



Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e
Avaliação Psicológica

ISSN: 1135-3848

ISSN: 2183-6051

bgoncalves@psicologia.ulisboa.pt

Associação Iberoamericana de Diagnóstico e Avaliação
Psicológica
Portugal

Méndez-Giménez, Antonio; Cecchini-Estrada, José Antonio; Fernández-Río, Javier
Pasión, Motivación Autodeterminada y Autorregulación del Aprendizaje en el Deporte

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e
Avaliação Psicológica, vol. 2, núm. 44, 2017, pp. 146-157

Associação Iberoamericana de Diagnóstico e Avaliação Psicológica
Portugal

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=459653861012>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Pasión, Motivación Autodeterminada y Autorregulación del Aprendizaje en el Deporte

Passion, Self-Determined Motivation and Self-Regulation of Learning in Sport

Antonio Méndez-Giménez¹, José Antonio Cecchini-Estrada² y Javier Fernández-Río³

Resumen

El estudio se propone un doble objetivo: a) explorar la asociación entre dos tipos de pasión – armoniosa (PA) y obsesiva (PO) – y la autorregulación del aprendizaje en el contexto deportivo, y b) comprobar si la motivación autodeterminada ejerce un efecto mediador en esas relaciones. Basado en la investigación previa (Appleton, Hill, & Hall, 2011), el modelo hipotetizó que ambos tipos de pasión se asociarían de forma diferencial con la motivación autodeterminada: positivamente, la PA, y negativamente o no lo haría, la PO. Se esperaba que la motivación autodeterminada se asociase positivamente con la autorregulación del aprendizaje. Los participantes, 340 universitarios deportistas, completaron las versiones españolas de la Escala de Pasión, la Escala de Motivación Situacional y el Cuestionario de Autorregulación. La PA se relacionó positivamente con la autorregulación, la PO no resultó relacionada. El modelo de mediación completa de la motivación autodeterminada entre los tipos de PA y la autorregulación ofreció el mejor ajuste a los datos.

Palabras clave: aprendizaje, análisis factorial confirmatorio, pasión obsesiva, pasión armoniosa, Teoría de la Autodeterminación

Abstract

The aim was twofold: a) to test the association between both types of passion and self-regulation of learning in a sport context, and b) to test whether self-determined motivation has a mediating effect on those relationships. Based on previous research (Appleton, Hill, & Hall, 2011), the proposed model hypothesized that harmonious passion (PA) and obsessive passion (OP) will be differentially associated with self-determined motivation: positively, in the first case, and negatively or not related, in the second. It was expected that self-determined motivation will be positively associated with self-regulation of learning. Participants, 340 college athletes, completed the Spanish versions of the Passion Scale, the Situational Motivation Scale and the Self-Regulation Questionnaire. PA was positively related to self-regulation, PO was not related. The model of complete mediation self-determined motivation between both types of PA and self-regulation provided the best fit to the data.

Keywords: learning, confirmatory factor analysis, obsessive passion, harmonious passion, Self-determination Theory

¹ Doctor en Educación Física y Deporte. Universidad de Oviedo, Facultad de Formación del Profesorado y Educación, Departamento de Ciencias de la Educación. C/ Aniceto Sela, s/n. Oviedo 33005. Despacho 239. España. Tel.: 985102850. Correo: mendezantonio@uniovi.es

² Doctor en Pedagogía. Universidad de Oviedo, Facultad de Formación del Profesorado y Educación. Departamento de Ciencias de la Educación. C/ Aniceto Sela, s/n. Oviedo 33005. Despacho 214. España. Tel.: 985103264. Correo: cecchini@uniovi.es

³ Doctor en Pedagogía. Universidad de Oviedo, Facultad de Formación del Profesorado y Educación. Departamento de Ciencias de la Educación. C/ Aniceto Sela, s/n. Oviedo 33005. Despacho 239. España. Tel.: 985102850. Correo: javier.rio@uniovi.es

Introducción

El constructo *pasión* ha despertado un creciente interés entre los investigadores enmarcados en la psicología positiva (Retana & Sánchez, 2008; Vallerand, 2012). La psicología empírica ha abandonado la concepción de pasión como rasgo de la personalidad y, en la actualidad, asume una aproximación basada en aspectos motivacionales. Vallerand et al. (2003; 2007; 2008) definieron la pasión como una fuerte inclinación hacia una actividad autodefinida que gusta al individuo (e incluso ama), que le resulta importante, y en la que invierte una cantidad significativa de tiempo y energía. Vallerand et al. (2003, 2007) propusieron un modelo dualista que distingue dos tipos de pasión en función de cómo ésta es internalizada en la propia identidad. La pasión armoniosa (PA) se refiere a una internalización autónoma, lo que conduce al individuo a decidir implicarse en la actividad apasionada. Cuando las personas funcionan bajo la influencia de una PA eligen hacerlo libremente sin experimentar un impulso incontrolable de participación. Aunque la actividad ocupa un espacio dominante en su identidad, es la persona quien tiene el control de la actividad y decide cuándo participar o no, lo que le permite mantener una armonía con las demás ocupaciones y aspectos de la vida.

Por el contrario, la pasión obsesiva (PO) resulta de una internalización controlada de la actividad en la propia identidad, lo que genera una influencia interna para involucrarse en la actividad apasionada. Este proceso se origina en algún tipo de presión intrapersonal y/o interpersonal porque ciertas contingencias, como el sentimiento de aceptación social o la autoestima, se asocian a la actividad apasionada. Por lo tanto, las personas impulsadas por una PO experimentan una necesidad incontrolable de participar en esa actividad que consideran tan importante (Vallerand & Verner-Filion, 2013). En consecuencia, es la pasión la que llega a ejercer un control de la persona.

