

Revista de Psicología del Deporte
2007. Vol. 16, núm. 2 pp. 211-223
ISSN: 1132-239X

Universitat de les Illes Balears
Universitat Autònoma de Barcelona

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE MOTIVACIÓN DEPORTIVA

Juan Luis Núñez Alonso, José Martín-Albo Lucas
y José Gregorio Navarro Izquierdo

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SPANISH VERSION OF THE SPORT MOTIVATION SCALE

KEY WORDS: Sport, Motivation, Psychometric properties.

ABSTRACT: This study aimed to analyse the psychometric properties of the Spanish version of the *Échelle de Motivation dans les Sports* (EMS). The sample was made up of 496 athletes: 314 men and 182 women. The confirmatory factorial analysis confirmed the scale's seven-factor structure with method effects; the construct validity was supported by the correlations among the subscales. Furthermore, the results showed satisfactory levels of internal consistency and significant differences between genders were obtained in the end. These results support the use of the Spanish version of the SMS in assessing motivation within the context of sport.

Correspondencia: Juan Luis Núñez Alonso. Departamento de Psicología y Sociología. Universidad de Las Palmas de Gran Canaria. 35004 Las Palmas. E-mail: jnunez@dps.ulpgc.es

— Fecha de recepción: 19 de Octubre de 2006. Fecha de aceptación: 17 de Julio de 2007.

Introducción

La motivación ha sido uno de los constructos que ha suscitado un mayor interés entre los investigadores en el contexto de la actividad física y deportiva. Una muestra de ello ha sido el esfuerzo por el desarrollo y validación de instrumentos de evaluación de la motivación en el ámbito deportivo (Balaguer, Guivernau, Duda y Crespo, 1997; Guivernau y Duda, 1994). Son diversas las aproximaciones teóricas que han tratado de explicar la conducta motivacional. En este sentido, Vallerand (1997) introduce el modelo jerárquico basado en la teoría de la autodeterminación (Deci y Ryan, 1985) que sugiere una explicación multidimensional de la motivación y argumenta que la conducta puede estar intrínsecamente motivada, extrínsecamente motivada o amotivada.

La motivación intrínseca (MI) se refiere a comprometerse en una actividad por el placer y satisfacción que se derivan de su realización y se entiende como un signo de competencia y autodeterminación (Deci y Ryan, 1985, Ryan y Deci, 2000). Un deportista está intrínsecamente motivado cuando realiza una actividad sin obtener recompensas y únicamente por la satisfacción de aprender más acerca de su deporte y de superarse constantemente. Aunque muchos investigadores consideran que la MI es un constructo unitario y global, Vallerand, Blais, Brière, y Pelletier (1989) sugieren que se trata de un constructo multidimensional donde se distinguen tres tipos: MI al conocimiento, que implica llevar a cabo una conducta por el placer y satisfacción que se experimentan al aprender cosas nuevas, explorar o intentar comprender, por ejemplo, nuevas técnicas de entrenamiento; MI al logro, ha sido denominada también motivación orientada a la maestría y se refiere a ejecutar una actividad

por la satisfacción de intentar conseguir o dominar, por ejemplo, nuevos elementos técnicos o tácticos; y MI a las experiencias estimulantes, que ocurre cuando se realiza una tarea para experimentar las sensaciones estimulantes asociadas a ella, por placer o para vivir experiencias excitantes.

Por su parte, la motivación extrínseca (ME) hace referencia a una serie de conductas que se llevan a cabo no por razones inherentes a ellas, sino por razones instrumentales, es decir, se trata de conductas ligadas a contingencias externas. Deci y Ryan (1985, 1991) han propuesto cuatro tipos de ME que varían en su grado de determinación y que presentamos de manera ordenada de menor a mayor grado de autodeterminación: regulación externa, cuando alguien actúa para conseguir algo positivo, por ejemplo, dinero, o evitar algo negativo como las reprimendas de los padres; en este caso, el deportista no actúa por placer sino para obtener recompensas; regulación introyectada, representa el primer paso del proceso de internalización de la conducta; el individuo actúa para evitar sentimientos de vergüenza, para no sentirse culpable y por presión interna, por ejemplo, el individuo que hace deporte porque se siente presionado y obligado para estar en forma por razones estéticas; regulación identificada, cuando las razones para realizar una actividad son internalizadas en el sentido de que se juzga como valiosa; implica opción, como el deportista que llega una hora antes al entrenamiento porque piensa que es importante para él o el que hace deporte porque piensa que es fundamental para su desarrollo; y regulación integrada, donde existe una coherencia entre la conducta que se realiza y otras estructuras dentro del ego, por ejemplo, el deportista que elige no ir a una fiesta con sus amigos para estar en buena forma en el entrenamiento de la mañana siguiente.

