rbm288@ual.es

⁴ Contratada predoctoral (FPU) en la Universidad de Almería (España) mariajesus.lirola@ual.es

Financiación: Esta investigación ha sido realizada gracias a la ayuda recibida por parte de la Fundación Carolina.

Código UNESCO / UNESCO code: 6199 Psicología del deporte / Sport Psychology; 6114 Psicología Social / Social Psychology; 610608 Motivación / Motivation; 531204 Educación / Education

Clasificación Consejo de Europa / Council of Europe classification: 15. Psicología del deporte/ Sport Psychology

Recibido 20 de julio de 2016 **Received** July 20, 2016

Aceptado 9 de noviembre de 2016 **Accepted** November 9, 2016

RESUMEN

La regulación integrada se ha mostrado como la regulación motivacional con mayor poder predictivo sobre las conductas adaptativas en diferentes ámbitos de la vida, sin embargo, aún no ha sido estudiada en el contexto educativo. El objetivo de este estudio fue incorporar la medida de la regulación integrada a la Escala de Motivación Educativa y observar las propiedades psicométricas de este instrumento. Participaron en el estudio 333 universitarios del área de Educación Física de la Universidad Federal do Espírito Santo/ Brasil. El análisis factorial confirmatorio mostró índices de ajuste aceptables para el modelo de ocho factores correlacionados. Los resultados del análisis de regresión mostraron que la regulación integrada fue la variable que mejor predijo la intención de ser profesor. Este instrumento podría contribuir a una mayor comprensión de los procesos motivacionales involucrados en el ámbito de la formación inicial en Educación Física en Brasil.

PALABRAS CLAVES: motivación, propiedades psicométricas, teoría de la autodeterminación, formación inicial en Educación Física.

ABSTRACT

Integrated regulation has been showed as the motivational regulation with the highest predictive power on adaptive behaviours in different life domains; however, it has not been examined in the educational context yet. The purpose of this study was to incorporate the assessment of integrated regulation to the Academic Motivation Scale in the initial training of Physical Education teachers in Brazil and examine the psychometric properties of this instrument. There were 333 undergraduate participants from the bachelor degree of Physical Education, Federal University of Espírito Santo/ Brazil. Confirmatory factor analysis showed acceptable fit indices for the eight-factor correlated structure. The results of the regression analysis showed that the variable integrated regulation was the strongest predictor of the intention to become a teacher. This new instrument may contribute to a deeper understanding of the motivational processes involved in the initial training of Physical Education teacher.

KEY WORDS: motivation, psychometric properties, self-determination theory, pre-service Physical Education teacher.

INTRODUCCIÓN

La motivación es un constructo clave en psicología de la educación a la hora de explicar el compromiso del estudiante en el proceso de enseñanza-aprendizaje (Reeve, 2012). Tradicionalmente, la motivación ha sido operativizada como un constructo cuantitativo, es decir, un alto nivel de motivación sería más que necesario para que tenga lugar el comportamiento adecuado (Bandura, 1989; Eccles & Wigfield, 2002). No obstante, la Teoría de la Autodeterminación (TAD; Deci & Ryan, 1985, 2000) conceptualiza la motivación como un constructo multidimensional, destacando su lado cualitativo. Desde esta perspectiva teórica un elevado nivel de motivación no garantizaría el compromiso del estudiante con su aprendizaje si la calidad de esta motivación fuese baja (Vansteenkiste, Sierens, Soenens, Luyckx, & Lens, 2009).

La TAD plantea que una persona podría comprometerse con una conducta de forma desmotivada, motivada extrínsecamente, y motivada intrínsecamente (Deci & Ryan, 2000). De acuerdo con esta teoría, estas tres formas de motivación se ubican a lo largo de un continuum dependiendo del nivel de autodeterminación atribuido a cada regulación, indicando el grado con que la conducta se realiza con el mayor nivel de volición y reflexión (Deci & Ryan, 2000). En un extremo del continuo se sitúa la desmotivación, definida como la falta de voluntariedad e intencionalidad para realizar un comportamiento. En el otro extremo del continuo se encuentra la motivación intrínseca, entendida como la realización de un comportamiento por el placer y el disfrute inherente al mismo. Más concretamente, autores como Vallerand (2000) han conceptualizado la

motivación intrínseca como un constructo psicológico global formado por la motivación intrínseca a las experiencias estimulantes (el comportamiento se realiza por los estímulos creados durante el desarrollo de la conducta), motivación intrínseca al logro (el comportamiento se realiza según el placer logrado en la consecución de un nuevo nivel), motivación intrínseca al conocimiento (el comportamiento se realiza según el placer experimentado durante el aprendizaje). En el centro del continuum se localiza la motivación extrínseca, la cual se conceptualiza como un constructo psicológico general integrado por cuatro regulaciones según el grado de internalización de la conducta, es decir, según el grado en que la persona asume en su sistema de identidad el valor social atribuido a una comportamiento específico (Deci & Ryan, 2000). De acuerdo con este proceso de internalización, de menor a mayor nivel de internalización se encontraría la regulación externa (i.e., el comportamiento se realiza por presión o control externo al individuo), la regulación introyectada (i.e., el comportamiento se realiza por presión o control interno del individuo), la regulación identificada (i.e., el comportamiento se realiza por la importancia atribuida a dicho comportamiento) y la regulación integrada (i.e., el comportamiento se realiza porque ha sido incorporado armoniosamente dentro del sistema identitario y de valores del individuo).