Los estudios de Vallerand et al. (2003; 2007) pusieron de relieve que las personas impulsadas por una PA experimentan resultados positivos, tanto durante el desarrollo de la propia actividad

(e.g., concentración, afecto positivo, flujo) como después de implicarse en ella (e.g., ajuste psicológico, afecto positivo general, etc.). Sin embargo, los individuos movidos por una PO corren el riesgo de experimentar conflictos en otros ámbitos de la vida y consecuencias negativas (e.g., afecto negativo o reflexión obsesiva) y, niveles más bajos de ajuste psicológico (Vallerand, Paquet, Felipe, & Charest, 2010) durante y después de la implicación en la pasión. En definitiva, la evidencia (Vallerand et al., 2003; Marsh et al., 2013) sugiere que la PA promueve resultados más adaptativos (aumento de motivación y bienestar, entre otros), mientras que la PO provoca resultados más desadaptativos (e.g., emociones negativas, persistencia inflexible, e interferencia en el logro de una vida feliz y equilibrada).

Igualmente, en el contexto deportivo la investigación ha mostrado cómo ambos tipos de pasión pueden provocar consecuencias motivacionales diferenciadas (Vallerand et al., 2003, Vallerand, Rousseau, Grouzet, Dumais, & Grenier, 2006; Vallerand et al., 2008). En este sentido, la PA ha sido relacionada positivamente con la regulación autodeterminada (Curran, Appleton, Hill, & Hall, 2011), la satisfacción con la vida, el afecto positivo y la vitalidad (Vallerand & Verner-Filion, 2013), y negativamente, con el afecto y cognición negativos o el burnout. Por el contrario, la PO se relaciona de manera positiva con la persistencia rígida (Vallerand et al., 2003), la lesión crónica (Rip, Fortin, & Vallerand, 2006), el afecto negativo (Vallerand et al., 2003) y las metas de evitación (Vallerand et al., 2008).

En la misma línea de resultados, la pasión desempeña un papel relevante en el rendimiento. El tercer estudio de Mageau et al. (2009) encontró que los músicos expertos exhibían niveles significativamente más altos de ambas pasiones que los músicos más jóvenes. La evidencia sugiere que la pasión representa el combustible que permite a los individuos participar en la práctica deliberada repetidamente, en ocasiones sin descanso, por lo que con el tiempo se logra mayor competencia en esa actividad (e.g., Vallerand et al., 2008).

En línea con la mejora de la competencia, la autorregulación del aprendizaje se refiere a los procesos auto-dirigidos que permiten al aprendiz

controlar sus pensamientos, sentimientos y acciones (Baumeister & Vohs, 2004), y transformar sus habilidades mentales en habilidades de rendimiento (Zimmerman, 2008). Aunque se han propuesto diversos marcos teóricos para describir cómo los individuos autorregulan su propio aprendizaje y sus actuaciones (e.g., Bandura, 1977, McCombs, 1989; Zimmerman, 1990), una definición inclusiva del aprendizaje auto-regulado se centra en el grado en que los estudiantes participan activamente en su propio proceso de aprendizaje a nivel metacognitivo, motivacional y conductual (Zimmerman, 1986).

Diversos estudios han señalado que los estudiantes exitosos manifiestan tanto una autorregulación más profusa como creencias motivacionales más fuertes (e.g., Boekaerts, Pintrich, & Zeidner, 2005; Zimmerman, 2006). Es decir, los aprendices autorregulados, además de reconocer los aspectos a mejorar y la forma de hacerlo, suelen estar más motivados por progresar (McCombs, 1984; Zimmerman, 2006). Desde este enfoque, se considera que los aprendices autorregulados asumen las tareas de aprendizaje de forma proactiva, es decir, con iniciativa personal, perseverancia y habilidades de adaptación, lo que se origina a partir de estrategias metacognitivas y creencias motivacionales favorables (Zimmerman, 2008). Asimismo, la autorregulación se relaciona positivamente con el nivel de rendimiento y habilidad en diferentes ámbitos, como el deportivo o académico (e.g., Cleary & Zimmerman, 2001; Nota, Soresi, & Zimmerman, 2004; Schunk, 2005).

De la misma forma, la autorregulación también ejerce un papel relevante en el deporte, puesto que este proceso autodirigido ayuda al deportista a aprender de manera más efectiva (Zimmerman, 2006). Los deportistas que autorregulan su aprendizaje adecuadamente están en mejores condiciones para desarrollar el máximo de su potencial. Toering, Elferink-Gemser, Jordet, & Visscher (2009a) investigaron la relación entre autorregulación y nivel de rendimiento de jugadores de fútbol juvenil. Los jugadores de élite informaron de puntuaciones más altas en la autorregulación del aprendizaje que los jugadores que no pertenecían a la élite. Por su parte, el estudio de Toering, Elferink-Gemser, Jordet, &

Visscher (2009b) encontró que los jugadores con puntuaciones más altas en autorregulación percibida del aprendizaje se benefician más de la práctica y competición, lo que explicaría las diferencias en el nivel de rendimiento.

Hong y O'Neil (2002) propusieron y comprobaron un modelo del rasgo de autorregulación en una muestra de estudiantes coreanos. Un factor de tercer orden, rasgo de autorregulación, se compone de dos factores de segundo orden, el rasgo de metacognición y el rasgo de motivación; el rasgo metacognición está formado a su vez por la planificación y el auto-monitoreo (*self-monitoring* o *self-checking*) y, el rasgo motivación, por el esfuerzo y la auto-eficacia. El rasgo de metacognición y el rasgo motivación están altamente relacionados, pero forman dos constructos diferenciados (Föster & Rojas Barahona, 2010).