Por último, la amotivación es similar al concepto de indefensión aprendida (Abramson, Seligman y Teasdale, 1978), ya que el individuo no percibe contingencias entre sus conductas y los resultados de sus conductas; se siente incompetente y sin control sobre sus acciones, ya que no se encuentra ni intrínseca ni extrínsecamente motivado (Pelletier, Vallerand, Green-Demers, Brière y Blais, 1995).

Un elemento importante es la propuesta de la teoría de la autodeterminación (Deci y Ryan, 1985) de que las diferentes orientaciones motivacionales representan diferentes niveles de autodeterminación, ordenadas a lo largo de un continuo. Así, la motivación intrínseca es el tipo de motivación más autodeterminada, seguida de la regulación integrada, regulación identificada, regulación introyectada, regulación externa y amotivación, que representa el menor nivel de autodeterminación (Vallerand y Losier, 1999).

El modelo jerárquico de la motivación intrínseca/extrínseca (Vallerand, 1997) propone que los tres tipos de motivación (motivación intrínseca, motivación extrínseca y amotivación) están representados de acuerdo a tres niveles jerárquicos de generalidad: global, contextual y situacional. En el nivel global, el individuo tiene desarrollada una orientación motivacional general para interactuar con su entorno de una manera intrínseca, extrínseca o amotivacional; la motivación a nivel global es la más estable, actuando como un rasgo de personalidad. En el nivel contextual, los individuos desarrollan orientaciones motivacionales moderadamente estables en distintos contextos (educativo, ocio, laboral, deportivo) que pueden ser influenciadas por factores sociales específicos en cada uno de ellos. Por último, en el nivel situacional, tratamos de comprender por qué los individuos se involucran en una actividad

específica en un momento determinado; se asume que la motivación a este nivel es inestable debido a su enorme sensibilidad ante los factores ambientales.

Atendiendo al nivel contextual, ante la necesidad de instrumentos de medida que permitan una evaluación de los tres tipos de motivación en el contexto deportivo, se ha desarrollado con este propósito la *Échelle de Motivation dans les Sports* (EMS; Brière, Vallerand, Blais, and Pelletier, 1995) que evalúa tres tipos de motivación intrínseca: hacia el conocimiento, al logro y a las experiencias estimulantes; tres tipos de motivación extrínseca: regulación externa, introyectada e identificada; y la conducta amotivada. La dimensión regulación integrada no es evaluada puesto que resultados anteriores en otros dominios como en educación revelaron que no se distinguía claramente de la dimensión regulación identificada (Brière et al., 1995). Los resultados del análisis factorial confirmatorio apoyaron la existencia de una estructura de siete factores correlacionados con efectos de método, en concreto, seis correlaciones entre residuales. La consistencia interna de los factores se situó entre unos valores alfa de .71 y .92 y la validez de constructo fue confirmada gracias a la correlación entre las siete subescalas. Además, se obtuvieron diferencias de género en las que los hombres puntuaban más alto en regulación externa y más bajo en MI al conocimiento.

Posteriormente, la escala fue traducida al inglés por Pelletier et al. (1995) denominada *Sport Motivation Scale* (SMS) obteniendo similares propiedades psicométricas que la versión francesa. En concreto, se apoyaba la estructura de siete factores correlacionados a través de análisis factorial confirmatorio sin efectos de método y la consistencia interna fue satisfactoria obteniéndose unos valores

alfa entre .63 y .80. Asimismo, las mujeres puntuaron más alto que los hombres en MI al logro y MI al conocimiento y más bajo en regulación externa.

Li y Harmer (1996) también obtuvieron adecuadas propiedades psicométricas con 857 estudiantes universitarios matriculados en clases de actividad física. En este estudio, combinaron los tres tipos de motivación intrínseca en una sola escala y probaron la estructura a través de un modelo de ecuaciones estructurales con resultados que se ajustaban bien al modelo tanto en hombres como en mujeres (CFI = .98 - .99; TLI = .94 - .95; RMSEA = .08 - .08).

Martens y Webber (2002) obtuvieron unos resultados que apoyaban parcialmente la fiabilidad y la validez de la escala utilizando una muestra de deportistas estadounidenses, en cuanto que el análisis factorial confirmatorio no ofrecía un buen ajuste con el modelo hipotetizado de siete factores correlacionados. Sin embargo, el ajuste era más fuerte cuando se probó la validez de constructo de los tipos de motivación extrínseca, intrínseca y amotivación por separado.