La investigación previa ha demostrado que las regulaciones más auto-determinadas (i.e., motivación intrínseca y regulación identificada) se han asociado con comportamientos más adaptativos tanto en el contexto educativo como en la formación inicial del profesorado, tales como el logro académico, el aprendizaje, el desarrollo de habilidades, o la creencia de eficacia docente (Kim & Cho, 2014; Reeve, 2012), mientras que las regulaciones menos auto-determinadas (i.e., regulación introyectada, regulación externa y desmotivación) se han vinculado con comportamientos más desadaptativos, tales como el abandono escolar, la frustración académica, o el choque con la realidad en la docencia (Atalay, Can, Erdem, & MÜderrisoglu, 2016; Kim & Cho, 2014; Vallerand et al., 1992).

Para medir la motivación educativa desde la perspectiva de la TAD, uno de los instrumentos más extendidos internacionalmente es la *Échelle de Motivation en Éducation* (EMA; Vallerand, Blais, Brière, & Pelletier, 1989). Esta medida consta de 28 ítems (4 por factor) que son susceptibles de medir los tres subtipos de motivación intrínseca, tres tipos de motivación extrínseca (i.e. regulación identificada, introyectada y externa) y la desmotivación. La estructura de 7 factores correlacionados de este instrumento ha presentado adecuadas propiedades psicométricas en diferentes países y culturas (Alivernini & Lucidi, 2008; Barkoukis, Tsorbatzoudis, Grouios, & Sideridis, 2008; Can, 2015; Cokley, 2015; Núñez, Martín-Albo, & Navarro, 2005; Núñez, Martín-Albo, Navarro, & Grijalvo, 2006; Núñez, Martín-Albo, Navarro, & Suárez, 2010; Sobral, 2003; Stover, de la Iglesia, Boubeta, & Fernández-Liporace, 2012; Vallerand et al., 1992; Zhang, Li, Li, Li, & Zhang, 2016). Además, esta estructura factorial ha sido respaldada psicométricamente frente a una serie de modelos factoriales alternativos de uno, dos, tres y cinco factores identificados por la investigación previa (Caleon et al., 2015; Cokley, 2015; Núñez et al., 2010; Stover et al., 2012). También, la literatura ha mostrado evidencias que apoyan la invariancia factorial por género del instrumento (Grouzet, Otis, & Pelletier, 2006).

Aunque la EMA ha sido presentada como una herramienta psicométricamente adecuada en la evaluación de la motivación en educación, este instrumento no es sensible de medir una de las regulaciones contempladas en la TAD: la regulación integrada. Una de las razones por la que la EMA no ha incluido la medida de la regulación integrada es que supuestamente se desconoce el momento concreto en la vida donde un comportamiento se incluye armoniosamente en la identidad del individuo (Pelletier & Sarrazin, 2007). No obstante, la regulación integrada implica que la conducta se alinea con los valores e intereses de la persona, por lo que su medida puede ayudar a explicar la persistencia en un comportamiento incluso en momentos donde la actividad se caracteriza por la existencia de un nivel de complejidad creciente (Green-Demeirs, Pelletier, & Ménard, 1997). De hecho, como sugieren Koludrovic & Ercegovic (2015) en la formación inicial del profesorado parece más probable que la persona mantenga su intención de dedicarse a la docencia porque tenga incorporado armoniosamente en su identidad el valor social atribuido a la docencia que por el sólo placer y disfrute de la actividad académica.

Dada la importancia que parece tener la regulación integrada, recientemente la medida de esta forma de motivación ha sido incorporada junto al resto de motivaciones contempladas en la TAD en contextos tales como el laboral (Hsu, 2013), el ejercicio físico (Wilson, Rodgers, Loitz, & Scime, 2006), la educación física (Ferriz, González-Cutre, & Sicilia, 2015), o el deporte (Pelletier, Rocchi, Vallerand, Deci, & Ryan, 2013). Esto ha posibilitado analizar el poder predictivo de la regulación integrada frente al resto de regulaciones motivacionales sobre una serie de comportamiento adaptativos tales como la participación en eventos caritativos (Ferguson, Gutberg, Schattke, Paulin, & Jost, 2015), la intención de continuar con la investigación post-doctoral (Litalien, Guay, & Morin, 2015) o la práctica de actividad física (Ferriz et al., 2015). No obstante, hasta la fecha, no se tiene constancia de que la regulación integrada haya sido incorporada a los instrumentos que miden la motivación en contexto educativo, y más concretamente en la formación inicial del profesorado.

En el contexto educativo brasileño el instrumento más utilizado para medir los tipos de motivación desde los postulados recogidos en la TAD ha sido la adaptación que Sobral (2003) realizó de la EMA (Vallerand et al., 1989). En general, la versión brasileña de la EMA de Sobral (2003) ha mostrado una buena fiabilidad, a excepción de la motivación intrínseca a las experiencias estimulantes, y una adecuada discriminación entre regulaciones motivacionales. No obstante, hasta el momento la validez factorial y validez predictiva del instrumento no fueron probadas. Por otro lado, como ya fue comentado anteriormente, la EMA no contempla la medida de la regulación integrada, por lo que esta limitación fue arrastrada en la adaptación del instrumento realizado por Sobral para el contexto brasileño.

Por tanto, el objetivo del presente trabajo fue adaptar al portugués los ítems elaborados por Ferriz et al. (2015) para la evaluación de la regulación integrada en educación física de cara a integrarlos en la versión portuguesa de la EMA (Vallerand et al., 1989) desarrollada por Sobral (2003). Además, el estudio analiza las propiedades psicométricas del instrumento resultante en

profesorado brasileño de Educación Física en formación inicial. Para ello, se testó la sostenibilidad de un modelo estructural de 8 factores correlacionados frente a modelos alternativos de uno, dos, tres y seis factores identificados en la literatura (Barkoukis et al., 2008; Stover et al., 2012), los cuales podrían tener respaldo teórico desde la perspectiva de la TAD. También, se examinó la invariancia factorial por sexo, la fiabilidad, al mismo tiempo que se presentan evidencias de la validez predictiva del instrumento.