Hasta la fecha, ninguna investigación ha examinado las relaciones entre las formas de la pasión y la autorregulación del aprendizaje. Por lo tanto, el primer objetivo de este estudio es examinar las relaciones entre la PA y PO y la autorregulación del aprendizaje en el deporte. Se planteó la hipótesis de que la pasión armoniosa se asociaría positivamente con la autorregulación. Con base en las aportaciones de Curran et al. (2011), el segundo objetivo fue comprobar si las relaciones entre la pasión y la autorregulación están mediadas por la motivación autodeterminada. Puesto que la PA se origina de la internalización autónoma de la actividad en la identidad, se formuló la hipótesis de que se asociaría positivamente con la motivación autodeterminada. Por el contrario, dado que la PO se origina de una internalización controlada en la identidad se esperaba que se relacionase negativamente o no se relacionase con la motivación autodeterminada. Las relaciones hipotéticas del modelo se muestran en la Figura 1.

Método

Participantes

La muestra estuvo formada por 310 deportistas universitarios (98 varones, M de edad=20.83, DT =3.58, y 212 mujeres, M de edad=20.05, DT =2.62) que practicaban deportes

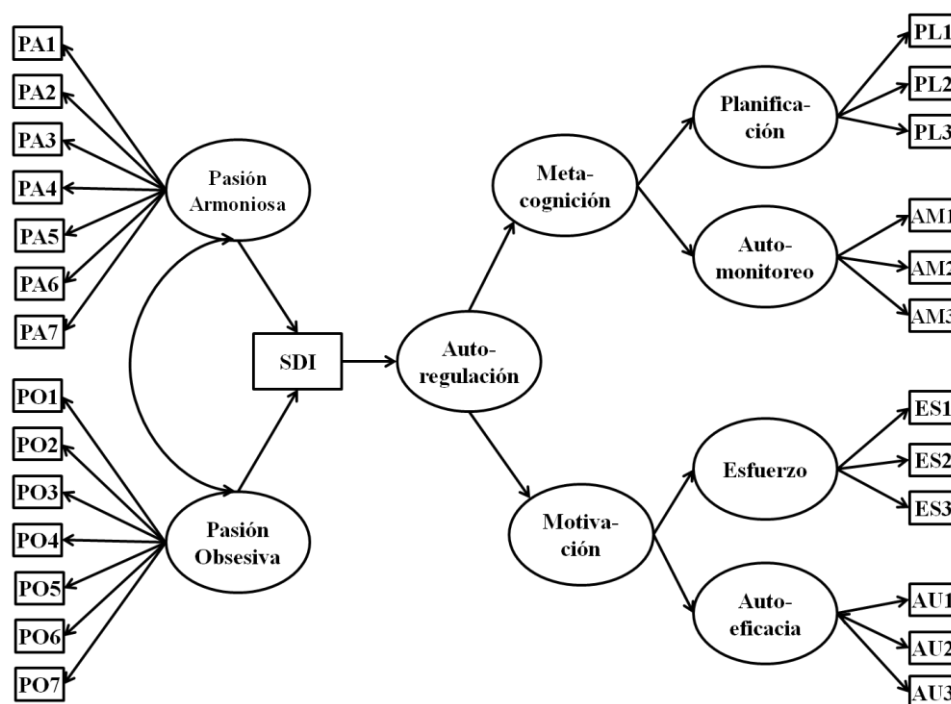


Figura 1. Modelo hipotetizado de pasión, motivación autodeterminada y autorregulación

diferentes (fútbol, baloncesto, balonmano, voleibol, natación...).

Medidas e instrumentos

Pasión por el deporte. Se utilizó la Escala de Pasión de Vallerand et al. (2003), un instrumento compuesto por dos subescalas (siete ítems cada una), que evalúan la PA y la PO. En este estudio, los ítems de la escala fueron adaptados ligeramente, sustituyendo la palabra alusiva a una actividad apasionada, por el deporte que el individuo disfruta, practica, valora, reconoce como pasión y en el que invierte tiempo y energía. Un ejemplo de ítem para la PA es: "Mi deporte está en armonía con otras actividades de mi vida"; un ejemplo de ítem para la PO es: "Mi estado de ánimo depende de que pueda practicar mi deporte". Esta escala se completó mediante una Escala Likert de 7 puntos, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) a 7 (*Totalmente de acuerdo*). Un estudio previo (Méndez-Giménez, Cecchini, & Fernández-Río, 2016) ha comprobado las propiedades psicométricas de esta escala en el contexto español. La Tabla 1 presenta los valores alfa de Cronbach de ambos tipos de pasión en este estudio.

Índice de autodeterminación (SDI). Para evaluar la motivación situacional se utilizó la escala SIMS (*Situational Motivation Scale*) de Guay,

Vallerand, & Blanchard (2000). Dicha escala se compone de 16 ítems agrupados en cuatro factores (4 ítems por factor): motivación intrínseca (e.g. "Porque creo que esta actividad es interesante"), regulación identificada (e.g. "Por mi propio bien"), regulación externa (e.g. "Porque se supone que debo hacerlo" y desmotivación (e.g. "Puede que haya buenas razones para realizar esta actividad, pero yo no veo ninguna"). La escala fue validada en castellano por Martín-Albo, Núñez, & Navarro (2009) y ha demostrado índices aceptables de fiabilidad, consistencia interna e invarianza en el contexto de la actividad física (Standage, Duda, Treasure, & Prusak, 2003). Los participantes respondieron a la pregunta "¿Por qué has participado en esta actividad?". Las respuestas fueron codificadas en una escala tipo Likert con un rango de respuesta de 1 a 7, donde 1 (*Nada cierto para mí*) y 7 (*Totalmente cierto para mí*). Los alfa de Cronbach de las regulaciones motivacionales fueron los siguientes: motivación intrínseca=.90; regulación identificada=.80; regulación externa=.79; desmotivación=.70. Se calculó el SDI multiplicando cada subescala del SIMS por un factor determinado en función de su posición en el continuo ($SDI = 2 \times \text{motivación intrínseca} + \text{regulación identificada} - \text{regulación externa} - 2 \times \text{desmotivación}$; e.g., Lemyre, Treasure, & Roberts, 2006).