La escala traducida y validada en español por Núñez, Martín-Albo, Navarro y González (2006) utilizando una muestra de 275 deportistas federados mostró niveles satisfactorios de consistencia interna y estabilidad temporal y un apoyo parcial a la estructura oblicua de siete factores a través de análisis factorial confirmatorio añadiéndose al modelo cinco correlaciones entre residuales ($\chi^2 / df = 1.87$, IFI = .91, CFI = .90, RMSEA = .05, SRMR = .06). Además, el análisis de las correlaciones entre las siete subescalas apoyaron la existencia del continuo de autodeterminación desde la motivación intrínseca hasta la amotivación tal y como postulan Deci y Ryan (1985). Además, los

hombres puntuaron más alto que las mujeres en amotivación y regulación externa.

Recientemente, Martín-Albo et al. (2007) han realizado un análisis de las propiedades psicométricas de la EMS en una muestra de 195 deportistas paraguayos. Los resultados muestran valores similares a la versión española en los índices de ajuste utilizados aunque sin efectos de método en el análisis factorial confirmatorio. Para evaluar la validez de constructo se llevó a cabo un análisis de correlaciones entre las siete dimensiones de la escala, el autoconcepto físico y las orientaciones de meta mostrando, en general, que conforme aumenta el nivel de autodeterminación, se incrementa el autoconcepto físico y la orientación a la tarea y disminuye la orientación al ego. Finalmente, no se obtuvieron diferencias de género en las subescalas del EMS.

En el análisis de las propiedades psicométricas de la EMS, diferentes estudios han puesto de manifiesto que la estructura oblicua de siete factores presenta problemas de efectos de método (Brière et al., 1995; Li y Harmer, 1996; Martens y Webber, 2002; Núñez et al., 2006), por lo que sería necesario comprobar si otras estructuras factoriales teóricas pueden mejorar la validez factorial de la escala. Según esto, nos proponemos en este estudio someter a prueba las siguientes estructuras factoriales: una estructura unifactorial que entendería la motivación como una entidad unidimensional (White, 1959); una estructura bidimensional, que distinguiría entre motivación intrínseca y motivación extrínseca (Harter, 1978); una estructura tridimensional que incluiría la motivación intrínseca, la motivación extrínseca y la amotivación (Deci y Ryan, 1985, 1991) y, finalmente, la estructura de siete factores propuesta por Brière et al. (1995).

Además, los estudios han mostrado resultados desiguales en relación a la variable género, de forma que algunos han encontrado diferencias significativas entre hombres y mujeres (Brière et al., 1995; Pelletier et al., 1995; Núñez et al., 2006) mientras que otros no (Li y Harmer, 1996; Doganis, 2000; Martín-Albo et al., 2007). En este sentido y, tal y como sugieren Martens y Webber (2002), nos proponemos probar las diferentes estructuras factoriales tanto en hombres como en mujeres.

Según esto, llevaremos a cabo un análisis de las propiedades psicométricas de la versión española de la EMS que concretamos en cuatro objetivos: (a) examinar, atendiendo al género, la estructura factorial de la EMS en una muestra de deportistas a través de análisis factorial confirmatorio, (b) evaluar la validez de constructo a partir de las correlaciones entre las siete subescalas de la EMS, (c) evaluar la consistencia interna de los siete factores de la EMS y (d) evaluar las diferencias de género a partir de las medias obtenidas en cada uno de los factores de la EMS.

Método

Participantes

Tomaron parte en este estudio un total de 496 deportistas de la isla de Gran Canaria, 314 hombres y 182 mujeres pertenecientes a 15 disciplinas deportivas diferentes. La media de edad fue de 20.90 años (DT = 4.30) y el rango se situó entre 14 y 37 años.

Instrumentos

La versión española de la EMS (Núñez et al., 2006) fue administrada a todos los participantes. La escala está formada por 28 ítems directos distribuidos en siete subescalas de cuatro ítems cada una que evalúan los tres tipos de motivación intrínseca: MI al cono-

cimiento (ítems 2, 4, 23 y 27), MI al logro (ítems 8, 12, 15 y 20) y MI a las experiencias estimulantes (ítems 1, 13, 18 y 25), los tres tipos de motivación extrínseca: regulación externa (ítems 6, 10, 16 y 22), regulación introyectada (ítems 9, 14, 21 y 26) y regulación identificada (ítems 7, 11, 17 y 24) y la amotivación (ítems 3, 5, 19 y 28). Cada uno de los ítems son respuestas a la pregunta "¿Por qué practica su deporte?" y se puntúan de acuerdo a una escala tipo Likert de 7 puntos desde (1) *No se corresponde en absoluto* hasta (7) *Se responde totalmente*, con una puntuación intermedia (4) *Se corresponde medianamente*.