MÉTODO

PARTICIPANTES

Participaron 333 estudiantes (193 hombres y 140 mujeres) del Grado de Licenciatura y Bacharelado en Educación Física de la Universidad Federal do Espírito Santo, con edades comprendidas entre 17 y 44 años ($M_{edad} = 21,96$; $DT = 4,29$).

MEDIDAS

Escala de Motivación Académica–Revisada. Se utilizó la versión portuguesa adaptada al contexto brasileño (Sobral, 2003) de la EMA (Vallerand et al., 1989), añadiéndose cuatro ítems propuestos por Ferriz et al. (2015) para la medida de la regulación integrada. La nueva escala consiste en 32 ítems agrupados en ocho subescalas (i.e. motivación intrínseca a las experiencias estimulantes, motivación intrínseca al logro, motivación intrínseca al conocimiento, regulación integrada, regulación identificada, regulación introyectada, regulación externa y desmotivación). La medida estuvo encabezada por la sentencia: “Eu estou realizando o Curso de Licenciatura/Bacharelado em Educação Física ...”. La respuesta se realizó empleando una escala Likert desde 1 (*totalmente de acuerdo*) a 7 (*totalmente de desacuerdo*).

Escala de intención futura para ser profesor de Educación Física. Siguiendo las directrices establecidas por Ajzen y Fishbein (1980) se redactaron las siguientes tres ítems: “Tenho a intenção de trabalhar como professor nos próximos 5 anos”; “Tentarei trabalhar como professor nos próximos 5 anos”; “Estou determinado em trabalhar como professor nos próximos 5 anos”. Cada ítem fue medido mediante una escala Likert desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*). Para ese estudio los índices de ajuste fueron los siguientes: $\chi^2 (0, N = 333) = 0,00$, $\chi^2/ gl = 0,00$; CFI = 1,00; IFI = 1,00; SMSR = 0,000; RMSEA = 0,972 (0,920 – 1,024). Como se observa en la tabla 1 la consistencia interna fue adecuada.

PROCEDIMIENTO

Primero, se adaptaron los ítems que miden la regulación integrada de la Escala de Locus Percibido de Causalidad en Educación Física (Ferriz et al., 2015) al contexto específico brasileño de la formación inicial del profesorado de Educación Física, usándose la estrategia de traducción inversa (Muñiz, Elosua,

& Hambleton, 2013). Similarmente, se adaptó la versión de Sobral (2003) de la EMA al contexto específico de la formación inicial del profesorado. Segundo, un grupo de expertos en TAD y formación del profesorado de Educación Física examinaron el contenido de cada ítem garantizando que cada uno mide el constructo para el que fue desarrollado. Tercero, se realizó un estudio piloto a estudiantes universitarios para asegurar la correcta comprensión del instrumento. Cuarto, el cuestionario se administró en presencia de los autores del presente trabajo, quienes informaron del anonimato y la voluntariedad en la participación en el estudio, además, estuvieron a disposición de los encuestados para solucionar las dudas que podrían surgir durante el proceso de recogida de datos. El tiempo requerido para cumplimentar la medida fue de aproximadamente 15 minutos. Este proyecto ha sido aprobado por el Comité de Ética de la Universidade Federal do Espírito Santo.

ANÁLISIS DE DATOS

Se calcularon los estadísticos descriptivos y las correlaciones de Pearson para cada subescala. Se realizaron varios análisis factoriales confirmatorios (AFC) usando el método de máxima verosimilitud y el procedimiento *bootstrapping*, dada la ausencia de normalidad multivariada (Coeficiente de Mardia = 118,54; $p < 0,01$). Este procedimiento consistió en establecer 5.000 muestras aleatorias estimando el error típico de cada parámetro. Para conocer la bondad del modelo factorial se utilizó una combinación de índices de ajuste: χ^2/gl , CFI (*Comparative Fit Index*), IFI (*Incremental Fit Index*), RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) más su intervalo de confianza, el SRMS (*Standardized Root Mean Square Residual*) y el AIC (*Akaike Information Criterion*). Puesto que el χ^2 es muy sensible al tamaño muestral (Jöreskog & Sörbom, 1993), se usó el χ^2/gl siendo aceptable con valores menores que 5 (Hu & Bentler, 1999). El CFI e IFI son aceptables con valores iguales o mayores que 0,90 (Lomax & Schumacker, 2012) y el RMSEA y SMSR con valores menores a 0,08 (Byrne, 2010). El AIC es una medida relativa de la bondad del ajuste, así, una mejor bondad se expresa mientras más bajo sea su valor absoluto (Byrne, 2010). Los pesos de regresión estandarizados son adecuados con valores iguales o superiores a 0,40 (Byrne, 2010). Para la validez discriminante se testó la sostenibilidad de diferentes modelos alternativos. Se realizó un análisis multigrupo respecto al sexo para comprobar si la estructura factorial era invariante para hombres y mujeres, asumiéndose la invariancia factorial cuando no existían diferencias estadísticamente significativas ($p < 0,05$) en el estadístico χ^2 entre el modelo sin restricciones (Modelo 1) y el modelo invariante en pesos de medida (Modelo 2) (Byrne, 2010). Se analizó la fiabilidad mediante las medidas de alfa de Cronbach, coeficiente de consistencia compuesta de Raykov, siendo aceptables con valores superiores a 0,70 (Dunn, Baguley, & Brunsden, 2014; Raykov, 2004) y varianza media extraída (overage variance extracted, AVE) con valores mayores que 0,50 (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010). Finalmente, para ofrecer evidencias de validez predictiva se realizó un análisis de regresión lineal en dos pasos de cara a analizar el poder predictivo de las diferentes formas de motivación sobre la intención futura de ser profesor. En el primer paso, se introdujeron las siete formas de motivación medidas por Sobral (2003), mientras que en el segundo paso se incorporó la medida de la regulación integrada para analizar el poder de predicción de esta forma de regulación más

allá del efecto que tuviera el resto. Para efectuar los análisis estadísticos se utilizó el SPSS 21.0 y el AMOS 21.0.