Autorregulación del aprendizaje. Se midió mediante el Cuestionario de Autoevaluación de la Autorregulación de Hong & O'Neil (2001), diseñado para evaluar las habilidades autorregulatorias percibidas por los participantes. El inventario se compone de cuatro subescalas (34 ítems): planificación (9 ítems), auto-monitoreo (5), esfuerzo (10 ítems) y auto-eficacia (10 ítems). Los estudiantes manifestaron su grado de acuerdo con cada una de las afirmaciones del cuestionario relativas a su práctica deportiva. Ejemplo de estos ítems son: (planificación) “determino cómo resolver la tarea antes de comenzar”, (auto-monitoreo) “compruebo mi trabajo mientras lo estoy haciendo”, (esfuerzo) “trabajo tan duro como sea posible en todas las tareas”, (auto-eficacia) “Estoy seguro de que puedo abordar eficazmente los acontecimientos inesperados”. Las respuestas fueron codificadas en una escala tipo Likert con un rango de respuesta de 1 a 5, donde 1 (*Nada cierto para mí*) y 5 (*Totalmente cierto para mí*). La Tabla 1 presenta los valores alfa de Cronbach de las subescalas de este estudio.

Procedimiento

La información obtenida fue analizada mediante el programa SPSS 19.0 (IBM, Chicago, IL) y el programa EQS 6.2. Puesto que el cuestionario de autorregulación no ha sido validado en español se analizaron sus propiedades psicométricas. Siguiendo las recomendaciones de Hambleton, Merenda, & Spielberger (2005), se realizó una traducción-retrotraducción de los ítems. Dos expertos supervisaron que se mantenía una estrecha similitud con las sub-escalas originales.

Análisis de datos

En primer lugar, al objeto de testar el marco teórico de autorregulación del aprendizaje en la muestra seleccionada se contrastaron tres modelos en orden ascendente siguiendo el procedimiento descrito por Hong & O'Neil (2001). Se especificó el modelo de primer orden (M1) con cuatro factores (planificación, automonitoreo, esfuerzo, y auto-eficacia), cada uno de ellos formado por tres indicadores, y seis covarianzas factoriales. Se obligó a cada indicador a cargar sólo en el factor designado, las covarianzas factoriales fueron

libres de ser estimadas, y los errores asociados a cada indicador no fueron correlacionados. En el segundo modelo (M2), el modelo factorial de primer orden fue reespecificado para incluir los dos factores de segundo orden (metacognición y motivación), en lugar de las covarianzas de los factores de primer orden. En el tercero (M3), el modelo factorial de segundo orden fue reespecificado para incluir un factor de tercer orden (autorregulación) en lugar de la covarianza de segundo orden.

En segundo lugar, se siguieron las indicaciones de Levy, Martín, & Roman (2006) y el procedimiento en dos pasos recomendado por Anderson & Gerbing (1988). Se procedió a evaluar la validez del constructo mediante un Análisis Factorial Confirmatorio (CFA) basado en las medidas observadas y los constructos latentes que correlacionaban libremente (M1). Puesto que no se había comprobado teóricamente la existencia de un modelo adecuado, se plantearon modelos rivales, teniendo en cuenta que un modelo puede ajustarse bien a los datos, pero no por ello poseer propiedades de generalización (Levy et al., 2006). A partir de esta premisa, se construyeron dos modelos rivales, uno tomando en cuenta el modelo de Curran et al. (2011), en el que la autorregulación predice el SDI y esta predicción era mediada por la pasión (M3) y, otro, en el que la pasión predice la autorregulación y esta predicción está mediada por el SDI (M2).

En tercer lugar, siguiendo el procedimiento de pasos causal de Holmbeck (1997), se comprobó la mediación entre la pasión y la autorregulación. El primer paso (M1) requiere un ajuste adecuado de un modelo que incluye únicamente rutas directas entre las variables predictoras y la variable de resultado. El segundo (M2), pretende un ajuste adecuado de un modelo de mediación completo en el que se incluyen rutas indirectas desde la pasión hasta la autorregulación a través de la motivación autodeterminada. En el tercer paso (M3), se examina un modelo de mediación parcial en el que, además de las rutas directas desde la pasión hasta la autorregulación, se incluyen otras indirectas a través de la motivación autodeterminada y se compara con el modelo de mediación completa (M2). La ausencia de mejora significativa en el ajuste entre los modelos de mediación completa y parcial indicaría una

mediación completa. En caso de que las rutas entre las variables predictoras y de resultado fueran reducidas en M3 en comparación con M1 se concluiría una mediación parcial. En todos los casos las rutas deberían ser significativas.

Las pruebas de validez y equivalencia se han basado en el análisis de estructuras de covarianza en el marco del modelo de CFA. Dado que el pre-análisis de los datos reveló una curtosis multivariante sustancial (coeficiente de Mardia normalizado =16.39), los análisis se basaron en el estadístico Satorra-Bentler chi-cuadrado, en lugar del habitual $ML\chi^2$, puesto que se ofrece como corrección de χ^2 cuando se violan los supuestos de la distribución. La evaluación de la bondad del ajuste a los datos de la muestra se determinó mediante variados criterios: el índice de ajuste comparativo (Comparative Fit Index, *CFI), el error de aproximación cuadrático medio (Root Mean-Square Error of Approximation, *RMSEA), y la raíz cuadrada media residual estandarizada (Standardized Root Mean Square Residual, SRMR). El *CFI representa la versión robusta del CFI y su cálculo se basa en el estadístico $S-B\chi^2$; que oscila entre el valor 0 y 1. Byrne (2008) sugiere un valor por encima de .92-.94 como indicativo de un buen ajuste. El *RMSEA es una versión robusta del RMSEA habitual y tiene en cuenta el error de aproximación en la población. Valores inferiores a .05 indican un buen ajuste, y valores hasta .08 representan errores razonables de aproximación en la población. Asimismo, se incluyó el intervalo de confianza del 90 % para el *RMSEA. Por último, una SRMR con un valor inferior a .08 es indicativa de un buen ajuste. Para la comparación de modelos se utilizó el criterio de información de Akaike (AIC).