Procedimiento

El cuestionario fue administrado por dos investigadores que se pusieron en contacto con los entrenadores de las diferentes disciplinas deportivas para conseguir su autorización y administrar el instrumento a los participantes en sus lugares de entrenamiento. Los deportistas fueron informados del objetivo de la investigación y se les comunicó que la participación era voluntaria y confidencial. Asimismo, se les recordó que no había respuestas correctas o incorrectas y se les solicitó que contestaran con la mayor honestidad posible. Los investigadores estuvieron presentes durante la aplicación para proporcionar la ayuda necesaria y verificar la correcta cumplimentación del cuestionario.

Análisis de datos

Se realizó un análisis descriptivo de cada uno de los 28 ítems de la escala para comprobar la semejanza con la curva normal con el fin de utilizar pruebas factoriales de máxima verosimilitud en el análisis factorial confirmatorio (AFC).

La estructura factorial de la EMS fue evaluada con un AFC a través del programa

AMOS 6.0, utilizando la estimación de máxima verosimilitud y la matriz de covarianza entre los ítems como input para el análisis de datos. El ajuste de cada uno de los modelos probados fue evaluado con el índice SRMR (raíz cuadrática media de residuales) que minimiza el problema derivado del tamaño de la muestra y en el que valores de .06 o menores indican un excelente ajuste y valores de .08 o menores indican un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999). Además, se utilizaron el IFI (índice de ajuste incremental) y el CFI (índice de ajuste comparativo) para evaluar el modelo tal y como recomienda Hoyle (1995). Se escogió el IFI porque es un índice más consistente que otros estimadores e indica mejoras en el ajuste del modelo por grados de libertad en comparación con la línea base del modelo independiente y el CFI porque su rango de bondad se sitúa entre 0 y 1 y es más fácil de interpretar que otros índices de ajuste e indica reducciones en ajustes pobres. Los valores de los índices IFI y CFI deben ser iguales o superiores a .90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo (Shumacker y Lomax, 1996) y de .95 o superiores según los criterios de corte establecidos por Hu y Bentler (1999). Por otra parte, Browne y Cudeck (1993) recomiendan utilizar el RMSEA (error de aproximación cuadrático medio) como un índice que proporciona una medida de discrepancia por grado de libertad y según Jöreskog y Sörbom (1993) indica que el modelo basado en la muestra utilizada representa a la población cuando su valor es menor o igual que .05, considerándose un ajuste aceptable cuando es inferior a .08.

Se realizó un análisis de correlaciones entre las siete subescalas de la EMS utilizando el coeficiente de correlación de Pearson para evaluar la validez de constructo de la escala.

Se llevó a cabo un análisis de la consistencia interna de las siete subescalas a través del alfa de Cronbach. Finalmente, se utilizó la *t* de Student para el análisis de las diferencias de género a partir de las puntuaciones medias en las siete subescalas.

Resultados

Análisis descriptivo de los ítems

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de los 28 ítems de la EMS (media, desviación típica, asimetría y curtosis). Como se puede observar, los índices de asimetría y curtosis son próximos al valor cero y por debajo del valor 2.0 tal y como recomiendan Bollen y Long (1994), lo que indica semejanza con la curva normal. Estos resultados permiten la utilización de técnicas factoriales de máxima verosimilitud en el análisis factorial confirmatorio que realizamos a continuación.

Análisis Factorial Confirmatorio

Este análisis permite comprobar la pertinencia o bondad de ajuste a los datos de un modelo teórico especificado a priori que representa relaciones entre variables. Además, el AFC ha sido recomendado como una herramienta efectiva para comparar diferentes modelos (Davis, 1987). Así, se realizaron comparaciones entre cinco modelos oblicuos de uno, dos, tres y siete factores. El modelo 1, de un factor, asume que la motivación deportiva es un constructo unidimensional; el modelo 2, de dos factores, asume que la motivación deportiva se fundamenta en motivación intrínseca y extrínseca; el modelo 3, de tres factores, asume que la motivación deportiva consiste en motivación intrínseca, motivación extrínseca y amotivación y, por último, los modelos 4 y 5 de siete factores, asumen que hay tres tipos de motivación intrínseca, tres