RESULTADOS

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS, FIABILIDAD Y ANALISIS DE CORRELACIÓN

El análisis de consistencia interna reveló adecuados valores para alfa de Cronbach (α entre 0,80 y 0,93), coeficiente de consistencia compuesta de Raykov (ρ entre 0,82 y 0,93) y varianza media extraída (entre 0,53 y 0,78). El análisis de correlaciones mostró que, en líneas generales, las correlaciones obtenidas entre las subescalas subyacentes fueron positivas y de mayor intensidad que las obtenidas entre las subescalas situadas en los extremos del *continuum de autodeterminación*.

Tabla 1. Estadísticos Descriptivos, Fiabilidad y Análisis de Correlación para la Escala de Motivación Académica-Revisada

	M	DT	γ_1	γ_2	α	ρ	AVE	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. MI a exp. estimulantes	4,89	1,61	1,49	15,58	0,87	0,87	0,63	-	0,61**	0,58**	0,51**	0,46**	0,38**	0,20**	-0,28**	0,37**
2. MI al logro	5,39	1,59	2,58	31,24	0,89	0,89	0,76		-	0,60**	0,52**	0,46**	0,37**	0,23**	-0,19**	0,38**
3. MI al conocimiento	5,66	1,54	0,23	6,37	0,93	0,93	0,67			-	0,57**	0,49**	0,24**	0,17**	-0,38**	0,41**
4. Regulación integrada	5,29	1,72	2,12	25,77	0,89	0,89	0,78				-	0,57**	0,29**	0,21**	-0,37**	0,42**
5. Regulación identificada	5,34	1,42	-0,50	1,46	0,83	0,83	0,55					-	0,41**	0,41**	-0,29**	0,35**
6. Regulación introyectada	3,90	1,58	0,46	1,41	0,81	0,82	0,53						-	0,56**	0,15**	0,07
7. Regulación externa	4,10	1,50	-0,13	-0,58	0,80	0,82	0,54							-	0,09	0,06
8. Desmotivación	2,04	1,25	1,42	1,51	0,86	0,88	0,66								-	-0,29**
9. Intención de ser profesor EF	5,18	1,84	-0,76	-0,55	0,94	-	-									-

Nota. MI= motivación intrínseca; exp.= experiencias; EF = Educación Física; γ_1 = asimetría; γ_2 = curtosis; α = alfa de Cronbach; ρ = coeficiente de consistencia compuesta de Raykov. AVE= varianza media extraída. ** $p < 0,001$

Se realizó un primer análisis factorial confirmatorio para la estructura de 8 factores correlacionados obteniéndose índices de ajuste inaceptables: $\chi^2(436; N = 333) = 1.313,50$, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 3,01$; CFI = 0,89; IFI = 0,89; SMSR = 0,085; RMSEA = 0,078 (0,073 - 0,083). Un análisis de los índices de modificación sugirió la necesidad de correlacionar dos pares de errores (ítem 6 y 7; ítem 14 y 15) pertenecientes a los subtipos de motivación intrínseca. Los índices de ajuste del nuevo modelo especificado fueron apropiados: $\chi^2(436; N = 333) = 1.213,30$, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 2,80$; CFI = 0,90; IFI = 0,91; SMSR = 0,080; RMSEA = 0,074 (0,069 - 0,078). Los pesos de regresión estandarizados para cada ítem fluctuaron entre 0,49 y 0,97, siendo estadísticamente significativos ($p < 0,001$) y las correlaciones entre las 8 subescalas oscilaron entre -0,44 y 0,98.

Figura 1. Resultados del análisis factorial confirmatorio de la Escala de Motivación Académica - Revisada.

Nota: Las elipses representan los constructos latentes. Los rectángulos representan los diferentes ítems. Los círculos pequeños representan las correlaciones múltiples al cuadrado. Los números entre paréntesis representan el error típico del peso de regresión estandarizado.

Tabla 2. Índices de Ajuste de los Modelos Alternativos Testados

Modelos	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	IFI	SRMR	RMSEA (IC90%)	AIC
1F	3796,22***	464	8,18	0,60	0,60	0,145	0,147 (0,143 - 0,151)	3924,22
2F: MNA/MA	3160,22***	463	6,83	0,68	0,68	0,188	0,132 (0,128 - 0,137)	3290,22
3F: DES/ME/MI	2478,12***	461	5,38	0,76	0,76	0,122	0,115 (0,110 - 0,119)	2612,12
6F: DES/RE/ RIntr/RId/RInte/MI	1469,31***	449	3,27	0,88	0,88	0,086	0,083 (0,078 - 0,087)	1627,31
8F: DES/RE/ RIntr/RId/RInte/MIC/MIL/MIE	1313,50***	436	3,01	0,89	0,89	0,085	0,078 (0,073 - 0,083)	1497,50
8F: dos pares errores correlacionados	1213,30***	434	2,80	0,91	0,91	0,080	0,074 (0,069 - 0,078)	1401,30

Nota. 1F= un factor; 2F= dos factores; 3F= tres factores; 6F= seis factores; 8F= factores; MNA= motivación no auto-determinada; MA= motivación auto-determinada; DES= desmotivación; RE= regulación externa; RIntr= regulación introyectada; RId= regulación identificada; RInte= regulación integrada; MI= motivación intrínseca; MIC= motivación intrínseca al conocimiento; MIL= motivación intrínseca al logro; MIE= motivación intrínseca a las experiencias estimulantes. *** $p < 0,001$

ANÁLISIS DE INVARIANCIA RESPECTO AL SEXO

La tabla 3 presenta los resultados del análisis multigrupo. Sólo se hallaron diferencias estadísticamente significativas ($p < 0,05$) en el test χ^2 entre el modelo sin restricciones (modelo 1) y el modelo invariante en residuos de medida (modelo 4). Consecuentemente, la ausencia de diferencias estadísticamente significativas ($p > 0,05$) en el estadístico χ^2 entre el modelo 1 y el modelo 2 ha apoyado la invariancia factorial respecto al sexo, dado que no puede rechazarse la hipótesis nula de invariancia.