Por último, se calculó la potencia mediante el método de McCallum, Brown, & Sugawara (1996) al objeto de medir el ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales en función de los diferentes factores: grados de libertad (df), nivel de significación (α), tamaño de la muestra (N), valor nulo de RMSEA (ε_0), y valor alternativo de RMSEA (ε_a). Como sugirieron McCallum et al. (1996), se consideró $\varepsilon_0=.00$ para el test de ajuste exacto. Los procedimientos estadísticos fueron realizados con el programa *Statistical Analysis System* (SAS) y las rutinas de R, entornos de

software libre para computación y gráficos estadísticos.

Resultados

Análisis descriptivos, correlaciones bivariadas y parciales

De manera consistente con la investigación previa (e.g., Vallerand et al., 2003; 2008), la correlación entre PA y PO fue alta y positiva ($r=.59$, $p<.01$). La Tabla 1 presenta los alfas de Cronbach, los estadísticos descriptivos, y las correlaciones bivariadas y parciales entre las variables del estudio. Los resultados indican que, tras controlar la PO, la PA se asoció positivamente tanto con el SDI como con todas las subescalas de autorregulación. Sin embargo, tras controlar la PA, la PO se relacionó de manera negativa y baja con la subescala de planificación, y no se relacionó ni con el SDI ni con ninguna de las otras tres subescalas de autorregulación. Además, las correlaciones bivariadas indicaron que el índice de la autodeterminación se asociaba positivamente con todas las subescalas de autorregulación del aprendizaje.

Propiedades psicométricas de los modelos de autorregulación

Todos los modelos presentaron un buen ajuste a los datos (Tabla 2). En el modelo M1, la prueba de Wald indicó que todos los parámetros libres eran razonables y estadísticamente significativos. La correlación factorial más fuerte ($r=.64$) se observó entre los dos constructos motivacionales (esfuerzo y auto-eficacia) y, la siguiente ($r=.56$), entre los dos constructos metacognitivos (planificación y auto-monitoreo). Las correlaciones entre los constructos metacognitivos y motivacionales también fueron significativas, oscilando entre .38 y .52, lo que indica que existen factores de orden superior que explican las fuertes relaciones entre estos cuatro factores de primer orden. En el modelo M2, la correlación entre los dos factores de segundo orden fue $r=.71$, lo que revela la existencia de un factor de orden superior. En el modelo M3, las estimaciones de las cargas factoriales fueron relativamente grandes, oscilando entre .55-.99, y estadísticamente significativas, y los errores estándar fueron

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y coeficientes de correlaciones bivariadas y parciales entre pasión, índice de autodeterminación y subescalas de autorregulación

Variables	Rango	α	M	(DT)	1	2	3	4	5	6	7
1. Pasión armoniosa	1-7	.92	4.93	(1.46)	-		.48**	.33**	.27**	.25**	.28**
2. Pasión obsesiva	1-7	.91	2.57	(1.53)	.59**	-	-.00	-.12*	-.04	.08	.09
3. SDI	-	-	10.74	(4.77)	.56**	.33**	-				
4. Planificación	1-5	.80	3.82	(.79)	.32**	.09	.29**	-			
5. Auto-monitoreo	1-5	.75	3.58	(.74)	.30**	.14*	.32**	.56**	-		
6. Esfuerzo	1-5	.84	3.94	(.79)	.34**	.26**	.48**	.43**	.52**	-	
7. Auto-eficacia	1-5	.85	3.45	(.76)	.39**	.30**	.44**	.38**	.40**	.64**	-

Nota. Las correlaciones parciales se presentan por encima de la diagonal y las correlaciones bivariadas por debajo de esta. ** $p < .01$, * $p < .05$

Tabla 2. Índices de ajuste de los modelos de autorregulación

Modelos	S-B χ^2	p	df	*CFI	SRMR	*RMSEA (90% CI)	AIC	Power
M1. Modelo factorial de primer orden	65.65	<.05	48	.987	.035	.035 (.005 – .054)	-30.34	1.00
M2. Modelo factorial de segundo orden	67.67	<.05	49	.987	.035	.035 (.008 – .054)	-30.32	1.00
M3. Modelo factorial de tercer orden	49.87	>.1	48	.999	.035	.011 (.000 – .039)	-46.12	1.00

Nota. M1=Se especificaron cuatro factores (planificación, automonitoreo, esfuerzo y autoeficacia) con tres indicadores por factor; M2=Contiene dos factores de segundo orden: metacognición y motivación, M3=Contiene un factor de tercer orden: la autorregulación.

aceptables. Las varianzas (R^2) en la metacognición y la motivación explicadas por la autorregulación fueron .53 y .98, respectivamente. Las varianzas en la planificación y el auto-monitoreo explicadas por la metacognición fueron .67 y .79, respectivamente, y las del esfuerzo y la auto-eficacia explicadas por la motivación fueron .91 y .64, respectivamente. En resumen, las cargas factoriales elevadas y significativas indicaron que el modelo de tercer orden era especificado de manera adecuada.

Análisis de ecuaciones estructurales

En la Tabla 3 se incluyen los resultados para los tres modelos testados. Los índices de ajuste de los modelos M1 y M2 sugieren un ajuste adecuado a los datos, lo que no se observa en el modelo M3 con un valor elevado en el SRMR. El criterio de información de Akaike (AIC) revela que el modelo M2 es más parsimonioso que el modelo M1. Los resultados del análisis de rutas se presentan en la Figura 2. En el modelo hipotetizado, la ruta entre PA y SDI fue estadísticamente significativa ($\gamma = .57$, $p < .001$). Sin embargo, el coeficiente de la ruta entre PA y motivación autodeterminada no fue significativo

($\gamma = -.02$, $p > .05$). Por último, el coeficiente de la ruta entre motivación autodeterminada y el factor autorregulación fue significativo ($\gamma = .57$, $p < .001$). El modelo explica el 32% de la varianza de la motivación autodeterminada y el 33% de la varianza del factor latente de autorregulación.