Item	Media	Desviación típica	G1	G2
1. Por el placer que siento cuando vivo experiencias emocionantes.	5.33	1.39	-.76	-.13
2. Por el placer que me proporciona saber más acerca del deporte que practico.	4.92	1.59	-.59	-.35
3. Antes tenía buenas razones para hacer deporte, pero ahora me pregunto si debería seguir practicándolo.	2.29	1.83	1.25	.29
4. Por el placer de descubrir nuevas técnicas de entrenamiento.	4.77	1.73	-.44	-.78
5. Ya no lo sé; tengo la impresión de que soy incapaz de tener éxito en este deporte.	2.12	1.60	1.34	.72
6. Porque me permite estar bien considerado por la gente que conozco.	5.49	1.85	.17	-1.10
7. Porque, en mi opinión, es una de las mejores maneras de conocer gente.	4.33	1.78	-.19	-.97
8. Porque siento una gran satisfacción personal cuando domino determinadas técnicas difíciles de entrenamiento.	5.37	1.51	-.87	.07
9. Porque resulta absolutamente necesario practicar deporte si uno quiere estar en forma.	5.15	1.61	-.64	-.36
10. Por el prestigio de ser un deportista.	4.19	1.98	.07	1.16
11. Porque es una de las mejores maneras que he elegido para desarrollar otros aspectos de mí mismo.	4.91	1.52	-.53	-.27
12. Por el placer que siento cuando mejoro en alguno de mis puntos débiles.	5.36	1.37	-.70	.03
13. Por la emoción que siento cuando me encuentro realmente implicado en la actividad.	5.44	1.38	-.81	.12
14. Porque necesito hacer deporte para sentirme bien.	5.47	1.53	-.99	.33
15. Por la satisfacción que experimento cuando perfecciono mis habilidades.	5.36	1.43	-.93	.49
16. Porque la gente que me rodea cree que es importante estar en forma.	5.32	1.82	.29	-1.02
17. Porque es una buena forma de aprender muchas cosas que me podrían resultar útiles en otras facetas de mi vida.	4.79	1.61	-.41	-.65
18. Por las intensas emociones que siento practicando un deporte que me gusta.	5.69	1.34	-.99	.58
19. Ya no lo tengo claro; la verdad es que no creo que mi sitio esté en el deporte.	1.92	1.63	1.77	1.95
20. Por el placer que siento cuando ejecuto determinadas movimientos difíciles.	4.84	1.67	-.61	-.41
21. Porque me sentiría mal si no practicara deporte habitualmente.	4.98	1.74	-.72	-.36
22. Para mostrar a otros lo bueno que soy en mi deporte.	3.52	2.08	.25	-.31
23. Por el placer que siento cuando aprendo técnicas de entrenamiento que no he intentado nunca.	4.87	1.58	-.46	-.53
24. Porque resulta una de las mejores maneras de llevarme bien con mis amigos.	5.76	1.87	-.02	-1.16
25. Porque me gusta la sensación de estar totalmente inmerso en la actividad.	5.13	1.44	-.55	-.39
26. Porque necesito hacer deporte de forma regular.	5.08	1.59	-.68	-.18
27. Por el placer de descubrir nuevas formas de realizar los movimientos.	4.80	1.62	-.44	-.59
28. Me lo pregunto con frecuencia; me parece que no soy capaz de alcanzar las metas que me he propuesto.	2.46	1.84	1.12	.08

Nota: G1 = Asimetría, G2 = Curtosis

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los items de la Escala de Motivación Deportiva.

tipos de motivación extrínseca y amotivación, sin embargo, en el modelo 5 se han añadido dos covariaciones entre errores estandarizados, en concreto, entre los items 1 y 2 y 22 y 24 respectivamente de acuerdo a los índices de modificación propuestos.

Según podemos observar en la Tabla 2, los índices de ajuste, atendiendo a la muestra total, indicaron que los datos no se ajustan adecuadamente en los modelos uno, dos, tres y

cuatro, mientras que el ajuste es más adecuado en el modelo 5 de siete factores correlacionados con efectos de método (IFI = .90; CFI = .90) donde destacan un SRMR de .06 y un RMSEA de .06. En relación al género, los hombres han presentado mejores índices de ajuste que las mujeres en todos los modelos probados, obteniéndose el mejor ajuste en el modelo 5 tanto en la submuestra de hombres como en la submuestra de mujeres.

Modelo	SRMR			IFI			CFI			RMSEA		
	H	M	T	H	M	T	H	M	T	H	M	T
Modelo 1	.11	.12	.11	.62	.56	.61	.62	.56	.60	.11	.12	.11
Modelo 2	.08	.10	.08	.78	.73	.77	.78	.73	.77	.09	.10	.09
Modelo 3	.08	.10	.08	.79	.72	.78	.79	.72	.78	.08	.10	.08
Modelo 4	.06	.07	.06	.89	.83	.88	.89	.83	.88	.06	.08	.06
Modelo 5	.06	.07	.06	.90	.85	.90	.90	.84	.90	.06	.07	.06

Nota: H = Submuestra de hombres; M = Submuestra de mujeres; T = Muestra total; SRMR = raíz cuadrática media de residuales; IFI = índice de ajuste incremental; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = error de aproximación cuadrático medio.

Tabla 2. Índices de ajuste de los modelos factoriales probados para la Escala de Motivación.