Tabla 3. Análisis de Invariancia por Sexo

Modelos	χ^2	gl	χ^2/gl	$\Delta\chi^2$	Δgl	CFI	ΔCFI	IFI	SRMR	RMSEA (IC90%)
Modelo 1	1718,35	868	1,98	-	-	0,90	-	0,90	0,084	0,054 (0,051 - 0,058)
Modelo 2	1744,80	892	1,96	26,46	24	0,90	0,00	0,90	0,085	0,054 (0,050 - 0,057)
Modelo 3	1791,47	928	1,93	73,13	60	0,90	0,00	0,90	0,088	0,053 (0,049 - 0,057)
Modelo 4	1861,42	962	1,94	143,07***	94	0,89	0,01	0,89	0,088	0,053 (0,050 - 0,057)

Nota. Modelo 1= sin restricciones; Modelo 2= invariante en pesos de medida; Modelo 3= invariante en covarianzas estructurales; Modelo 4= invariante en residuos de medida; *** $p < 0,001$

ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL

La tabla 4 refleja los resultados de predicción de las formas de motivación sobre la intención futura de ser profesor. Si observamos el paso uno, la regulación identificada ($\beta = 0,18$; $p < 0,001$), la motivación intrínseca al conocimiento ($\beta = 0,14$; $p < 0,05$) y la motivación intrínseca al logro ($\beta = 0,17$; $p < 0,05$) fueron las formas de motivación que predijeron significativamente la intención futura de ser profesor de Educación Física, explicando el 23% de varianza. La incorporación en el modelo de la regulación integrada (paso dos) aumento la varianza explicada de la intención futura de ser profesor en un 2%.

De hecho, considerando en el modelo todas las formas de motivación contempladas en el continuo establecido en la TAD puede observarse que la regulación integrada se mostró como el mayor predictor de la intención futura de ser profesor ($\beta = 0,18$, $p < 0,01$).

Tabla 4. Análisis de Regresión Lineal que predice la Intención de ser Profesor a partir de las Formas de Motivación

	B	ET B	β	t	Tol	VIF	R ² adj
Paso 1	2,18	0,52	-	4,20	-	-	0,23***
MI a exp. estimulantes	0,14	0,08	0,12	1,77	0,51	1,96	
MI al logro	0,20	0,08	0,17*	2,51	0,51	1,97	
MI al conocimiento	0,17	0,08	0,14*	2,11	0,50	1,99	
Regulación identificada	0,24	0,08	0,18***	2,85	0,57	1,76	
Regulación introyectada	-0,13	0,08	-0,11	-1,75	0,54	1,83	
Regulación externa	-0,04	0,07	-0,03	-0,50	0,63	1,58	
Desmotivación	-0,14	0,08	-0,09	-1,66	0,72	1,39	
Paso 2	2,00	0,52	-	3,86	-	-	0,25***
MI a exp. estimulantes	0,12	0,08	0,10	1,53	0,51	1,94	
MI al logro	0,17	0,08	0,14*	2,11	0,51	1,98	
MI al conocimiento	0,13	0,08	0,11	1,53	0,49	2,02	
Regulación integrada	0,19	0,07	0,18**	2,3	0,51	1,95	
Regulación identificada	0,17	0,09	0,13*	2,01	0,52	1,92	
Regulación introyectada	-0,15	0,08	-0,13	-1,96	0,54	1,84	
Regulación externa	-0,03	0,07	-0,03	-0,43	0,63	1,58	
Desmotivación	-0,10	0,08	-0,07	-1,16	0,70	1,44	

Nota. MI= motivación intrínseca; exp.= experiencias; B= coeficiente de regresión no estandarizado; ET B= error típico de B; β = coeficiente de regresión estandarizado; Tol= tolerancia; VIF= Factor de inflación de varianza* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

DISCUSIÓN

El objetivo del presente trabajo fue analizar las propiedades psicométricas de la *Échelle de Motivation en Éducation* (Vallerand et al., 1989), una vez incorporada la medida de la regulación integrada, con la finalidad de disponer de un instrumento que tenga la sensibilidad de medir todas la regulaciones motivacionales establecidas por la TAD en el contexto brasileño de la formación inicial del profesorado. Los resultados obtenidos aportan evidencias para considerar el nuevo instrumento como una medida válida y fiable en la evaluación de las diferentes regulaciones motivacionales en este contexto específico.

El análisis factorial confirmatorio del modelo de ocho factores correlacionados reveló índices de ajuste aceptables, ofreciendo por primera vez confirmación de esta estructura factorial en el contexto de la de la formación inicial de profesorado en Brasil. Aunque estos resultados vienen a apoyar el modelo teórico de ocho factores en la escala de motivación académica revisada (EMA-R), en línea con trabajos anteriores (Barkoukis et al., 2008; Caleon et al., 2015; Núñez et al., 2010; Stover et al., 2012; Vallerand et al., 1992, 1989); debe indicarse que para que el modelo se ajustase adecuadamente a los datos fue preciso la correlación de dos pares de errores residuales. No obstante, la correlación de pares de errores en este estudio estuvo en línea con los resultados de otros estudios previos. En concreto, en el estudio de Vallerand et al. (1989), con muestra canadiense, se requirió la correlación de seis pares de errores para conseguir un ajuste adecuado a los datos. Igualmente, el trabajo Vallerand et al. (1992), con estadounidenses, requirió la correlación de 26 pares de errores, mientras que la validación de la EMA a España requirió la correlación de 10 pares de errores (Núñez et al., 2005).