Debido al diseño transversal y a la posibilidad de que múltiples modelos proporcionen un ajuste adecuado a los datos se puso a prueba un modelo alternativo teóricamente viable. Teniendo en cuenta que la autorregulación, tal y como se ha formulado en este estudio, incluye mecanismos metacognitivos y motivacionales (como el esfuerzo) se estimó que podría considerarse como una consecuencia de los niveles de la motivación auto-determinada. No obstante, debido a que la autorregulación también puede ser considerada como competencia podría situarse entre las necesidades psicológicas básicas, en este caso, la necesidad de sentirse competente en el proceso de aprender. Con base en este argumento teórico, se comprobó un modelo alternativo en el que la autorregulación era la variable exógena medida y se asumía que sería un predictor positivo de las variables mediadoras medidas, es decir, los tipos de pasión. A la vez, se asumió que la PA y la

Tabla 3. Índices de ajuste de los modelos propuestos

Modelos	S-B χ^2	<i>p</i>	<i>df</i>	*CFI	SRMR	*RMSEA (90% CI)	AIC	Power
M1. Factores correlacionados	585.50	<.001	313	.952	.056	.053 (.046 – .060)	40.50	1.00
M2. Autorregulación post	596.33	<.001	315	.951	.077	.054 (.047 – .060)	33.67	1.00
M3. Autorregulación pre	689.04	<.001	315	.935	.095	.062 (.056 – .068)	59.04	1.00

Nota. M1=Los constructos latentes correlacionan libremente; M2=La pasión predice la autorregulación y esta predicción está mediada por el índice de auto-determinación; M3=La autorregulación predice el índice de autodeterminación y esta predicción está mediada por la pasión.

Tabla 4. Índices de ajuste de los modelos de mediación

Modelos	S-B χ^2	<i>p</i>	<i>df</i>	χ^2/df	*CFI	SRMR	*RMSEA (90% CI)	AIC	Δ S-B χ^2
M1: Ausencia de mediación	627.09	<.001	314		.945	.064	.057 (.050 – .063)	-.90	
M2: Mediación completa	596.33	<.001	315	1.89	.951	.077	.054 (.047 – .060)	-33.67	
M3: Mediación parcial	585.50	<.001	313	1.87	.952	.056	.053 (.046 – .060)	-40.49	10.83 <i>ns</i>

Nota. M1=Contiene una ruta directa entre cada tipo de pasión y la autorregulación; M2=Los tipos de pasión solo disponen de rutas indirectas hacia la autorregulación por medio de la motivación autodeterminada; M3=Contiene rutas directas e indirectas desde los tipos de pasión a la autorregulación.

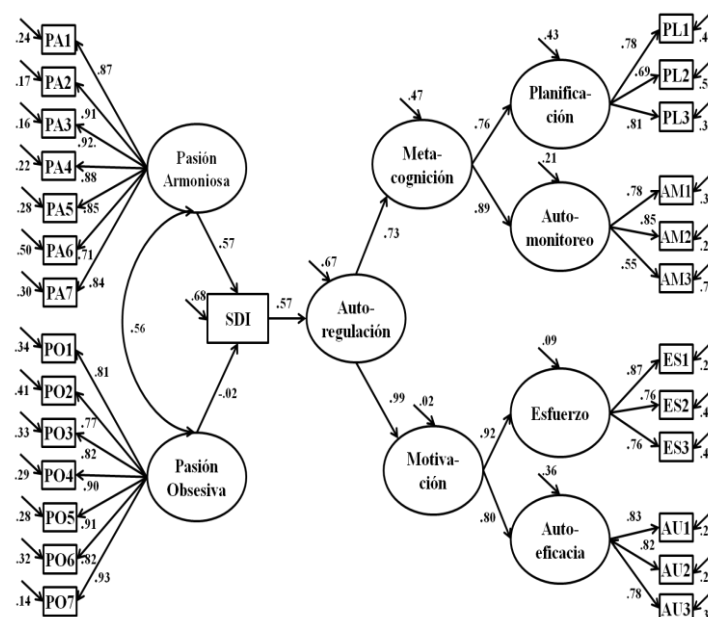


Figura 2. Resultados del modelo: papel mediador de la autodeterminación entre la pasión y la autorregulación del aprendizaje

PO serían, predictoras positiva y negativa, respectivamente, de la variable latente endógena, SDI. El modelo M3, a pesar de ser consistente en algunos indicadores en términos comparados es inferior al modelo M2.

Evaluación de la mediación

Los índices de ajuste indicaron que el modelo del primer paso (M1) mostraba un ajuste

adecuado (Tabla 4). La ruta de acceso entre PA y autorregulación fue significativa ($\gamma=.48$, $p<.001$), mientras no lo fue la ruta entre PO y autorregulación ($\gamma=.04$, $p>.05$). En consecuencia, sólo es posible la mediación entre PA y autorregulación. El modelo de mediación completa (M2) también mostró un ajuste adecuado. Con la excepción de la ruta entre PO y

SDI ($\gamma = -.02$, $p > .05$), todas las rutas fueron significativas en las direcciones hipotéticas. Finalmente, se comparó el modelo de mediación completa (M2) con el modelo de mediación parcial (M3). El test de diferencia de chi-cuadrado reveló que ambos modelos no difieren en su grado de ajuste ($\Delta 10.83$, $p > .05$). Por otra parte, el efecto directo entre PA y autorregulación no fue significativo en el modelo de mediación parcial ($\gamma = .16$, $p > .05$). Por tanto, el análisis apoya el modelo de mediación completa con respecto a la PA.