Correlaciones entre las siete subescalas

Las correlaciones entre las subescalas de la EMS deberían mostrar la presencia de un continuo (Deci y Ryan, 1985) desde la amotivación hasta la motivación intrínseca, de tal forma que deberíamos encontrar correlaciones altas y positivas entre las subescalas adyacentes y correlaciones negativas entre las subescalas opuestas en el continuo. Para probar la presencia de esas formas específicas de asociación basadas en la teoría

de la autodeterminación fueron analizadas las correlaciones entre las siete subescalas utilizando el coeficiente de correlación de Pearson.

En la Tabla 3 podemos observar que las correlaciones entre los tres tipos de motivación intrínseca son fuertes y positivas, con valores entre .58 y .66 ($p < .01$). Asimismo, observamos que las correlaciones entre subescalas adyacentes son más altas (p.e. entre regulación introyectada e identificada, r

= .48, $p < .01$) que entre aquellas subescalas más alejadas (p.e. entre regulación externa y experiencias estimulantes, $r = .21$, $p < .01$). De la misma forma, aquellas escalas más opuestas en el continuo (p.e. entre amotivación y MI a las experiencias estimulantes, $r = -.17$, $p < .01$) presentan correlaciones más bajas o negativas que las intermedias (p.e. entre regulación externa y regulación introyectada, $r = .31$, $p < .01$).

Fiabilidad

La consistencia interna de las siete subescalas de la EMS fue evaluada a través del alfa de Cronbach. Los valores obtenidos según se muestran en la diagonal de la Tabla 3, se

situaron entre el .73 de la subescala regulación introyectada y el .79 de las subescalas regulación externa y MI al conocimiento.

Diferencias de género

Para el análisis de las diferencias de género en función de las puntuaciones medias en las diferentes subescalas, se utilizó el t-test teniendo en cuenta el test de Levene que nos permite estimar la igualdad de las varianzas con un nivel de significación de $p < .05$. Los resultados indican que los hombres puntuaron con una media mayor estadísticamente significativa que las mujeres en las subescalas amotivación y regulación externa con un nivel de significación de $p < .01$.

Subescala	1	2	3	4	5	6	7
1. Amotivación	(.74)	.28	-.01	.11 ^{**}	-.02	-.13 ^{**}	-.17
2. Regulación externa		(.79)	.31 ^{**}	.60 ^{**}	.39 ^{**}	.31 ^{**}	.21 ^{**}
3. Regulación introyectada			(.73)	.48	.38 ^{**}	.48	.45 ^{**}
4. Regulación identificada				(.74)	.52 ^{**}	.46 ^{**}	.44 ^{**}
5. MI al conocimiento					(.79)	.63 ^{**}	.58 ^{**}
6. MI al logro						(.78)	.66 ^{**}
7. MI a las exp. estimulantes							(.75)

Nota: * La correlación es significativa al nivel de .05. ** La correlación es significativa al nivel de .01.

Tabla 3. Correlaciones entre las subescalas de la Escala de Motivación Deportiva y consistencia interna (en la diagonal)

Discusión

El objetivo del presente estudio ha sido analizar las propiedades psicométricas de la versión española de la EMS. Considerando la

muestra total, los resultados, al comparar diferentes modelos, han revelado que la estructura de siete factores correlacionados con efectos de método es la que mejor se ajusta a los datos con unos índices de ajuste

similares a los encontrados en estudios anteriores (Brière et al., 1995; Martín-Albo et al., 2007; Núñez et al., 2006; Pelletier et al., 1995) lo que demuestra que la estructura teórica de las siete subescalas constituye un modelo oblicuo. Además, todos los pesos factoriales mostraron valores estandarizados por encima de .50 contribuyendo significativamente a la evaluación del constructo de interés, lo que corrobora la estructura de siete factores.

Si tomamos en consideración las submuestras de hombres y mujeres, los resultados han mostrado que los hombres presentan un mejor ajuste que las mujeres, lo que puede explicarse por la relación entre el tamaño de la muestra y los parámetros estimados (Martens y Webber, 2002), siendo ésta mayor en los hombres que en las mujeres.

Además, es conveniente resaltar, por un lado, que la existencia de un error de método en el modelo podría explicarse por la propia redacción de los ítems que, en algunos casos, facilitarían un sesgo de respuesta, con independencia de su contenido donde otras variables podrían incidir en la tendencia de respuesta (p.e. edad, contextos socioculturales, nivel educativo) y, por otro, que debemos tomar con precauciones la validez factorial de la escala, cuyos índices de ajuste han mostrado unos niveles mínimamente aceptables en las distintas adaptaciones y análisis psicométricos realizados hasta el momento de acuerdo a los niveles establecidos por Shumacker y Lomax (1996), pero lejos de los puntos de corte propuestos por Hu y Bentler (1999). No obstante, tal y como proponen Marsh, Hau y Wen (2004), en instrumentos que presentan estructuras complejas o multifactoriales como es el caso, no debemos considerar puntos de corte tan exigentes dado que se corre el riesgo de cometer errores Tipo1 (rechazar la hipótesis nula cuando es verdadera).