El análisis correlacional mostró que las ocho regulaciones motivacionales apoyaban, en líneas generales, la estructura simplex planteada por Ryan y Connell (1989), en donde, las subescalas adyacentes presentan correlaciones más fuertes y de signo positivo, mientras que las subescalas opuestas en el continuum se correlacionan menos intensamente y de sentido negativo. No obstante, en esta investigación, dadas las elevadas correlaciones obtenidas entre los tres subtipos de motivación intrínseca, junto con la necesidad de correlacionar dos pares de errores entre estos subtipos, hacen pensar en una falta de sensibilidad del instrumento en la medición de estos tres constructos o en una carencia en la discriminación conceptual de los ítems que representan cada subtipo de motivación intrínseca (Núñez et al., 2010). Dada las correlaciones altas entre las tres subescalas de motivación intrínseca, el modelo de ocho factores fue comparado con un modelo de seis factores, donde se consideró como un único factor latente los tres subtipos de motivación intrínseca. Los análisis factorial confirmatorio no dieron apoyo psicométrico al modelo de seis factores, contradiciendo los resultados de determinados estudios que habían respaldado esta opción (Alivernini & Lucidi, 2008; Koludrovic & Ercegovac, 2015). Por otro lado, el modelo de ocho factores fue también comparado con modelos alternativos de uno, dos y tres factores (tabla 2), no mostrándose en ningún caso un mejor ajuste a los datos respecto al modelo de ocho factores. Por lo tanto, los resultados de los análisis factoriales de los modelos alternativos mostraron evidencias de la validez discriminante de un modelo de ocho factores correlacionados.

Una aportación de este estudio fue comprobar la invarianza del instrumento respecto al sexo en el contexto brasileño. En línea con los estudios realizados en otros países (Ratelle, Guay, Vallerand, Larose, & Senécal, 2007), los resultados del análisis multigrupo mostraron que la EMA-R es un instrumento válido para la comparación de los diferentes tipos de motivación entre hombres y mujeres en el contexto de la formación inicial del profesorado de Educación Física. Por otra parte, el análisis de consistencia interna mostró valores alfa de Cronbach apropiados para cada subescala del instrumento, no apreciándose

valores conflictivos ($\alpha < 0,70$), tal y como fueron detectados por la literatura previa en la subescala regulación identificada (Núñez et al., 2005, 2010; Stover et al., 2012; Vallerand et al., 1992, 1989) y motivación intrínseca a experiencias estimulantes (Barkoukis et al., 2008; Sobral, 2003). Estos hallazgos hacen pensar que la incorporación de la regulación integrada en la EMA podría haber contribuido a mejorar la discriminación y comprensión de los ítems que representan la regulación identificada y la motivación intrínseca a experiencias estimulantes y, por ende, mejorar la consistencia interna medida a través del alfa de Cronbach. Además, este estudio informa por primera vez de valores de consistencia interna compuesta adecuados medidos mediante el coeficiente de Raykov ($\rho > 0,70$) para todas las subescalas y valores de consistencia interna adecuados obtenidos por la varianza media extraída ($AVE > 0,50$).

De cara a mostrar evidencia del valor predictivo del instrumento, un análisis de regresión lineal fue realizado para determinar los efectos de predicción de los diferentes tipos de motivación sobre la intención futura de ser profesor. Los resultados mostraron que la motivación intrínseca al logro, la regulación integrada y la regulación identificada tuvieron efectos de predicción positivos sobre la intención futura de ser profesor. No obstante, es destacable que la regulación integrada aportó varianza explicada sobre la intención futura de ser profesor al margen del poder de predicción de las otras formas de regulación. Además, la regulación integrada se mostró como la forma motivacional con mayor capacidad predictiva sobre la intención de dedicarse a la docencia. Esto sugiere que, al margen del placer y disfrute que el profesor en formación inicial puede mostrar durante sus estudios, éste se mostrará más proclive a dedicarse a la docencia cuando tenga incorporado dentro de su identidad el valor atribuido de esta actividad. Los hallazgos encontrados en esta investigación se muestran en línea con los estudios que han medido la regulación integrada en otros contextos, encontrando que la regulación integrada se muestra como la forma de motivación que más fuerza de predicción tiene sobre conductas adaptativas, tales como la intención de dedicarse a la investigación post-doctoral (Litalien et al., 2015), de participar en eventos caritativos (Ferguson et al., 2015), o de practicar actividad física (Ferriz et al., 2015).

A pesar de las evidencias mostradas en este trabajo algunas limitaciones deberían ser también consideradas. En primer lugar, la utilización de muestra de conveniencia ha imposibilitado generalizar los resultados a la población en general, necesiéndose de futuros trabajos que repliquen esta estructura factorial en muestras pertenecientes a otros niveles educativos (e.g., educación secundaria, universidad). Además, las características específicas de la muestra (i.e., profesorado de Educación Física en formación inicial), requiere que futuros trabajos amplíe la exploración de esta medida en muestras más heterogéneas respecto experiencia profesional y edad. En tercer lugar, las elevadas correlaciones obtenidas entre los tres subtipos de motivación intrínseca, unido a la correlación de dos pares de errores entre los ítems pertenecientes a dos subtipos de motivación intrínseca, sugieren la necesidad de revisar la red nomológica relacionada con el constructo. La validación de un instrumento es un proceso continuado en el tiempo por lo que futuras investigaciones deberían atender algunas de las limitaciones mostradas en este estudio para confirmar la