Discusión

Este estudio se propuso dos objetivos; en primer lugar, examinar la relación entre las formas de la pasión (armoniosa y obsesiva) y la autorregulación del aprendizaje en el deporte, y en segundo, comprobar si estas relaciones están mediadas por la motivación autodeterminada. Los resultados revelaron que la PA se relacionó positivamente con el factor latente de autorregulación; sin embargo, PO no fue relacionada con este. Además, la motivación autodeterminada medió completamente la relación entre PA y autorregulación; no obstante, no emergió esa mediación entre la PO y autorregulación.

Hasta la fecha no se había dirigido ningún estudio al examen de la relación entre la pasión y la autorregulación del aprendizaje. Los resultados referentes a la relación positiva entre la PA y la autorregulación convergen con el creciente cuerpo de investigación que evidencia resultados adaptativos asociados a este tipo de pasión, tanto en el contexto deportivo como en otras esferas de la vida (Vallerand et al., 2003; Marsh et al., 2013). Como señala Vallerand (2012), las personas con PA experimentan consecuencias afectivas, cognitivas y comportamentales positivas durante y tras la implicación en la actividad. Una explicación plausible de estos resultados puede encontrarse en la propia esencia de la internalización de la pasión. El modelo dualista de la pasión (Vallerand et al., 2003) postula que ambos tipos de pasión surgen dependiendo del locus de internalización comportamental. La PA resulta de una internalización autónoma del

comportamiento, que se produce cuando los individuos incorporan libremente una actividad a su propia identidad, sin ninguna contingencia o recompensa asociada, lo que produce una fuerza motivacional que le permite participar en la actividad de manera voluntaria y genera un sentimiento de voluntad y apoyo personal para realizar la actividad (Vallerand, 2012). En consecuencia, los deportistas que poseen el control total de su actividad apasionada son capaces de autorregular mejor su aprendizaje, es decir, de planificar su trabajo, de comprobar las tareas, de esforzarse duro y percibir niveles altos de autoeficiencia.

En contraste, la PO surge de la internalización controlada del comportamiento, que se produce cuando los individuos incorporan libremente una actividad a su propia identidad, pero la conjugan con contingencias o recompensas conductuales (Vallerand et al., 2003). Según estudios previos, cabría esperar dos tipos de relaciones entre la PO y la autorregulación: negativa o inexistente (Curran et al., 2011). En el presente estudio los resultados evidenciaron una ausencia de relación. Una posible explicación del porqué esta forma de pasión no permite el control del propio aprendizaje puede deberse a la disyuntiva en la que se encuentran los sujetos con predominio de PO, en ocasiones movidos por fuerzas intrínsecas para realizar la actividad, pero también por coacciones o presiones intra y/o interpersonales (Vallerand, 2012). En consecuencia, la PO no parece activar los procesos que permiten al deportista autodirigir y controlar sus pensamientos, sentimientos y acciones.

La motivación autodeterminada explicó completamente la relación de mediación entre la PA y la autorregulación, pero no hubo mediación respecto a la PO. El modelo dualista de la pasión (Vallerand et al., 2003) sugiere una estrecha relación entre la PA y la PO y la motivación autónoma y la motivación controlada, respectivamente. Según el modelo de auto-concordancia de Sheldon & Elliot (1999), las conductas se someten a una internalización autónoma si están reguladas por la motivación autónoma, es decir, cuando el comportamiento está regulado por la motivación intrínseca o la regulación identificada. Por el contrario, las

conductas experimentan internalización controlada si están reguladas por la motivación controlada, es decir, cuando el comportamiento está regulado por la regulación introyectada o la regulación externa. En el caso de la PO, los resultados no apoyaron la utilidad de la motivación autodeterminada como variable mediadora. Pese a que la PO se relaciona más con la motivación controlada (Vallerand, 2008), los resultados de esta investigación coinciden con los encontrados por Curran et al. (2011) en los que tampoco se mostró una relación negativa entre OP y el SDI.

En conclusión, los deportistas apasionados de forma armoniosa utilizan con mayor probabilidad estrategias autorregulatorias para el aprendizaje debido, por un lado, a su locus autónomo de internalización del comportamiento y, por otro, a niveles más altos de motivación autodeterminada. Dada su importancia en la PO, futuras investigaciones deberían incluir la medida de regulación introyectada en el SDI considerando así todos los puntos del continuo. Asimismo, se deberían contrastar las relaciones encontradas entre tipos de pasión, motivación autodeterminada y autorregulación del aprendizaje en los contextos deportivo, académico y laboral.

Referencias

- Anderson, J. C. & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. <http://dx.doi.org/10.1037//0033-909.103.3.411>
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Baumeister, R. F. & Vohs, K. D. (2004). *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications*. New York, NY: Guilford Press.
- Boekaerts, M., Pintrich, P. R., & Zeidner, M. (2005). *Handbook of self-regulation*. Burlington, MA: Academic Press.
- Byrne, B.M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Cleary, T. J., & Zimmerman, B. J. (2001). Self-regulation differences during athletic practice by experts, nonexperts, and novices. *Journal of Applied Sport Psychology*, 13, 185-206. <http://dx.doi.org/10.1080/104132001753149883>
- Curran, T., Appleton, P. R., Hill, A. P., & Hall, H. K. (2011). Passion and burnout in elite junior soccer players: The mediating role of self-determined motivation. *Psychology of Sport and Exercise* 12, 655-661. <http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2011.06.004>
- Föster, C. A., & Rojas-Barahona, C. A. (2010). Adaptación y validación del Cuestionario de Rasgos de Pensamiento de O'Neil y colaboradores: Metacognición y motivación en la solución de problemas. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 30(2), 9-33.
- Guay, F., Vallerand, R. J., & Blanchard, C. (2000). On the assessment of state intrinsic and extrinsic motivation: The situational motivation scale (SIMS). *Motivation and Emotion*, 24, 175-213.
- Hambleton, R. K., Merenda, P., & Spielberger, C. (Eds.) (2005). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Publishers.
- Holmbeck, G. N. (1997). Toward terminological, conceptual, and statistical clarity in the study of mediators and moderators: Examples from the child-clinical and pediatric psychology literatures. *Journal of Counseling & Clinical Psychology*, 65, 599-610. <http://dx.doi.org/10.1037//0022-06X.65.4.599>
- Hong E., & O'Neil, H. F. (2001). Construct validation of a trait self-regulation model. *International Journal of Psychology*, 36(3), 186-194. <http://dx.doi.org/10.1080/00207590042000146>
- Lemyre, P.-N., Treasure D. C., & Roberts, G. C. (2006). Influence of variability in motivation and affect on elite athlete burnout susceptibility. *Journal of sport & Exercise Psychology*, 28, 32-48.
- Lévy, J. P., Martín, M. T., & Román, M. V. (2006). Optimización según estructuras de covarianzas. En J. P. Lévy y J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas*