Respecto a la fiabilidad de la escala, la consistencia interna de las subescalas ha sido adecuada y con unas puntuaciones prácticamente idénticas a las obtenidas con una muestra de sujetos estadounidenses (Martens y Webber, 2002) donde de la misma forma el valor más alto (.82) se obtuvo en la escala MI al conocimiento y el más bajo (.70) en la subescala regulación introyectada. Además, en general, las puntuaciones son más elevadas que en la versión griega (Doganis, 2000) y muy similares a las versiones inglesa (Pelletier et al., 1995) y española (Núñez et al., 2006).

Asimismo, los resultados del análisis de correlaciones entre las subescalas de la EMS muestran la importancia de considerar los diferentes tipos de motivación y apoyan la presencia de un continuo de autodeterminación tal y como postulan Deci y Ryan (1985) donde, de forma general, las subescalas adyacentes poseen correlaciones altas y positivas y las subescalas opuestas en el continuo tienen las correlaciones más negativas. La excepción de que la subescala regulación introyectada tenga una correlación más alta con la subescala MI al logro que con una subescala adyacente como la regulación externa es similar a los resultados de la validación francesa (Brière et al., 1995) y semejante a los de la validación española (Núñez et al., 2006) y griega (Doganis, 2000) donde la subescala regulación introyectada presenta correlaciones más altas con subescalas pertenecientes a la motivación intrínseca que con sus adyacentes en el continuo. Esta ligera desviación de la teoría puede deberse a que las diferencias entre los constructos de motivación intrínseca y extrínseca pueden no ser tan categóricas como la teoría de la autodeterminación propone por lo que se pueden producir solapamientos entre algunas de las subescalas (Núñez, Martín-Albo y Navarro, 2005). La indicación

de que las subescalas con mayor nivel de autodeterminación son las que están más fuertemente relacionadas, apoya la validez de constructo de la escala.

Finalmente, los resultados obtenidos en el análisis de las diferencias de medias de las subescalas revelaron que los hombres puntuaron más alto en amotivación y regulación externa, lo que confirma los resultados encontrados en muestras canadienses por Brière et al. (1995) y Pelletier et al. (1995) y española por Núñez et al. (2006) por lo que podemos afirmar que, en general, los hombres presentan un perfil menos autodeterminado que las mujeres. Sin embargo, este resultado no está en consonancia con los resultados encontrados recientemente en deportistas paraguayos donde no existían diferencias de género (Martín-Albo et al., 2007). Esto podría ser explicado por un lado, por la interacción de la variable género con otras variables socioculturales que afectan de forma diferente a hombres y mujeres (e.g. nivel educativo, nivel socioeconómico) y, por otro, por el hecho de que las estructuras factoriales en hombres y mujeres pueden ser distintas, tal y como ha ocurrido en el presente estudio.

En futuras investigaciones sería necesario probar la validez concurrente de la escala utilizando otros instrumentos que evalúen motivación deportiva y analizar en mayor medida la validez factorial para tratar de establecer unos índices de ajuste más satisfactorios aumentando la relación entre la muestra utilizada y el número de parámetros sometidos a análisis tal y como propone Ullman (1996), así como aumentar la representatividad de los datos utilizando diferentes muestras con el fin de determinar con mayor claridad el solapamiento que se produce entre diferentes subescalas de la motivaciones extrínseca e intrínseca.

Como conclusión, los resultados del presente estudio confirman parcialmente la estructura de siete factores correlacionados propuesta por Brière et al. (1995). Además, la consistencia interna fue elevada en todas las subescalas apoyando la fiabilidad de la EMS y, finalmente, consideramos que existen evidencias que apoyan la validez de constructo de la escala. Por todo ello, los resultados avalan la utilización de la versión española de la EMS para evaluar diferentes tipos de motivación en el contexto deportivo.

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE MOTIVACIÓN DEPORTIVA

PALABRAS CLAVE: Deporte, Motivación, Propiedades psicométricas.

RESUMEN: El propósito de este estudio ha sido analizar las propiedades psicométricas de la versión española de la *Échelle de Motivation dans les Sports* (EMS). La muestra estaba formada por 496 deportistas, 314 hombres y 182 mujeres. El análisis factorial confirmatorio confirmó la estructura de siete factores correlacionados de la escala con efectos de método existiendo evidencias de su validez de constructo a partir de la relación entre las siete dimensiones motivacionales. Los resultados mostraron niveles satisfactorios de consistencia interna y, finalmente, se han obtenido diferencias de género significativas. Estos resultados apoyan parcialmente el uso de la SMS para la evaluación de la motivación en el contexto deportivo.