utilidad de la EMA-R de cara a medir la motivación en el contexto de la formación inicial del profesorado en Brasil.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
2. Alivernini, F., & Lucidi, F. (2008). The Academic Motivation Scale (AMS): Factorial structure, invariance and validity in the Italian context. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 15(4), 211–220.
3. Atalay, K. D., Can, G. F., Erdem, S. R., & Mùderrisoglu, I. H. (2016). Assessment of mental workload and academic motivation in medical students. *Journal of Pakistan Medical Association*, 66(5), 574–578.
4. Bandura, A. (1989). Human agency in social cognitive theory. *American Psychologist*, 44, 1175–1184.
5. Barkoukis, V., Tsorbatzoudis, H., Grouios, G., & Sideridis, G. (2008). The assessment of intrinsic and extrinsic motivation and amotivation: Validity and reliability of the Greek version of the Academic Motivation Scale. *Assessment in Education: Principles, Policy & Practice*, 15(1), 39–55. doi:10.1080/09695940701876128
6. Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). New York, NY: Routledge.
7. Caeon, I. S., Wui, M. G. L., Tan, J. P. L., Chiam, C. L., Soon, T. C., & King, R. B. (2015). Cross-cultural validation of the Academic Motivation Scale: A Singapore investigation. *Child Indicators Research*, 8, 925–942. doi:10.1007/s12187-014-9298-7
8. Can, G. (2015). Turkish version of the Academic Motivation Scale. *Psychological Reports*, 116(2), 388–408. doi:10.2466/14.08.PR0.116k24w5
9. Cokley, K. O. (2015). A confirmatory factor analysis of the Academic Motivation Scale with black college students. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 48(2), 124–139. doi:10.1177/0748175614563316
10. Davoglio, T. R., dos Santos, B. S., & da Conceição, C. (2016). Validação da Escala de Motivação Acadêmica em universitários brasileiros. *Ensaio: Avaliação E Políticas Públicas Em Educação*, 24(92), 522–545. doi:10.1590/S0104-40362016000300002
11. Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Springer Science & Business Media.
12. Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “What” and “Why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227–268. doi:10.1207/S15327965PLI1104_01
13. Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. doi:10.1111/bjop.12046
14. Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109–132.

15. Ferguson, R., Gutberg, J., Schattke, K., Paulin, M., & Jost, N. (2015). Self-determination theory, social media and charitable causes: An in-depth analysis of autonomous motivation. *European Journal of Social Psychology*, 307(2014), 298–307. doi:10.1002/ejsp.2038
16. Ferriz, R., González-Cutre, D., & Sicilia, A. (2015). Revisión de la Escala del Locus Percibido de Causalidad (PLOC) para la inclusión de la medida de la regulación integrada en educación física. *Revista de Psicología Del Deporte*, 24(2), 329–338.
17. Green-Demeirs, I., Pelletier, L. G., & Ménard, S. (1997). The impact of behavioural difficulty on the saliency of the association between self-determined motivation and environmental behaviours. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 29(3), 157–166. doi:10.1037/0008-400X.29.3.157
18. Grouzet, F. M. E., Otis, N., & Pelletier, L. G. (2006). Longitudinal cross-gender factorial invariance of the Academic Motivation Scale. *Structural Equation Modeling*, 13(1), 73–98. doi:10.1207/s15328007sem1301_4
19. Hair, J. F. J., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.
20. Hsu, L. (2013). Work motivation, job burnout, and employment aspiration in hospitality and tourism students—An exploration using the self-determination theory. *Journal of Hospitality, Leisure, Sport & Tourism Education*, 13, 180–189. doi:10.1016/j.jhlste.2013.10.001
21. Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
22. Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
23. Kim, H., & Cho, Y. (2014). Pre-service teachers' motivation, sense of teaching efficacy, and expectation of reality shock. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, 42(1), 67–81. doi:10.1080/1359866X.2013.855999
24. Koludrovic, M., & Ercegovic, I. R. (2015). Academic motivation in the context of Self-Determination in initial teacher education. *Croatian Journal of Education*, 17(1), 25–36. doi:10.15516/cje.v17i0.1488
25. Litalien, D., Guay, F., & Morin, A. J. S. (2015). Motivation for PhD studies: Scale development and validation. *Learning and Individual Differences*, 41, 1–13. doi:10.1016/j.lindif.2015.05.006
26. Lomax, R. G., & Schumacker, R. E. (2012). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Erlbaum: Routledge Academic.
27. Muñoz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157. doi:10.7334/psicothema2013.24
28. Núñez, J. L., Martín-Albo, J., & Navarro, J. G. (2005). Validación de la versión española de la Échelle de Motivation en Éducation. *Psicothema*, 17(2), 344–349.
29. Núñez, J. L., Martín-Albo, J., Navarro, J. G., & Grijalvo, F. (2006). Validación de la Escala de Motivación Educativa (EME) en Paraguay. *Revista Interamericana de Psicología*, 40(2), 391–398.
30. Núñez, J. L., Martín-Albo, J., Navarro, J. G., & Suárez, Z. (2010). Adaptación y validación de la versión española de la Escala de Motivación