- en ciencias sociales (pp. 11-30). Coruña: Netbiblo.
- Mageau, G. A., Vallerand, R. J., Charest, J., Salvy, S.-J., Lacaille, N., Bouffard, T., & Koestner, R. (2009). On the development of harmonious and obsessive passion: The role of autonomy support, activity specialization, and identification with the activity. *Journal of Personality*, 77, 601-646. <http://dx.doi.org/doi:10.1111/j.1467-6494.2009.00559.x>
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L., & Navarro, J. G. (2009). Validation of the Spanish Version of the Situational Motivation Scale (EMSI) in the Educational Context. *The Spanish Journal of Psychology*, 12(2) 799-807. <http://dx.doi.org/10.1017/S113874160000216X>
- Méndez-Giménez, A., Cecchini, J.A., & Fernández-Río, J. (2016). Pasión por el deporte, actividad física vigorosa y satisfacción con la vida. *Psicología del Deporte*, 25(1), 73-79.
- McCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara H. M. (1996). Power Analysis and Determination of Sample Size for Covariance Structure Modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149. <http://dx.doi.org/10.1037//1082-989X.1.2.130>
- McCombs, B. (1984). Processes and skills underlying continuing motivation skills training intervention. *Educational Psychologist*, 19, 199-218. <http://dx.doi.org/10.1080/00461528409529297>
- Nota, L., Soresi, S., & Zimmerman, B.J. (2004). Self-regulation and academic achievement and resilience: A longitudinal study. *International Journal of Educational Research*, 41, 198-215. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijer.2005.07.001>
- Retana, B. E., & Sánchez, R. (2008). Diseño y validación de escalas para medir características de personalidad en personas apasionadas. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 26(2), 93-115.
- Schunk, D.H. (2005). Commentary on self-regulation in school contexts. *Learning and Instruction*, 15, 173-177. <http://dx.doi.org/10.1016/j.learninstruc.2005.04.013>
- Sheldon, K. M., & Elliot, A. J. (1999). Goal striving, need satisfaction, and longitudinal wellbeing: Self-concordance model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 482-497. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.76.3.482>
- Standage, M., Duda, J. L., Treasure, D. C., & Prusak, K. (2003). Validity, reliability, and invariance of the Situational Motivation Scale (SIMS) across diverse physical activity contexts. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 25, 19-43.
- Toering, T. T., Elferink-Gemser, M. T., Jordet, G., & Visscher, C. (2009a). Self-regulation and performance level of elite and non-elite youth soccer players. *Journal of Sports Sciences*, 27, 1509-1517. <http://dx.doi.org/10.1080/02640410903369919>
- Toering, T. T., Elferink-Gemser, M. T., Jordet, G., & Visscher, C. (2009b). Self-regulation and performance level in top-level youth soccer: International versus national level players. Abstract presented at the 12th World Congress of the International Society of Sport Psychology in Marrakech, Morocco.
- Toering, T., Elferink-Gemser, M. T., Jonker, L., van Heuvelen, M. J.G., & Visscher, C. (2012). Measuring self-regulation in a learning context: Reliability and validity of the Self-Regulation of Learning Self-Report Scale (SRL-SRS). *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 10(1), 24-38. <http://dx.doi.org/10.1080/1612197X.2012.645132>
- Vallerand, R. J. (2008). On the psychology of passion: in search of what makes people's lives most worth living. *Canadian Psychology*, 49, 1-13.
- Vallerand, R. J. (2012). From motivation to passion: In search of the motivational processes involved in a meaningful life. *Canadian Psychology*, 53(1), 42-52. <http://dx.doi.org/10.1037/a0026377>
- Vallerand, R. J., Blanchard, C., Mageau, G. A., Koestner, R., Ratelle, C., Leonard, M., ... Marsolais, J. (2003). Les Passions de l'Âme: On Obsessive and Harmonious Passion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(4), 756-767. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.85.4.756>

- Vallerand, R. J., Mageau, G. A., Elliot, A., Dumais, M. A., Demers, M., & Rousseau, F. L. (2008). Passion and performance attainment in sport. *Psychology of Sport & Exercise*, 9, 373-392. <http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2007.05.003>
- Vallerand, R. J., Paquet, Y., Philippe, F. L., & Charest, J. (2010). On the role of passion in burnout: A process model. *Journal of Personality*, 78, 289-312. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6494.2009.00616.x>
- Vallerand, R. J., Salvy, S.-J., Mageau, G. A., Denis, P., Grouzet, F. M. E., & Blanchard, C. B. (2007). On the role of passion in performance. *Journal of Personality*, 75, 505-534. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6494.2007.00447.x>
- Vallerand, R. J. & Verner-Filion, J. (2013). Making people's life most worth living: On the importance of passion for positive psychology, *Terapia psicológica*, 31(1), 35-48.
- Zimmerman, B. J. (1986). Development of self-regulated learning: Which are the key subprocesses? *Contemporary Educational Psychology*, 11, 307-313.
- Zimmerman, B. J. (2008). Investigating self-regulation and motivation: Historical background, methodological developments, and future prospects. *American Educational Research Journal*, 45, 166-183. <http://dx.doi.org/10.3102/0002831207312909>