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DA VERSÃO ESPANHOLA DA ESCALA DE MOTIVAÇÃO DESPORTIVA

PALAVRAS-CHAVE: Desporto, Motivação, Propriedades psicométricas.

RESUMO: O propósito deste estudo foi o de analisar as propriedades psicométricas da versão espanhola da *Échelle de Motivation dans les Sports* (EMS). A amostra era constituída por 496 desportistas, 314 homens e 182 mulheres. A análise

factorial confirmatória, permitiu confirmar a estrutura de sete factores correlacionados da escala com efeitos de método, existindo evidências da sua validade de constructo a partir da relação entre as sete dimensões motivacionais. Os resultados mostraram níveis satisfatórios de consistência interna e por último, obtiveram-se diferenças de género significativas. Estes resultados apoiam parcialmente o uso do SMS para a avaliação da motivação em contexto desportivo.

Referencias

- Abramson, L., Seligman, M. y Teasdale, J. (1978). Learned helplessness in humans: Critique and reformulation. *Journal of Abnormal Psychology, 87*, 49-74.
- Balaguer, I., Guivernau, M., Duda, J. L. y Crespo, M. (1997). Análisis de la validez de constructo y de la validez predictiva del cuestionario de clima motivacional percibido en el deporte (PMCSQ-2) con tenistas españoles de competición. *Revista de Psicología del Deporte, 11*, 41-58.
- 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, extrinsèque et d'amotivation en contexte sportif: l'échelle de motivation dans les sports (ÉMS). *International Journal of Sport Psychology, 26*, 465-489.
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen y J. S. Longs (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Davis, R. (1987). Scale construction. *Journal of Counseling Psychology, 34*, 481-489.
- Deci, E. L. y Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum.
- Deci, E. L. y Ryan, R. M. (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. In R. Dienstbier (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. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry, 11*, 227-268.
- Doganis, G. (2000). Development of a Greek version of the Sport Motivation Scale. *Perceptual and Motor Skills, 90*, 505-512.
- Guivernau, M. y Duda, J. L. (1994). Psychometric properties of a spanish version of the task and ego orientation in sport questionnaire (TEOSQ) and beliefs about the causes of success inventory. *Revista de Psicología del Deporte, 5*, 31-51.
- Harter, S. (1978). Effectance motivation reconsidered. *Human Development, 21*, 34-64.
- Hoyle, R. H. (1995). *Structural equation modeling: concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L. y 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.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software Inter.

- Li, F. y Harmer, P. H. (1996). Testing the simplex assumption underlying the sport motivation scale: a structural equation modeling analysis. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 67, 396-405.
- Marsh, H. W., Hau, K. T. y Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on Hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11 (3), 320-341.
- 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.
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L., Navarro, J. G., Leite, M., Almirón, M. y Glavinich, N. (2007). Propiedades psicométricas de la versión española de la Escala de Motivación Deportiva en Paraguay. *Revista Mexicana de Psicología*, 24 (1), 43-52.
- Núñez, J. L., Martín-Albo, J. y Navarro, J. G. (2005). Validación de la versión española de la Échelle de Motivation en Éducation. *Psicothema*, 17 (2), 344-349.
- 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.
- Pelletier, L. G., Tuson, D. M., Fortier, M. S., Vallerand, R. J., 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. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 17, 35-53.
- Pelletier, L. G., Vallerand, R. J., Green-Demers, I., Brière, N. M. y Blais, M. R. (1995). Leisure and mental health: relationship between leisure involvement and psychological well-being. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 27, 214-225.
- Ryan, R. M. y Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, 68-78.
- Shumacker, R. E. y Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Ullman, J. B. (1996). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick y L. S. Fidell, *Using multivariate statistics* (pp. 709-780). New York: Harper Collins.
- Vallerand, R. J. (1997). Toward a hierarchical model of intrinsic and extrinsic motivation. In M. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, Vol. 29. (pp. 271-360). Toronto: Academic.
- Vallerand, R. J. y Losier, G. F. (1999). Self-determined motivation and sportsmanship orientations: An assessment of their temporal relationship. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 16, 229-245.
- Vallerand, R. J., Blais, M. R., Brière, N. M. y Pelletier, L. G. (1989). Construction et validation de l'Échelle de Motivation en Éducation (EME). *Canadian Journal of Behavioral Sciences*, 21, 323-349.
- White, R. W. (1959). Motivation reconsidered: The concept of competence. *Psychological Review*, 66, 297-333.