- Educativa en estudiantes de educación secundaria postobligatoria. *Estudios de Psicología*, 31(1), 89–100. doi:0.1174/021093910790744590
31. Pelletier, L. G., Rocchi, M. A., Vallerand, R. J., Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2013). Validation of the revised sport motivation scale (SMS-II). *Psychology of Sport and Exercise*, 14(3), 329–341. doi:10.1016/j.psychsport.2012.12.002
32. Pelletier, L. G., & Sarrazin, P. (2007). Measurement issues in self-determination theory and sport. In M. S. Hagger & N. L. D. Chatzisarantis (Eds.), *Intrinsic motivation and self-determination in exercise and sport* (pp. 143–152). Champaign, IL: Human Kinetics.
33. Ratelle, C. F., Guay, F., Vallerand, R. J., Larose, S., & Senécal, C. (2007). Autonomous, controlled, and amotivated types of academic motivation: A person-oriented analysis. *Journal of Educational Psychology*, 99(4), 734. doi:10.1037/0022-0663.99.4.734
34. Raykov, T. (2004). Point and interval estimation of reliability for multiple-component measuring instruments via linear constraint covariance structure modeling. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 452–483. doi:10.1207/s15328007sem1103
35. Reeve, J. (2012). A self-determination theory perspective on student. In S. L. Christenson, A. L. Reschly, & C. Wylie (Eds.), *Handbook of Research on Student Engagement* (pp. 149–172). New York. doi:10.1007/978-1-4614-2018-7
36. Sobral, D. T. (2003). Motivação do aprendiz de Medicina: Uso da Escala de Motivação Acadêmica. *Medicina*, 19(1), 25–31.
37. Stover, J. B., de la Iglesia, G., Boubeta, A. R., & Fernández-Liporace, M. (2012). Academic motivation scale: Adaptation and psychometric analyses for high school and college students. *Psychology Research and Behavior Management*, 5, 71–83. doi:10.2147/PRBM.S3318
38. Vallerand, R. J. (2000). Deci and Ryan's Self-Determination Theory: A view from the Hierarchical Model of Intrinsic and Extrinsic Motivation. *Psychological Inquiry*, 11(4), 312–318.
39. Vallerand, R. J., Blais, M. R., Brière, N. M., & Pelletier, L. G. (1989). Construction et validation de l'Échelle de Motivation en Éducation (EME). *Canadian Journal of Behavioural Science*, 21(3), 323–349. doi:10.1037/h0079855
40. Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Briere, N. M., Senécal, C., & Vallieres, E. F. (1992). The Academic Motivation Scale: A measure of intrinsic, extrinsic, and amotivation in education. *Educational and Psychological Measurement*, 53(4), 1003–1017. doi:10.1177/0013164492052004025
41. Vansteenkiste, M., Sierens, E., Soenens, B., Luyckx, K., & Lens, W. (2009). Motivational profiles from a self-determination perspective: The quality of motivation matters. *Journal of Educational Psychology*, 101(3), 671–688. doi:10.1037/a0015083
42. Wilson, P. M., Rodgers, W. M., Loitz, C. C., & Scime, G. (2006). It's who I am... really! The importance of integrated regulation in exercise contexts. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 11(2), 79–104. doi:10.1111/j.1751-9861.2006.tb00021.x
43. Zhang, B., Li, Y. M., Li, J. L., Li, Y., & Zhang, H. (2016). The revision and validation of the Academic Motivation Scale in China. *Journal of*

Psychoeducational Assessment, 34(1), 15–27.
doi:10.1177/0734282915575909

Número de citas totales / Total references: 45 (100%)

Número de citas propias de la revista / Journal's own references: 0 (0%)

APÉNDICE

Escala de Motivación Educativa–Revisada

Eu estou realizando o curso de Educação Física...

Desmotivação

- 1. Sinceramente não sei; verdadeiramente tenho a impressão de perder tempo no curso
- 9. Já tive boas razões para isso, agora, entretanto, eu me pergunto se devo continuar
- 17. Não sei porque me matriculei nesse curso, o fiz sem pensar
- 25. Não sei, não consigo compreender o que faço matriculado nesse curso

Regulação Externa

- 2. Porque só com o Ensino Médio eu não poderia encontrar um trabalho com bom salário
- 10. Para conseguir no futuro um trabalho com mais prestígio e com melhor salário
- 18. Porque no futuro quero ter uma boa vida
- 26. Para ter no futuro um salário melhor

Regulação Introjetada

- 3. Para demostrar que sou capaz de terminar um curso de graduação
- 11. Porque aprovar na Universidade me faz me sentir importante
- 19. Para demostrar a mim mesmo que sou uma pessoa inteligente
- 27. Porque quero demostrar que sou capaz de ter sucesso em meus estudos

Regulação Identificada

- 4. Porque penso que esse curso me ajudará a me preparar melhor para a carreira que escolhi
- 12. Porque, possivelmente, me permitirá entrar no mercado de trabalho dentro do campo que eu gosto
- 20. Porque me ajudará a escolher melhor minha orientação profissional
- 28. Porque acredito que alguns poucos anos mais de estudos vão melhorar minha competência profissional

Regulação Integrada

- 5. Porque me formar nesse curso está de acordo com a minha forma de vida
- 13. Porque considero que faz parte de mim
- 21. Porque vejo o curso como uma parte fundamental do que eu sou
- 29. Porque considero que está de acordo com meus valores

Motivação Intrínseca ao Conhecimento

- 6. Porque para mim é um prazer e uma satisfação aprender coisas novas
- 14. Pelo prazer de descobrir coisas novas antes desconhecidas por mim
- 22. Pelo prazer de saber mais sobre as questões que me atraem
- 30. Porque esse curso me permite continuar aprendendo um monte de coisas que me interessam

Motivação Intrínseca para a realização

- 7. Pela satisfação que sinto quando me supero nos meus estudos

- 15. Pela satisfação que sinto ao superar cada um dos meus objetivos pessoais
- 23. Pela satisfação que sinto quando consigo realizar atividades acadêmicas difíceis
- 31. Porque a Universidade me permite sentir satisfação pessoal na busca da perfeição dentro dos meus estudos

Motivação Intrínseca para Experiências Estimulantes

- 8. Pelos intensos momentos que vivo quando comunico minhas próprias ideias aos demais
 - 16. Pelo prazer de ler temas interessantes
 - 24. Pelo prazer que experimento ao me sentir completamente absorvido por tratar certos temas
 - 32. Porque me sinto satisfeito quando leio diferentes temas interessantes
-